

T/412

Universidad Autónoma de Madrid

Tesis doctoral

**EL USO DE LOS MODELOS DE ELECCIÓN
DISCRETA PARA LA PREDICCIÓN DE CRISIS
CAMBIARIAS: EL CASO LATINOAMERICANO**

Director: José Vicéns Otero

Autor: Eva Medina Moral

Abril 2003



R.º FEE. 81758
a 589986 M

INTRODUCCIÓN..... 9

CAPITULO I: TEORÍAS MACROECONÓMICAS SOBRE LA VOLATILIDAD DE LOS TIPOS DE CAMBIO.....15

I.1. Modelos teóricos para la determinación del tipo de cambio17

I.1.1. Introducción: recorrido histórico por los modelos de determinación del tipo de cambio 17

I.1.2. Modelos monetarios para la determinación del tipo de cambio.....23

I.1.3. Modelos de equilibrio de cartera y de la cuenta corriente 35

I.1.4. Desarrollos más recientes 40

I.2. Modelos teóricos para la determinación de crisis cambiarias.....49

I.2.1. Introducción: definición de crisis cambiaria.....49

I.2.2. Modelos alternativos en la determinación de las crisis cambiarias51

I.2.3. Modelos de primera generación 56

I.2.4. Modelos de segunda generación.....60

I.2.5. Modelos de tercera generación 82

CAPITULO II: MODELOS EMPÍRICOS PARA LA PREDICCIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: LOS SISTEMAS DE ALERTA ANTICIPADA93

II.1. Introducción: recorrido histórico por los sistemas de alerta anticipada95

II.2. Distintas especificaciones de un sistema de alerta anticipada 100

II.2.1. Definición de una crisis cambiaria 101

II.2.2. Selección de variables explicativas 110

II.2.3. Metodología y poder predictivo de un sistema de alerta anticipada 114

II.3. Modelos empíricos para la predicción de crisis cambiarias 118

II.3.1. Enfoque de señales..... 119

II.3.2. Enfoque econométrico..... 137

CAPITULO III: MODELOS ALTERNATIVOS EN LA ESTIMACIÓN DE VARIABLES DISCRETAS 181

III.1. Introducción: clasificación de los modelos de elección discreta..... 183
III.1.1. Distintas tipologías en la modelización de variables discretas 183
III.1.2. Interpretación estructural de los modelos de elección discreta 187
III.1.3. Orígenes y posteriores desarrollos de los modelos de elección discreta 189

III.2. Modelos de respuesta dicotómica 195
III.2.1. Modelo lineal de probabilidad (MLP) 195
III.2.2. Modelos de probabilidad no lineal 201

III.3. Modelos de respuesta múltiple 254
III.3.1. Modelos de respuesta múltiple con datos no ordenados 255
III.3.2. Modelos de respuesta múltiple con datos ordenados 277

CAPITULO IV: ELABORACIÓN DE UN SISTEMA DE ALERTA ANTICIPADA PARA LA REGIÓN LATINOAMERICANA..... 283

IV.1. Introducción 285

IV.2. Especificación del sistema de alerta anticipada..... 286
IV.2.1. Especificación geográfica y temporal 286
IV.2.2. Definición de la variable endógena 291
IV.2.3. Selección de las variables explicativas..... 299
IV.2.4. Presentación de la base de datos 305

IV.3. Estimación de un modelo logit para predecir crisis cambiarias 312
IV.3.1. Aplicación de la metodología binomial 313
IV.3.2. Aplicación de la metodología multinomial y ordinal 330

CAPITULO V: PRINCIPALES CONCLUSIONES..... 347

ANEXOS..... 353

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS 391

INTRODUCCIÓN	9
---------------------------	---

CAPITULO I: TEORÍAS MACROECONÓMICAS SOBRE LA VOLATILIDAD DE LOS TIPOS DE CAMBIO	15
--	----

I.1. MODELOS TEÓRICOS PARA LA DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO ...	17
---	----

I.1.1. INTRODUCCIÓN: RECORRIDO HISTÓRICO POR LOS MODELOS DE DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO	17
---	----

I.1.2. MODELOS MONETARIOS PARA LA DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO	23
---	----

I. 1.2.1. Modelos monetarios con flexibilidad de precios	25
---	----

Planteamiento general y efectos de perturbaciones en las condiciones de equilibrio	26
--	----

Ampliaciones al modelo básico.....	28
------------------------------------	----

I.1.2.2. Modelos monetarios con rigideces de precios en el corto plazo	30
---	----

Planteamiento general.....	30
----------------------------	----

Efectos de variaciones en las condiciones económicas de equilibrio	32
--	----

Ampliaciones sobre el modelo de Dornbusch	34
---	----

I.1.3. MODELOS DE EQUILIBRIO DE CARTERA Y DE LA CUENTA CORRIENTE	35
---	----

I.1.3.1. Planteamiento general	36
---	----

I.1.3.2. Efectos de variaciones en las condiciones económicas de equilibrio	38
--	----

I.1.3.3. Interrelación entre el tipo de cambio y la balanza por cuenta corriente	39
---	----

I.1.4. DESARROLLOS MÁS RECIENTES	40
---	----

I.1.4.1. Inclusión de la nueva información	40
---	----

I.1.4.2. Teoría de las burbujas especulativas	42
--	----

I.1.4.3. Comportamiento del tipo de cambio en una zona objetivo	42
--	----

I.1.4.4. Teoría del caos	46
---------------------------------------	----

I.2. MODELOS TEÓRICOS PARA LA DETERMINACIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS	49
---	----

I.2.1. INTRODUCCIÓN: DEFINICIÓN DE CRISIS CAMBIARIA	49
--	----

I.2.2. MODELOS ALTERNATIVOS EN LA DETERMINACIÓN DE LAS CRISIS CAMBIARIAS	51
---	----

I.2.3. MODELOS DE PRIMERA GENERACIÓN	56
I.2.4. MODELOS DE SEGUNDA GENERACIÓN	60
I.2.4.1. Características generales	60
Interrelación entre el sector privado y el sector público.....	61
Modelos con cláusulas de escape	61
El comportamiento del Gobierno se basa en funciones de utilidad	62
Modelos con expectativas racionales.....	63
Modelos de múltiples equilibrios	64
Crisis financieras "autogeneradas"	65
Los fundamentos económicos no determinan la crisis pero la hacen posible... 66	
I.2.4.2. Modelos teóricos de segunda generación.....	66
Transmisión de la variación de expectativas vía elevación de los tipos de interés.....	67
Transmisión de la variación de expectativas vía aumento salarial	73
I.2.4.3. Incorporación del efecto contagio	78
I.2.5. MODELOS DE TERCERA GENERACIÓN.....	82
I.2.5.1. Distintas tipologías en la modelización	82
Modelos de "riesgo moral"	84
Modelos de "retirada repentina"	86
I.2.5.2. Hacia una nueva generación de modelos de crisis cambiarias	88
El modelo de Krugman	89

CAPITULO II: MODELOS EMPÍRICOS PARA LA PREDICCIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: LOS SISTEMAS DE ALERTA ANTICIPADA

93

II.1. INTRODUCCIÓN: RECORRIDO HISTÓRICO POR LOS SISTEMAS DE ALERTA ANTICIPADA.....

95

II.2. DISTINTAS ESPECIFICACIONES DE UN SISTEMA DE ALERTA ANTICIPADA.....

100

II.2.1. DEFINICION DE UNA CRISIS CAMBIARIA	101
II.2.1.1. Elaboración de un índice de presión especulativa	103
II.2.1.2. Cuantificación de una desviación atípica en la evolución del tipo de cambio.....	106

II.2.1.3. Análisis comparativos del uso de distintas definiciones	108
II.2.1.4. Elección del horizonte temporal	109
II.2.2. SELECCIÓN DE VARIABLES EXPLICATIVAS.....	110
II.2.3. METODOLOGÍA Y PODER PREDICTIVO DE UN SISTEMA DE ALERTA ANTICIPADA	114
II.3. MODELOS EMPÍRICOS PARA LA PREDICCIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS ..	118
II.3.1. ENFOQUE DE SEÑALES.....	119
II.3.2. ENFOQUE ECONOMETRICO	137

CAPITULO III: MODELOS ALTERNATIVOS EN LA ESTIMACIÓN DE VARIABLES DISCRETAS

III.1. INTRODUCCIÓN: CLASIFICACION DE LOS MODELOS DE ELECCIÓN DISCRETA.....	183
III.1.1. DISTINTAS TIPOLOGÍAS EN LA MODELIZACIÓN DE VARIABLES DISCRETAS.....	183
III.1.2. INTERPRETACIÓN ESTRUCTURAL DE LOS MODELOS DE ELECCIÓN DISCRETA.....	187
III.1.3. ORIGENES Y POSTERIORES DESARROLLOS DE LOS MODELOS DE ELECCIÓN DISCRETA.....	189
III.2. MODELOS DE RESPUESTA DICOTÓMICA.....	195
III.2.1. MODELO LINEAL DE PROBABILIDAD (MLP)	195
III.2.1.1. Especificación e interpretación del MLP	195
III.2.1.2. Limitaciones de la estimación por MCO	197
III.2.1.3. Interpretación de los coeficientes estimados.....	200
III.2.2. MODELOS DE PROBABILIDAD NO LINEAL	201
III.2.2.1. Diferentes tipos de modelos de probabilidad no lineal.	201
III.2.2.2. Interpretación del resultado de la estimación y de los coeficientes estimados en un modelo Logit.....	205
III.2.2.3. Estimación de los parámetros en los modelos Logit	211
Estimación con observaciones no repetidas: Método de Máxima Verosimilitud	213
Estimación con observaciones repetidas: Método de Mínimos Cuadrados Generalizados	221

III.2.2.4. Validación y contraste de hipótesis	226
Significatividad estadística de los parámetros estimados.....	231
Medidas de bondad de ajuste del modelo.....	234
Test sobre la especificación en los modelos Logit	246
Medidas de influencia: valores extremos	250
III.2.2.5. Otras alternativas en la modelización de variables dicotómicas: curvas no simétricas y flexibles.....	251
III.3. MODELOS DE RESPUESTA MÚLTIPLE	254
III.3.1. MODELOS DE RESPUESTA MÚLTIPLE CON DATOS NO ORDENADOS	255
III.3.1.1. El modelo Logit Multinomial	257
Planteamiento del modelo	257
Estimación de los parámetros.....	259
Medidas de bondad del ajuste	263
III.3.1.2. El modelo Logit Condicional.....	264
Planteamiento del modelo	264
Estimación de los parámetros.....	265
Medidas de bondad del ajuste	266
III.3.1.3. Independencia de las alternativas irrelevantes	267
Modelo Probit Multivariante	269
Modelo Logit Anidado	270
Modelo Logit Mixto.....	273
III.3.2. MODELOS DE RESPUESTA MÚLTIPLE CON DATOS ORDENADOS ..	277

CAPITULO IV: ELABORACIÓN DE UN SISTEMA DE ALERTA ANTICIPADA PARA LA REGIÓN LATINOAMERICANA.....283

IV.1. INTRODUCCIÓN	285
IV.2. ESPECIFICACIÓN DEL SISTEMA DE ALERTA ANTICIPADA.....	286
IV.2.1. ESPECIFICACIÓN GEOGRÁFICA Y TEMPORAL.....	286
IV.2.2. DEFINICIÓN DE LA VARIABLE ENDÓGENA	291
IV.2.2.1. Observaciones muestrales individuales.....	296
IV.2.2.2. Observaciones muestrales agrupadas	297
IV.2.3. SELECCIÓN DE LAS VARIALES EXPLICATIVAS.....	299
IV.2.4. PRESENTACIÓN DE LA BASE DE DATOS	305

IV.3. ESTIMACIÓN DE UN MODELO LOGIT PARA PREDECIR CRISIS CAMBIARIAS	312
--	------------

IV.3.1. APLICACIÓN DE LA METODOLOGÍA BINOMIAL	313
--	------------

IV.3.1.1. Modelo a medio plazo de crisis cambiarias	313
---	-----

IV.3.1.2. Modelo a corto plazo de crisis cambiarias	322
---	-----

IV.3.2. APLICACIÓN DE LA METODOLOGÍA MULTINOMIAL Y ORDINAL.....	330
--	------------

IV.3.2.1. Definición de la variable endógena.....	331
---	-----

IV.3.2.2. Resultados de la estimación de tres modelos alternativos.....	334
---	-----

“Periodos de baja inestabilidad” versus “períodos de elevada inestabilidad”.	336
--	-----

“Ataques especulativos no exitosos” versus “ataques exitosos”	338
---	-----

“Crisis de corta duración” versus “crisis de larga duración”.....	341
---	-----

IV.3.2.3. Elección de un modelo para medir la intensidad de las crisis cambiarias.....	343
--	-----

CAPITULO V: PRINCIPALES CONCLUSIONES.....	347
--	------------

ANEXOS.....	353
--------------------	------------

ANEXO 1: USO DE CRITERIOS ALTERNATIVOS EN LA IDENTIFICACIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS	355
---	------------

ANEXO 2: IDENTIFICACIÓN DE PERIODO DE CRISIS Y DE CALMA SEGÚN DISTINTAS DEFINICIONES DE LA VARIABLE ENDÓGENA.....	369
--	------------

ANEXO 3: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE UN MODELO LOGIT	385
--	------------

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS	391
---	------------

INTRODUCCIÓN

El trabajo presentado resume el esfuerzo realizado en la construcción de un "Sistema de Alerta Anticipada" para la región latinoamericana, que permite anticipar, con un cierto grado de rigor y fiabilidad, el riesgo de crisis cambiarias. Este tipo de acontecimientos financieros tienen lugar cuando se produce una fuerte depreciación de la cotización de una moneda, cuando el sistema de tipo de cambio es flexible, o un abandono de la paridad central, si se trata de un sistema de tipo de cambio fijo.

Si bien las crisis cambiarias no son un fenómeno reciente, en los últimos años ha aumentado la frecuencia e intensidad de las mismas, sobre todo en las llamadas economías emergentes. Las vulnerabilidades existentes en estas economías, así como su mayor dependencia del capital exterior, aumentan los mecanismos de inestabilidad cambiaria dentro de un entorno económico caracterizado por la globalización y una creciente integración de los mercados internacionales.

Las consecuencias negativas que este tipo de acontecimientos tiene sobre la economía del país que los sufre, así como la existencia del efecto contagio que reproduce estos fenómenos en otras economías, ha incentivado la búsqueda de mecanismos que permitan su anticipación con el objetivo de evitar su aparición o, al menos, reducir sus efectos sobre la economía. Si bien la particularidad de cada crisis dificulta su estudio desde una perspectiva general, existen rasgos comunes a todas ellas que facilitan la identificación de patrones de comportamiento, más o menos similares, entre países y momentos temporales. En esta línea se han desarrollado numerosas investigaciones, desde mediados de los años noventa hasta la actualidad, que se articulan a través del diseño de "Sistemas de Alerta Anticipada".

Los desarrollos empíricos han evolucionado, con la incorporación de nuevas metodologías y factores explicativos, desde los trabajos pioneros hasta las nuevas versiones, más sofisticadas en la elaboración de los sistemas. Todo ello ha dado lugar a una gran variedad de diseños que se diferencian en la definición de crisis, selección de variables explicativas, muestra temporal, países incluidos en el modelo y metodología empleada. En este contexto se ubica la investigación que aquí se presenta, y que pretende servir como un paso más hacia el perfeccionamiento de los "Sistemas de Alerta Anticipada".

El estudio se estructura en cuatro grandes capítulos que definen el proceso de investigación seguido: estudio de los enfoques teóricos existentes para la determinación del tipo de cambio y de las crisis cambiarias, recopilación y análisis de los estudios empíricos previos más significativos, elaboración de un "Sistema de Alerta

Anticipada” para la región latinoamericana. Por último, la investigación finaliza con una exposición sobre las conclusiones más relevantes extraídas del análisis.

Como punto de partida de toda investigación empírica, el estudio de las corrientes teóricas permite profundizar en las relaciones que determinan los comportamientos de las variables económicas. Con este objetivo, en el primer capítulo se realiza un estudio exhaustivo sobre los distintos modelos teóricos existentes en la determinación del tipo de cambio y de las crisis cambiarias, desde los análisis iniciales hasta los enfoques más modernos.

El capítulo se encuentra estructurado en dos grandes apartados: el primero profundiza en los modelos teóricos existentes para determinar la evolución del tipo de cambio, a partir de los cuales se analiza en que medida las relaciones económicas permiten evaluar la dinámica del mismo; dado que la elevada volatilidad de la variable tipo de cambio dificulta la aplicación práctica de los modelos teóricos, se inicia una nueva corriente de pensamiento enfocada al análisis de los movimientos extremos en la cotización, que se definen como crisis cambiaria, y que son objeto de análisis en el segundo apartado de este capítulo.

Conocidos los factores teóricos que explican el desarrollo de una crisis cambiaria, la elaboración de un “Sistema de Alerta Anticipada” parte de una revisión de los trabajos empíricos más significativos y recientes desarrollados en esta línea que se detallan en el segundo capítulo de este estudio. El estudio comparativo realizado en este apartado, permite identificar las distintas tipologías existentes en el diseño de un “Sistema Alerta Anticipa” así como las debilidades de los mismos. El capítulo finaliza con un análisis en detalle de los 14 estudios empíricos más importantes, de los cuales cuatro se construyen siguiendo el enfoque de señales y los diez restantes se elaboran según el enfoque econométrico.

Partiendo de la revisión de los trabajos empíricos previos se observa un mayor desarrollo del empleo de la metodología econométrica frente al enfoque de señales, ya que otorga un mayor rigor al análisis, por lo que la aplicación práctica de este trabajo hace uso de técnicas econométricas que son desarrolladas en el tercer capítulo. En el campo de la econometría, el uso de los modelos de elección discreta es el adecuado para analizar el tema que nos ocupa, al permitir estimar la probabilidad de ocurrencia de las alternativas que definen a la variable endógena, que en el caso analizado se identificarán con procesos de crisis y periodos de calma.

La metodología de modelización discreta distingue según que la especificación de la variable endógena incorpore dos o más alternativas. Es por ello que el capítulo se estructura distinguiendo entre los modelos de respuesta dicotómica, que analizan la modelización de una variable endógena con dos únicas alternativas de elección, y los modelos de respuesta múltiple, centrados en la modelización de variables endógenas con más de dos alternativas de elección.

Definidas las principales variables explicativas en el análisis de las crisis cambiarias, y conocida la metodología a aplicar en el diseño de un “Sistema de Alerta Anticipada”, en el cuarto capítulo se resumen los resultados de la aplicación empírica, destinada a elaborar un modelo para anticipar las crisis en la región latinoamericana. La selección de esta área se fundamenta por un lado, en la mayor vulnerabilidad existente en estas economías, y por otro, en una trayectoria profesional que me ha especializado en el análisis de las economías latinoamericanas. En el desarrollo de la aplicación empírica se proponen dos estimaciones alternativas que se distinguen por la especificación del horizonte temporal: a medio y corto plazo.

El modelo finalmente propuesto demuestra en simulación histórica su capacidad para la predicción de crisis cambiarias en el área latinoamericana, siendo, en términos de bondad estadística, superior a la mayoría de los modelos previos existentes. Con un 87% de acierto en la previsión de periodos de crisis y un 86% de acierto en la previsión de periodos de calma, se revela como un adecuado instrumento para el seguimiento de las principales monedas de la región.

Por último, se cierra el estudio con una exposición de las conclusiones más significativas extraídas del análisis realizado, junto con el planteamiento de nuevas líneas de investigación dirigidas al perfeccionamiento de los “Sistemas de Alerta Anticipada”.

CAPÍTULO I:

TEORÍAS MACROECONÓMICAS SOBRE LA VOLATILIDAD DE LOS TIPOS DE CAMBIO

I.1. MODELOS TEÓRICOS PARA LA DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO

I.1.1. INTRODUCCIÓN: RECORRIDO HISTÓRICO POR LOS MODELOS DE DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO

Los modelos de determinación del tipo de cambio tratan de explicar el nivel del tipo de cambio de equilibrio en función de las relaciones existentes entre las variables macroeconómicas. Definido el modelo que explica el comportamiento del tipo de cambio, éste puede ser utilizado para predecir la evolución futura de la cotización.

Los desarrollos teóricos dirigidos a la modelización del comportamiento de los tipos de cambio han ido evolucionando a lo largo del tiempo en la medida en que también lo han hecho las distintas características que determinan el entorno económico internacional. En este apartado se hace una revisión de los principales desarrollos que han intentado explicar la determinación de los tipos de cambio de equilibrio, siguiendo el esquema presentado en Bajo y Sosvilla (1993) y continuado posteriormente en Gámez y Torres (1997).

El enfoque tradicional para la determinación del tipo de cambio es el denominado como **equilibrio de flujos**, según el cual el tipo de cambio fluctúa hasta situarse en el punto de equilibrio entre la demanda y oferta de divisas, las cuales se determinan en función de los flujos de bienes, servicios y capitales con el exterior. Este enfoque fue desarrollado inicialmente por Meade (1951) y, dado que en esta época los movimientos de capital eran escasos, los movimientos del tipo de cambio quedaban explicados por la evolución de las exportaciones e importaciones de bienes y servicios. Dado que las variables determinantes para explicar la evolución de los saldos comerciales son los precios relativos (precios extranjeros en relación con los nacionales), renta nacional y renta extranjera, el comportamiento de estos factores determinaban la evolución del tipo de cambio, de manera que una disminución (aumento) de los precios relativos, un aumento (disminución) de la renta nacional o una disminución (aumento) de la renta extranjera daban lugar a una depreciación (apreciación) del tipo de cambio.

Posteriormente, Fleming (1962) y Mundell (1963) introdujeron los movimientos de capital en el modelo de determinación del tipo de cambio, modificando el enfoque tradicional de equilibrio de los flujos comerciales hacia el equilibrio de los stocks de la balanza de capital. En su modelo, conocido con el nombre de modelo Mundell-Fleming, el tipo de cambio se determina a partir del equilibrio en dos mercados: el de bienes y servicios (igual que en el modelo tradicional de flujos) y el monetario. La

incorporación del funcionamiento del mercado monetario en la determinación del tipo de cambio, revela dos nuevos factores claves que influyen en la evolución del mismo: la oferta monetaria y el diferencial del tipo de interés.

Tras la caída del sistema de Breton Woods en 1973 se implantó un sistema de flotación generalizada de las principales monedas. El sistema aumentó la volatilidad observada, sobre todo a muy corto plazo, ya que la creciente movilidad internacional de capital y la integración de los mercados de capitales aumentaban la inestabilidad invalidando el uso de las teorías tradicionales sobre determinación del tipo de cambio. Simultáneamente, fue aumentando la importancia de las expectativas en la toma de decisiones de los agentes que operaban en los mercados de divisas, como una nueva variable que justificaba la volatilidad observada.

La incorporación de la nueva estructura institucional internacional y la consideración explícita de las expectativas en los modelos desarrollados en los años 70 y 80 modifican el proceso de determinación del tipo de cambio tal y como se entendía en los modelos de los años 50 y 60. Surge el denominado enfoque **mercado de activos**, basado en la teoría general de equilibrio de los mercados de activos. Según este enfoque el tipo de cambio se determina por las mismas fuerzas que explican los precios de los activos financieros que se negocian en mercados altamente organizados y eficientes. Dichas fuerzas se resumen básicamente en:

- Las condiciones de equilibrio de stocks, es decir, el precio será aquel para el cual el mercado en su conjunto está dispuesto a mantener voluntariamente los stocks totales existentes de los activos en cuestión.
- En la determinación del tipo de cambio influyen factores relacionados con la rentabilidad, riesgo y composición óptima de las carteras de los tenedores de activos, consideraciones que dependen de las expectativas acerca de su valor futuro.

Dentro del enfoque mercado de activos existen dos tipologías de modelos: los monetarios y los de equilibrio de cartera. Si bien ambos suponen movilidad perfecta de capital, la principal diferencia se encuentra en que los modelos monetarios suponen sustitución perfecta de los activos, mientras que los modelos de equilibrio de cartera parten de la hipótesis de sustitución imperfecta de los mismos.

A su vez, dentro de los **modelos monetarios** se distinguen dos versiones según el supuesto que se adopte sobre la flexibilidad de precios y el cumplimiento de la paridad del poder adquisitivo en el corto plazo:

- Modelos monetarios de precios flexibles: En estos modelos la paridad del poder adquisitivo y la paridad no cubierta de intereses se cumple permanentemente, por lo que el valor del tipo de cambio se determina a partir de sus componentes fundamentales: los denominados "fundamentos", cuya variable más importante es la cantidad de dinero relativa, más un término que recoge el cambio esperado en el tipo de cambio. La especificación de estos modelos dependerá del esquema de formación de expectativas utilizado (inflacionistas, adaptativas, regresivas y racionales).
- Modelos monetarios de precios rígidos: en estos modelos los factores determinantes del tipo de cambio en el largo plazo son los mismos que en los modelos de precios flexibles; sin embargo, la dinámica del tipo de cambio a corto plazo es diferente debido al supuesto de rigideces de precios, que implica que la PPA no se cumple en este horizonte temporal. En el corto plazo, un cambio de política monetaria produce una sobrerreacción del tipo de cambio, debido a las diferentes velocidades de ajuste de los mercados financieros y de bienes; es decir, debido a las rigideces de los precios a corto plazo. Sin embargo, en el medio plazo y a medida que el nivel de precios comienza a ajustarse, el tipo de cambio se desplazará hasta su nuevo nivel de equilibrio de largo plazo.

Existe una extensa literatura que desarrolla este tipo de modelos entre la que destacan las aportaciones de Dornbusch (1976), pionero de los modelos monetarios de precios rígidos, Mussa (1976), Frenkel (1976) y Bilson (1978), que desarrollan los modelos con precios flexibles, y Obstfeld y Stockman (1985), que dinamizan varios modelos con expectativas racionales.

Los modelos de **equilibrio de cartera** incorporan el supuesto de la aversión al riesgo por parte de los agentes, lo que impide que los activos denominados en diferentes monedas sean perfectamente sustitutivos en las carteras, debido a que sus riesgos implícitos son diferentes. Esto implica el incumplimiento de la paridad no cubierta de intereses, es decir, el tipo de interés de los activos internos no es igual al tipo de interés de los activos externos más la tasa de variación esperada del tipo de cambio, como si ocurre en los modelos monetarios. El tipo de cambio se determina en estos modelos, junto con los tipos de interés interno y externo por las condiciones de equilibrio de los mercados financieros. Normalmente, los activos financieros se suelen limitar a cuatro: activos que no producen intereses (dinero interno y del exterior) y activos que generan intereses (bonos internos y del exterior). Estos modelos se diferencian unos de otros por las diferentes especificaciones de las funciones de demanda de los activos financieros y el planteamiento de hipótesis relativas al tamaño

de los países, agregación de los activos y mercados financieros, velocidad de ajuste de los mercados y existencia o no de sustitución de monedas.

Este enfoque, que surge a finales de los años sesenta, no se consolida hasta mediados de los setenta con el modelo desarrollado por Branson (1977). A partir de los años 80 se incorpora a este tipo de modelos el equilibrio de la cuenta corriente, ya que el saldo de la cuenta corriente determina la acumulación/desacumulación de activos del exterior mantenidos por los agentes internos, de modo que los desequilibrios en la balanza por cuenta corriente afectan al comportamiento del tipo de cambio. Se ha comprobado empíricamente que los países con superávit en la cuenta corriente tienden a experimentar apreciaciones de su moneda, mientras que países con saldos deficitarios son más propensos a registrar depreciaciones. En esta línea destacan los trabajos de Kouri (1976), Dooley e Isard (1979), Dornbusch y Fischer (1980), Frankel (1982), Hooper y Morton (1982) y Krugman (1988), entre otros.

En los modelos de equilibrio de cartera existen dos argumentos para explicar como los desequilibrios de la balanza por cuenta corriente se trasladan al tipo de cambio. Un primer enfoque muestra que un superávit (déficit) en la cuenta corriente supone una transferencia de riqueza de los residentes extranjeros (nacionales) hacia los residentes nacionales (extranjeros) que aprecia (deprecia) la moneda; bien porque esta transferencia de riqueza supone un cambio en la demanda de dinero, o bien porque implica una redistribución de activos entre las carteras internas y externas que modifican los tipos de interés. Un segundo enfoque se basa en los efectos que la nueva información sobre los saldos de la balanza por cuenta corriente ejerce sobre el tipo de cambio nominal a través del tipo de cambio real de equilibrio a largo plazo. Así, la existencia de shocks permanentes que modifiquen la cuenta corriente genera expectativas de que el tipo de cambio real de equilibrio debe alterarse a través de modificaciones del tipo de cambio nominal.

Durante los años noventa comienzan a cobrar importancia los regímenes del tipo de cambio mixtos entre la flotación y la fijación desarrollándose nuevos modelos que tratan de analizar la determinación del tipo de cambio en una **zona objetivo**. Una zona objetivo se define como un sistema mixto entre el tipo de cambio fijo y flexible, en el que se establecen unas bandas de fluctuación que no puede sobrepasar el tipo de cambio. En el caso de que el valor del tipo de cambio superase la banda superior o inferior sería necesaria la intervención en el mercado por parte de las autoridades monetarias. El modelo pionero en este tipo de enfoque fue el de Krugman (1991), derivado del modelo monetario de precios flexibles. Su modelo incluye, en la determinación del tipo de cambio, las expectativas generadas por las bandas de

fluctuación y la posibilidad de intervencionismo, de manera que cuando el tipo de cambio se aproxima a la banda superior, las expectativas prevén una apreciación del tipo de cambio al aumentar la probabilidad de intervencionismo. Este hecho estabiliza el tipo de cambio dando lugar al efecto "luna de miel". En este tipo de modelos la dinámica del tipo de cambio no es lineal con respecto a sus fundamentos, adoptando una forma de "S".

Los supuestos de partida de este modelo invalidan su aplicación empírica, al asumir unas bandas de fluctuación perfectamente creíbles y unas intervenciones monetarias que solo se realizan en los márgenes de fluctuación. Miller y Weller (1991) suavizan la hipótesis de flexibilidad de precios desarrollando un modelo de precios rígidos en el corto plazo, asumiendo credibilidad perfecta e intervenciones marginales, y obteniendo unos resultados similares a los del modelo básico. Froot y Obstfeld (1991) y Lewis (1991) entre otros, introducen en sus modelos la posibilidad de intervenciones dentro de los márgenes de fluctuación, obteniendo, también, resultados similares a los del modelo básico.

Otros autores han relajado el supuesto de credibilidad perfecta de las bandas de fluctuación. En este sentido, Bertola y Caballero (1992), desarrollan un modelo en el que si la probabilidad de intervención es elevada, el tipo de cambio se comporta de manera similar a la del modelo básico en forma de "S"; pero si la probabilidad de intervención es reducida, la zona objetivo no es creíble, generándose una relación inversa entre el tipo de cambio y sus fundamentos, conocida como efecto "divorcio". Bertola y Svensson (1993) entre otros, introducen supuestos de credibilidad imperfecta de las bandas de fluctuación, a través de la modelización de la paridad central del tipo de cambio como un proceso sujeto a discontinuidades.

Si bien los esfuerzos teóricos suponen un avance en la clasificación de las variables que determinan el comportamiento del tipo de cambio, empíricamente los modelos estructurales desarrollados, no explican satisfactoriamente su evolución real. Es por ello que, paralelamente, comenzaron a surgir nuevas líneas de investigación entre las que destaca la de la **nueva información**, que trata de analizar el papel que juega el efecto "sorpresa" en la volatilidad a corto plazo del tipo de cambio. El enfoque de la nueva información incorpora la llegada de nueva información o sorpresas sobre las variables determinantes del tipo de cambio en la fijación del mismo, ya que a través del cambio de expectativas se incorporan, instantáneamente, al valor actual del tipo de cambio, produciendo desajustes del mismo respecto al valor actual de los fundamentos. En este enfoque, el valor del tipo de cambio depende de un componente esperado, que se corresponde con el nivel de los fundamentos, y un componente no

esperado, que es aleatorio e impredecible, y que refleja como la llegada de nueva información se introduce en el valor del tipo de cambio a través de una modificación de las expectativas.

Esta idea conduce, también en la década de los 80, a la teoría de las **burbujas especulativas** que analiza las diferencias entre el tipo de cambio que fija el mercado y el que vendría definido por los fundamentos, diferencias que se asocian a la credibilidad de las políticas económicas. Una burbuja se produce cuando una moneda está alejada de su valor de equilibrio y el mercado espera que continúe alejándose, hasta que llega un momento en que se corrige dicha divergencia y se recupera el valor de equilibrio de una manera súbita.

La introducción de factores como la nueva información y las burbujas especulativas en la determinación del tipo de cambio, tampoco resultaron suficientes para explicar los movimientos del tipo de cambio en la década de los 90, por lo que surgen nuevos desarrollos centrados en el análisis de la **dinámica caótica determinista**. En este tipo de modelos el tipo de cambio fluctúa alrededor de su equilibrio fundamental pero sin converger a él, debido a la existencia de diferentes expectativas en el mercado de divisas. En este campo, De Grauwe y Vansanten (1990) desarrollan un modelo de equilibrio de cartera con caos y De Grauwe y Dewachter (1992) un modelo monetario con precios rígidos que genera una dinámica caótica.

Otra de las características de este tipo de modelos es el estudio de las no linealidades en el tipo de cambio. Los autores de esta corriente defienden que el tipo de cambio no sigue un paseo aleatorio, ya que su media y varianza cambian en el tiempo. No existe unanimidad sobre la validez de este enfoque y así, mientras autores como Schinasi y Swamy (1989) concluyen que la introducción de coeficientes aleatorios no lineales en los modelos del tipo de cambio aumenta su poder predictivo, otros como Mece y Rose (1991) no obtienen resultados favorables al incorporar procedimientos no lineales en sus modelos.

Dentro de la corriente del caos determinista se encuentran también las investigaciones relacionadas con el estudio de las microestructuras de los mercados de divisas. En este sentido, la existencia de diversos agentes en los mercados de divisas, da lugar a heterogeneidad en sus comportamientos de generación de expectativas sobre la evolución futura del tipo de cambio.

Allen y Taylor (1990) analizan el hecho de que un elevado número de agentes usa el análisis técnico o *chartista* para predecir la evolución del tipo de cambio en el corto

plazo. Es decir, gran parte de las expectativas se derivan de modelos simples extrapolativos que no tienen en cuenta la evolución de los fundamentos, invalidando el uso de los modelos teóricos del tipo de cambio. Frankel y Froot (1990) incorporan en su modelo dos tipos de agentes: los fundamentalistas y los chartistas. Mientras que los primeros actúan como estabilizadores de los mercados, al trasladar el tipo de cambio hacia el valor definido por sus fundamentos; los segundos son especuladores y desestabilizadores. Pilbeam (1995) considera la existencia de múltiples tipos de agentes: fundamentalistas (y dentro de éstos, los que usan el modelo monetario de precios flexibles, el de precios rígidos y el de equilibrio de cartera), chartistas (con varios tipos de modelos extrapolativos), agentes que siguen un paseo aleatorio, etc. En estos modelos, las expectativas sobre la evolución del tipo de cambio ya no serán racionales, ya que cada agente utiliza una información diferente, y se formarán teniendo en cuenta el peso relativo de cada grupo de agentes.

A modo de resumen, en el cuadro I.1 se expone la clasificación presentada sobre los modelos desarrollados para determinar el tipo de cambio, así como los supuestos de partida, principales autores y variables utilizadas en la determinación del tipo de cambio. Los siguientes apartados serán objeto de un desarrollo más exhaustivo de los modelos presentados, comenzando por los modelos incluidos en el enfoque monetario.

I.1.2. MODELOS MONETARIOS PARA LA DETERMINACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO

Las hipótesis de movilidad perfecta de capital y sustitución perfecta de los activos financieros que subyacen en este tipo de modelos permiten aproximar la determinación del tipo de cambio como un fenómeno esencialmente monetario que se centra en las condiciones de equilibrio de los mercados de dinero interno y externo. Así, el tipo de cambio se define como:

$$TC = \frac{M L^*}{M^* L} \quad (I.1)$$

siendo: TC el tipo de cambio
M y M^{*} el stock de dinero interno y externo respectivamente
L y L^{*} las demandas de dinero respectivas, en términos reales

¹ Se utilizará el símbolo del asterisco para identificar las variables que hacen referencia a los mercados externos.

Cuadro I.1. Evolución de los modelos teóricos para la determinación del tipo de cambio

MODELOS Y SUPUESTOS DE PARTIDA	AUTORES PRINCIPALES	VARIABLES FUNDAMENTALES
ENFOQUE TRADICIONAL O DE EQUILIBRIO DE FLUJOS		
Equilibrio de flujos comerciales El tipo de cambio queda explicado por la evolución de las exportaciones e importaciones de bienes y servicios	Meade (1951)	- Precios relativos - Renta nacional - Renta extranjera
Equilibrio de flujos comerciales y de capital El tipo de cambio se determina a partir del equilibrio de dos mercados: el de bienes y servicios y el monetario	Fleming (1962) Mundell (1963)	- Precios relativos, renta nacional y renta extranjera - Oferta monetaria - Diferencial de los tipos de interés
ENFOQUE DE MERCADO DE ACTIVOS		
Monetarios con precios flexibles - Movilidad perfecta de capital - Cumplimiento PPA a CP y LP - Cumplimiento PID (sustitución perfecta de activos)	Mussa (1976) Frenkel (1976)	- Fundamentos económicos: Cantidad de dinero relativa Renta relativa - Expectativas sobre la evolución futura del tipo de cambio
Monetarios con precios rígidos - Movilidad perfecta de capital - Cumplimiento PPA a LP - Cumplimiento PID (sustitución perfecta de activos)	Dornbusch (1976)	Expectativas inflacionistas Expectativas regresivas Expectativas adaptativas Expectativas racionales
Equilibrio de cartera - Movilidad perfecta de capital - No cumplimiento PID (sustitución imperfecta de activos)	Branson (1977)	- Condiciones de equilibrio en los mercados financieros - Tipo de interés interno y externo - Equilibrio de la balanza por cuenta corriente
DESARROLLOS MÁS RECIENTES		
Nueva información	Dornbusch (1980) Frenkel (1981)	Incorpora los efectos de la llegada de nueva información a los mercados de divisas
Teoría de burbujas especulativas	Blanchard (1979) Dornbusch (1982)	Estudia las desviaciones del tipo de cambio respecto de su valor de equilibrio a LP sin existir razones macroeconómicas que lo justifiquen
Enfoque de zona objetivo	Krugman (1991)	- Inclusión de expectativas generadas por las bandas de fluctuación - Dinámica no lineal del tipo de cambio
Teoría del caos	De Grauwe y Vansanten (1990) De Grauwe y Dewachter (1992) Ellis (1994)	- El tipo de cambio fluctúa alrededor de su equilibrio sin converger a él - Estudio de las no linealidades - Estudio de las microestructuras de los mercados de divisas

Según la ecuación (1.1), si se produce un cambio en $\frac{M}{M^*}$ o en $\frac{L^*}{L}$, el desequilibrio de stocks que se origina se elimina a través de ajustes en el tipo de cambio. El tipo de cambio también se altera por shocks reales, que quedan recogidos en la ecuación al suponer que éstos se transmiten por cauces monetarios, es decir, a través de su influencia sobre las demandas y ofertas relativas de dinero.

En este tipo de modelos, los tipos de cambio, al igual que los precios de los demás activos que se negocian en mercados organizados, están fuertemente influidos por las expectativas respecto al comportamiento futuro del mismo. Así, si se espera que la moneda externa se aprecie, se producirá un incremento de la demanda de esa moneda de modo que L^*/L aumentará, y si las autoridades monetarias del exterior no incrementan el stock de dinero para satisfacer la mayor demanda del mismo, el tipo de cambio aumentará.

El supuesto del cumplimiento o no de la paridad del poder adquisitivo en el corto plazo da lugar a los dos tipos de modelos monetarios existentes: aquellos en los que los precios son flexibles en el corto plazo ajustándose rápidamente ante cualquier desequilibrio de los mercados, frente a aquellos otros en los que los precios son rígidos en el corto plazo, siendo en el medio plazo cuando se producen los ajustes necesarios hasta alcanzar el equilibrio del largo plazo.

A continuación se detallan las características básicas de uno y otro modelo siguiendo el siguiente esquema general: planteamiento básico y características generales del modelo, efectos sobre el tipo de cambio de distintas perturbaciones en las condiciones económicas de equilibrio y, presentación de algunos modelos que flexibilizan los supuestos de partida empleados.

1.1.2.1. Modelos monetarios con flexibilidad de precios

El supuesto de flexibilidad de precios, tanto en el corto plazo como en el largo plazo, supone que ante perturbaciones en los equilibrios de los mercados, bien porque se producen cambios en las directrices de política económica o bien porque proceden de "shocks" externos, los precios se ajustan de forma inmediata, trasladándose rápidamente dichas variaciones en los niveles de precios a los mercados cambiarios. Esta característica de ajuste inmediato definirá una senda específica en la determinación del tipo de cambio hasta que éste alcance su nuevo nivel de equilibrio a largo plazo.

La capacidad de ajuste rápido de los precios implica el cumplimiento de la teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPA). Esta ley propone que los precios de bienes homogéneos tienen que ser los mismos en todos los países, si se expresan en una moneda común y sin tener en cuenta costes de transporte, barreras arancelarias y cualquier otro impedimento al libre comercio. Es decir,

$$P = P^*TC \quad (1.2)$$

siendo: P el nivel de precios nacional
 P* el nivel de precios internacional
 TC el tipo de cambio

Esta igualdad se produce a través de las operaciones de arbitraje, ya que, si los mercados son eficientes, los precios se mueven hasta que desaparezcan las oportunidades de beneficio obtenido al comprar y vender el mismo bien en mercados diferentes.

Bajo el supuesto de ajuste rápido en los niveles de precios que conduce al cumplimiento de la teoría de la paridad del poder adquisitivo (PPA), se presenta a continuación las características básicas de los modelos monetarios con precios flexibles.

Planteamiento general y efectos de perturbaciones en las condiciones de equilibrio

Una primera especificación básica de este tipo de modelos, que se apoyan en el supuesto del cumplimiento de la PPA, y que justifican los movimientos del tipo de cambio a través de variaciones en el mercado de dinero y/o de cambios en las expectativas sobre el futuro del tipo de cambio, es la presentada por Mussa (1976) y Frenkel (1976) según la cual

$$TC = \frac{P}{P^*} = \frac{M}{M^*} \left(\frac{Y}{Y^*} \right)^{-\Psi} \exp[\alpha(i - i^*)] \quad (1.3)$$

siendo: M/M* el stock nominal de dinero relativo
 Y/Y* la renta real relativa
 Ψ la elasticidad renta
 α la semielasticidad del tipo de interés de la demanda de dinero

$i - i^*$ el diferencial de los tipos de interés nominales, que se utiliza para capturar las expectativas del tipo de cambio futuro.

Expresando la ecuación (1.3)² en forma lineal y tomando logaritmos se obtiene la siguiente expresión:

$$tc = (m - m^*) - \Psi(y - y^*) + \alpha(i - i^*) \quad (1.4)$$

siendo: tc el tipo de cambio
 m el stock de dinero interno
 m^* el stock de dinero externo
 y la renta real interna
 y^* la renta real externa
 $i - i^*$ el diferencial de los tipos de interés nominales

El funcionamiento del modelo se explica teniendo en cuenta el proceso de generación de equilibrio en el mercado monetario y el cumplimiento de la teoría de la paridad del poder adquisitivo en economías abiertas. En cada economía, el nivel de precios se determina buscando el equilibrio entre la demanda y stock de dinero. Ahora bien, como ambas economías están interrelacionadas, el nivel de precios interno y externo está relacionado entre sí vía tipo de cambio. El cumplimiento de la paridad del poder adquisitivo explica como las variaciones en el tipo de cambio permiten ajustar los desequilibrios entre los distintos niveles de precios hasta asegurar igualdad en los niveles adquisitivos.

Por otro lado, para introducir las expectativas sobre la evolución futura del tipo de cambio en este tipo de modelos se utiliza la tasa de variación esperada del tipo de cambio, que se mide teniendo en cuenta que la condición de equilibrio del mercado internacional requiere el cumplimiento de la paridad de intereses descubierta. Según esta ley, la rentabilidad que un inversor espera obtener de una inversión en el exterior, en el equilibrio, debe ser igual a la rentabilidad que obtendría con la inversión en el interior.

$$i = i^* + TC^e \quad \text{de donde} \quad TC^e = i - i^* \quad (1.5)$$

² Los caracteres en minúsculas representan a la serie expresada en logaritmos excepto para el caso del tipo de interés.

siendo: i el tipo de interés interno
 i^* el tipo de interés externo
 $\dot{T}C^e$ la tasa de variación esperada del tipo de cambio

Es decir, el tipo de interés interno tiene que ser mayor (menor) que el tipo de interés externo en una cuantía igual a la tasa esperada de depreciación (apreciación) de la moneda nacional ($\dot{T}C^e$).

Tal y como se ha planteado el modelo, perturbaciones en las condiciones de equilibrio de los mercados, generan movimientos del tipo de cambio en la siguiente dirección:

- Un incremento en el stock de dinero relativo, M/M^* , deprecia la moneda interna vía precios. El incremento en la cantidad de dinero, aumenta el nivel de precios y deprecia la moneda.
- Un crecimiento en la renta real interna y/o relativa, "ceteris paribus", aprecia la moneda nacional. Si el incremento de renta no va acompañado de una expansión monetaria, el nivel de precios disminuye hasta equilibrar el mercado de dinero. Si los precios del exterior no se modifican, la reducción de precios internos apreciará la moneda para mantener la paridad del poder adquisitivo.
- Una elevación del tipo de interés nominal interno, "ceteris paribus", deprecia la moneda interna, ya que la subida del tipo de interés reduce la demanda de dinero, eleva el nivel de precios interno y, a través de la PPA, el tipo de cambio.

Ampliaciones al modelo básico

El modelo monetario básico con flexibilidad de precios solo resultaría válido en un sistema de flotación libre. Sin embargo, en un sistema de flotación administrada o controlada, habrá que introducir variables que midan la capacidad de la autoridad monetaria de intervenir en los mercados de cambios para modificar la cotización de su moneda. En este sentido, la autoridad monetaria puede reducir la presión ejercida sobre el tipo de cambio alterando su stock de reservas exteriores.

Girton y Roper (1977) introducen estos efectos en el modelo de determinación del tipo de cambio, desdoblado el stock de dinero interno en sus componentes, crédito interno y reservas exteriores, obteniendo el siguiente modelo:

$$tc - r = (ci - m^*) - \Psi(y - y^*) + \alpha(i - i^*) \quad (1.6)$$

siendo: tc el tipo de cambio
 r las reservas exteriores
 ci el crédito interno
 m^* el stock de dinero externo
 y la renta real interna
 y^* la renta real externa
 $i - i^*$ el diferencial de los tipos de interés nominales

Según el modelo, una política monetaria expansiva interna, reflejada por un incremento en el crédito interno origina una presión alcista sobre el tipo de cambio que se puede absorber temporalmente mediante una pérdida de reservas.

Por otro lado, la introducción de las expectativas sobre la evolución futura del tipo de cambio en este tipo de modelos se realiza teniendo en cuenta que la condición de equilibrio del mercado internacional requiere el cumplimiento de la paridad de intereses descubierta. Ahora bien, según el mecanismo de formación de expectativas utilizado se distinguen cuatro modelizaciones diferentes:

1. El modelo de expectativas inflacionistas modeliza la tasa de variación esperada del tipo de cambio como el diferencial entre las inflaciones esperadas interna y externa.
2. En los modelos de expectativas regresivas se utiliza como tasa de variación esperada del tipo de cambio, las desviaciones del tipo de cambio actual respecto a su valor de equilibrio a LP, $t\bar{c}$, y el diferencial de inflación esperado entre ambos países. La diferencia entre el tipo de cambio actual y su valor de equilibrio a largo plazo se expresa proporcionalmente al diferencial del tipo de interés real interno y externo.
3. Según el enfoque de expectativas adaptativas, el valor esperado del tipo de cambio dependerá de los valores pasados del mismo, de tal manera que el tipo de cambio que se espera en un periodo determinado se calcula como una media ponderada de los valores pasados que el tipo de cambio registró. La ponderación queda determinada por las discrepancias existentes entre el valor esperado, o predicción, y el verdaderamente registrado. El principal problema que plantea este enfoque de formación de expectativas es que cualquier cambio en los fundamentos se introduce en el tipo de cambio de forma gradual, ya que las expectativas se forman mirando hacia el pasado, lo que impide un ajuste rápido del tipo de cambio ante variaciones en los fundamentos.

4. El uso de expectativas racionales supone que las predicciones sobre el tipo de cambio futuro son consistentes con el modelo que determina el tipo de cambio actual. Según el enfoque monetario las ofertas y demandas relativas de dinero son las que determinan el tipo de cambio, por lo que las expectativas racionales en este modelo implican que el tipo de cambio futuro quedará determinado por las predicciones de las ofertas y demandas relativas de dinero. Este planteamiento incorpora la necesidad de realizar predicciones sobre los valores futuros de los fundamentos para poder determinar el tipo de cambio actual, lo que constituye uno de los principales problemas de estos modelos.

1.1.2.2. Modelos monetarios con rigideces de precios en el corto plazo

El supuesto de rigidez en los precios en el corto plazo prevé distintas velocidades de ajuste para cada uno de los mercados, ante modificaciones en las condiciones económicas. En concreto, el mercado de activos, dentro del cual se encuentra el mercado de divisas, se ajusta de forma inmediata, mientras que el ajuste en el mercado de bienes es lento y gradual. Esto provoca una sobrerreacción del tipo de cambio a corto plazo, es decir, la variación instantánea es mayor a la correspondiente en la nueva situación de equilibrio a largo plazo.

En estos modelos, el valor de equilibrio del tipo de cambio a largo plazo es consistente con la teoría de la paridad del poder adquisitivo, por lo que en este horizonte temporal, son válidos los modelos monetarios con flexibilidad de precios. Sin embargo, en el corto y medio plazo, la evolución del tipo de cambio dependerá de la velocidad de ajuste de los precios, y por tanto, de la ecuación de ajuste de los mismos que se suponga.

Planteamiento general

Dornbusch (1976) fue el primero que introduce este supuesto keynesiano en los modelos monetarios de determinación del tipo de cambio. Su modelo está integrado por las siguientes ecuaciones³:

³ Las variables están expresadas en logaritmos, excepto los tipos de interés nominales.

$$\begin{aligned}
 m - p &= \Psi \bar{y} - \alpha i \\
 y^d &= \beta_0 + \beta_1 (tc + p^* - p) + \beta_2 \bar{y} - \beta_3 i \\
 \dot{p} &= \mu (y^d - \bar{y}) \\
 i - i^* &= tc^\circ \\
 tc^\circ &= \theta (t\bar{c} - tc) = \dot{tc}
 \end{aligned}
 \tag{1.7}$$

La primera ecuación de (1.7) expresa como el equilibrio en el mercado monetario, bajo la hipótesis de precios rígidos a corto plazo y renta en su nivel de pleno empleo, \bar{y} , determina el tipo de interés nominal para cada nivel del stock real de dinero.

La segunda ecuación de (1.7) modeliza la demanda agregada del producto interno, en función de la renta de pleno empleo, el tipo de interés nominal y el tipo de cambio real, expresado como $(tc + p^* - p)$. El parámetro β_0 refleja el componente autónomo de la demanda, que incluye el gasto público, y el resto de parámetros $(\beta_1, \beta_2, \beta_3)$ son las elasticidades de la demanda agregada respecto a las variables que acompañan.

El ajuste progresivo de los precios en el mercado de bienes, según el exceso de oferta o demanda, queda recogido en la tercera ecuación de (1.7), siendo μ un parámetro positivo finito que mide la velocidad de dicho ajuste. Uno de los supuestos del modelo es el cumplimiento de la paridad de intereses no cubierta, que queda recogido en la cuarta ecuación de (1.7).

La última ecuación, recoge un modelo de formación de expectativas acerca de la tasa de variación esperada del tipo de cambio. El esquema seguido es el de expectativas regresivas, según el cual, los agentes esperan que el tipo de cambio se vaya acercando de forma regular a su valor de equilibrio a largo plazo, definido como $t\bar{c}$, donde θ es el coeficiente de ajuste de las expectativas.

Dentro de este sistema de ecuaciones las variables endógenas son el tipo de cambio y el nivel de precios interno, cuyas expresiones se deducen a partir de las cinco ecuaciones como:

$$\begin{aligned}
 \dot{p} &= \mu \beta_0 + \mu \beta_1 tc - \mu \left[\beta_1 + \frac{\beta_3}{\alpha} \right] p + \mu \frac{\beta_3}{\alpha} m + \mu \left[\beta_2 - \frac{\Psi \beta_3}{\alpha} - 1 \right] \bar{y} \\
 tc &= \frac{1}{\alpha} (-m + p + \bar{y}) - i^*
 \end{aligned}
 \tag{1.8}$$

En el largo plazo, se alcanza el equilibrio cuando las variables endógenas se estabilizan, lo cual equivale a decir que su tasa de variación se iguala a cero:

$$\begin{aligned} \dot{p} &= 0 \\ \dot{t}c &= 0 = \dot{t}c^e \end{aligned} \tag{1.9}$$

siendo necesario para que $\dot{t}c^e = 0$ que $i = i^*$.

Según se ha planteado el modelo, el valor del tipo de cambio, ante cualquier perturbación, se modificará instantáneamente en una cuantía superior a su nivel de equilibrio a largo plazo (efecto sobrerreacción), hasta situarse en una trayectoria desde la que convergerá hacia el nuevo equilibrio a largo plazo. El efecto de la sobrerreacción se debe a las distintas velocidades de ajuste entre los mercados de activos y de bienes, ya que mientras los primeros se ajustan instantáneamente ante cualquier perturbación, en los segundos el proceso es gradual.

Efectos de variaciones en las condiciones económicas de equilibrio

Para entender mejor el proceso de ajuste de los precios y del tipo de cambio hasta una nueva posición de equilibrio a largo plazo, supongamos una expansión monetaria no anunciada. Bajo el supuesto de precios rígidos en el corto plazo, el tipo de interés nominal interno se reducirá, por lo que para que se mantenga la paridad descubierta de intereses es necesaria una expectativa de apreciación de la moneda nacional, que sólo se producirá si el tipo de cambio se deprecia instantáneamente por encima de su valor de equilibrio a largo plazo. Por lo que en el corto plazo se ha producido un ajuste del tipo de cambio superior a su valor de equilibrio a largo plazo (efecto sobrerreacción).

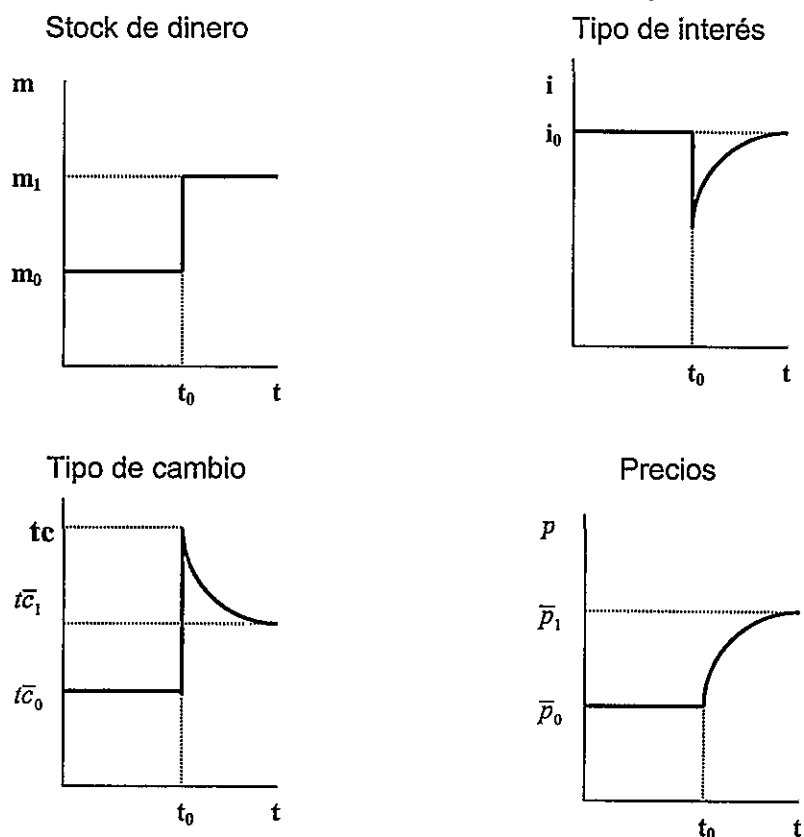
En el mercado de bienes se producirá un desequilibrio en el corto plazo, ya que ha aumentado la demanda interna (como consecuencia de la reducción del tipo de interés) y la demanda externa (por la depreciación de la moneda). Este desequilibrio impulsará, en el medio plazo, al nivel de precios interno a la alza. A medida que los precios aumentan, el tipo de interés nominal subirá provocando una entrada de capital que apreciará progresivamente la moneda hacia su nivel de equilibrio a largo plazo, al que llegará cuando el nivel de precios alcance también su nuevo equilibrio a largo plazo.

El efecto esperado del tipo de interés sobre el tipo de cambio es ahora negativo, a diferencia de los modelos monetarios con flexibilidad de precios. Esto se debe a que

un mayor diferencial de tipos de interés nominales, bajo el supuesto de flexibilidad de precios, supone un mayor diferencial de tasas de inflación esperadas que llevaría (por el supuesto de la PPA) a una depreciación del tipo de cambio, mientras que en el modelo de precios rígidos, el alza en el tipo de interés supone un incentivo a la entrada de capitales que genera una apreciación del tipo de cambio.

En el siguiente gráfico se recogen los movimientos en el corto y largo plazo para las variables que intervienen en el modelo.

Gráfico I.1. Movimientos del stock de dinero, tipo de interés, tipo de cambio y precios



Sin embargo, existen situaciones en las que no se produce, bajo la interpretación de este tipo de modelos, una sobrerreacción del tipo de cambio ante una modificación en las condiciones económicas. Así, la reacción del tipo de cambio ante una modificación de la política fiscal será diferente al supuesto de una expansión monetaria. Si se supone una expansión fiscal, que generará un aumento de la demanda autónoma recogida en el término β_0 , no financiada con una expansión monetaria, no se modificará en el largo plazo el nivel de precios al no alterarse el equilibrio del mercado monetario.

Sin embargo, en el corto plazo, la expansión fiscal no financiada monetariamente, produce un aumento del tipo de interés interno, originando una entrada de capitales

que aprecia la moneda. Esta apreciación permite que se contrarreste, vía disminución de la demanda exterior, el incremento de la demanda interna producida por la expansión del gasto público. El ajuste del tipo de cambio será por tanto instantáneo hacia su nivel de equilibrio a largo plazo, no habiéndose producido una sobrerreacción del mismo.

En el supuesto de que se produjera una expansión permanente de la producción de pleno empleo, al ser ésta una variable que afecta a las condiciones del mercado de bienes y de dinero, tanto el tipo de cambio como el nivel de precios se verán afectados. El nivel de precios disminuirá en el largo plazo, ya que el incremento de la producción de pleno empleo genera un exceso de oferta en el mercado de bienes y un exceso de demanda en el mercado de dinero que exige una reducción del nivel de precios. Sin embargo, el efecto sobre el tipo de cambio es ambiguo, pudiéndose producir una apreciación o depreciación tanto a corto como a largo plazo, que dependerá del valor de la elasticidad renta de la demanda de liquidez Ψ , de la proporción marginal a gastar respecto a la renta β_2 , y de la elasticidad de la demanda neta exterior respecto al tipo de cambio real β_1 .

Si el efecto instantáneo sobre el tipo de cambio es una depreciación, en el medio plazo mantendrá una senda apreciatoria, como consecuencia de la reducción en el nivel de precios, hasta alcanzar la situación de equilibrio que podrá situar la cotización por encima o por debajo del equilibrio inicial, habiéndose producido una sobrerreacción. Sin embargo, en el caso de que el tipo de cambio, en el momento inicial, se aprecia instantáneamente, continuará haciéndolo hasta alcanzar el nivel de equilibrio, a medida que se vaya reduciendo el nivel de precios, sin producirse en este caso una sobrerreacción del tipo de cambio.

Ampliaciones sobre el modelo de Dornbusch

Si bien el modelo de Dornbusch analiza los efectos de una expansión monetaria no anunciada, la dinámica del tipo de cambio presenta variaciones cuando dicha medida es anunciada, previamente a su implantación, por las autoridades. Wilson (1979) estudia los efectos de una expansión monetaria anticipada, en el caso de que las autoridades gocen de credibilidad. Bajo este supuesto, los efectos a largo plazo son los mismos que si la expansión no hubiese sido anunciada, los precios y el tipo de cambio aumentan proporcionalmente al aumento de liquidez, sin embargo, los efectos en el corto y medio plazo son diferentes.

Si en el periodo t_0 se anuncia el cambio en la política monetaria que tendrá lugar en el periodo t_1 , los agentes esperarán una depreciación de la moneda que conducirá a una depreciación instantánea de la misma, pero el tipo de interés no se verá afectado en el momento t_0 . La depreciación de la moneda, estimula la demanda exterior, dando lugar a una presión alcista sobre el nivel de precios interno, elevando el tipo de interés. Por la paridad no cubierta de intereses se genera una nueva expectativa de depreciación de la moneda, que hará que esta continúe depreciándose. En el periodo t_1 cuando se incrementa el stock de dinero, se originará una reducción del tipo de interés interno, que generará una expectativa de apreciación de la moneda.

Buiter y Miller (1981, 1982), amplían el modelo de Dornbusch al incorporar al mismo el análisis del tipo de cambio real⁴ o competitividad de la economía. La conclusión principal a la que llegan es que ante una modificación en la tasa de crecimiento monetaria, el tipo de cambio real permanece constante en el largo plazo, es decir, que el cambio de política monetaria no afecta a la competitividad externa del país en el largo plazo. Si bien los cambios en el stock de dinero provocan alteraciones en los niveles de precios nacionales, éstos se compensan con cambios en igual proporción en el tipo de cambio, de modo que el tipo de cambio real a largo plazo no se ve modificado.

I.1.3. MODELOS DE EQUILIBRIO DE CARTERA Y DE LA CUENTA CORRIENTE

En los modelos monetarios, la sustitución perfecta de los activos financieros (tanto nacionales como extranjeros) en las carteras de los tenedores indica que éstos no tienen preferencia por poseer activos denominados en diferentes monedas, siempre y cuando tengan el mismo rendimiento esperado. La realidad, sin embargo, es otra, ya que existe una prima de riesgo según el tipo de moneda en que esté denominado el activo.

La aversión al riesgo, principio en que se apoyan los modelos de equilibrio de cartera, conduce a que la condición de paridad de interés descubierta no se mantiene a causa de la prima de riesgo existente en el mantenimiento de determinados activos. Entre los factores que originan la existencia de la prima de riesgo destacan: la existencia de riesgo cambiario, la diferente valoración del riesgo político y de solvencia asociado con

⁴ El tipo de cambio real se define como:

$$tc_r = tc - p$$

los activos financieros denominados en distintas monedas, la presencia de controles de capital, o la existencia de información imperfecta acerca de los activos extranjeros.

Para simplificar se suele reducir el número de mercados financieros que intervienen en la determinación del tipo de cambio a corto plazo a cuatro: el mercado de dinero, interno y externo, el mercado de bonos nacionales y el de bonos extranjeros, determinándose el tipo de cambio por la condición de equilibrio en estos mercados y por la restricción de la riqueza financiera. Así, si se modifican las preferencias por activos denominados en distintas monedas, se produce una redistribución de riqueza entre países, que desplaza las demandas relativas de activos, modificando su precio y, en consecuencia, el tipo de cambio de sus monedas. Este efecto se conoce como el "efecto cartera".

I.1.3.1. Planteamiento general

Branson (1977) considera que el equilibrio del tipo de cambio a corto plazo se determina cuando está en equilibrio el mercado de dinero interno M , el de bonos internos B , y el de bonos externos mantenidos por los agentes internos B^* los cuales están denominados en moneda extranjera. La tasa de rendimiento de los bonos externos la determina la autoridad monetaria extranjera, y el tipo de interés de los bonos nacionales se determina en los mercados financieros nacionales.

El modelo supone que tanto el dinero interno M como los bonos nacionales B sólo se mantienen por los residentes nacionales, y que el mercado de bienes se ajusta lentamente en relación a los mercados de activos, es decir, no se equilibran en el corto plazo, por lo que se pueden ignorar las condiciones de equilibrio de estos mercados.

Las ecuaciones del modelo se resumen en⁵:

$$\begin{aligned}M &= l(i, i^* + t\dot{c}^e, W) \\B &= b(i, i^* + t\dot{c}^e, W) \\TCB^* &= b^*(i, i^* + t\dot{c}^e, W)\end{aligned}\tag{I.10}$$

siendo: l la demanda de dinero nacional
 b la demanda de bonos nacionales

⁵ Al existir cuatro activos debería haber cuatro condiciones de equilibrio. Sin embargo es posible eliminar una por la ley de Walras, según la cual si hay equilibrio en tres mercados, el cuarto también deberá estar en equilibrio.

- b^* la demanda de bonos extranjeros
- i el tipo de interés de los bonos nacionales
- i^* el tipo de interés de los bonos extranjero
- t^e la variación esperada del tipo de cambio
- $i^* + t^e$ la rentabilidad esperada de los bonos extranjeros
- W la riqueza de los agentes nacionales

La expresión (I.10) define, los equilibrios en los mercados de dinero interno (primera ecuación), mercado de bonos nacionales (segunda ecuación) y mercado de bonos extranjeros (tercera ecuación), de tal manera que:

- La demanda de dinero depende negativamente del tipo de interés de los bonos, negativamente de la rentabilidad esperada de los bonos del exterior, y positivamente de la riqueza financiera.
- La demanda de bonos nacionales depende positivamente del tipo de interés nacional, negativamente de la rentabilidad esperada en los bonos del exterior, y positivamente de la riqueza.
- La demanda de bonos extranjeros depende negativamente del tipo de interés de los bonos nacionales, positivamente de la rentabilidad esperada de los bonos del exterior y positivamente de la riqueza.

El equilibrio en los tres mercados se consigue teniendo en cuenta las siguientes fuerzas de cambio:

- En el mercado de dinero nacional, una subida del tipo de cambio aumenta el valor de los bonos extranjeros mantenidos por los agentes internos, y por tanto, incrementa la riqueza financiera lo que induce a una mayor demanda de dinero. Dado que la oferta de dinero es fija, el tipo de interés deberá subir para eliminar el exceso de demanda y volver al equilibrio.
- En el mercado de bonos nacionales, el aumento de riqueza provocado por una depreciación de la moneda, aumenta la demanda de bonos nacionales, y dado que su oferta se supone fija, el exceso se elimina con un aumento en el precio de los bonos que equivale a un descenso en el tipo de interés.
- En el mercado de bonos internacionales, si se produce un aumento del tipo de interés interno, la demanda de bonos extranjeros disminuye, ya que se sustituyen por bonos nacionales, lo que produce un cambio de moneda extranjera por moneda nacional que altera el tipo de cambio apreciándolo.

I.1.3.2. Efectos de variaciones en las condiciones económicas de equilibrio

Analicemos a continuación, que efecto producirá sobre la evolución de las variables endógenas del modelo (nivel de riqueza, tipo de interés nacional y tipo de cambio) una alteración de las condiciones económicas.

En el caso de que el Banco Central lleve a cabo una política monetaria expansiva consistente en aumentar la cantidad de dinero en circulación, se producirá un incremento de la oferta monetaria. Para que el mercado de dinero vuelva al equilibrio deberá reducirse el tipo de interés nacional, lo que generará una mayor demanda de bonos extranjeros. Para adquirir los bonos del exterior es necesario que los agentes cambien moneda nacional por moneda extranjera lo que depreciará la moneda. Por lo tanto, el efecto de un incremento de la cantidad de dinero sobre la dinámica del tipo de cambio es el mismo que en un modelo monetario (depreciación de la moneda) aunque la cuantía y los canales de transmisión son diferentes.

Si lo que la autoridad monetaria lleva a cabo es una política fiscal expansiva financiada con deuda pública, se producirá un aumento de la oferta de bonos nacionales que elevará el tipo de interés nacional. Los efectos de esta subida de tipos tienen consecuencias contradictorias sobre la evolución del tipo de cambio:

- Por un lado, la elevación de los tipos aumenta la riqueza de los agentes, lo que incrementará la demanda de bonos extranjeros provocando una depreciación de la moneda.
- Por otro lado, al ser más atractivos los bonos nacionales frente a los extranjeros (por el aumento del tipo de interés nacional) disminuirá la demanda de bonos extranjeros apreciando la moneda.

El efecto final sobre el tipo de cambio dependerá del grado de sustitución entre bonos nacionales y extranjeros en comparación con la sustitución entre bonos nacionales y dinero. Si los bonos nacionales y extranjeros no son muy sustitutivos, dominará el efecto riqueza; es decir, se incrementará la demanda de bonos extranjeros depreciándose la moneda. Por el contrario, si los bonos nacionales y extranjeros son muy sustitutivos, disminuirá la demanda de bonos extranjeros, lo que provocará una apreciación de la moneda.

Otro efecto a analizar sería el impacto de un aumento en la cantidad de bonos extranjeros generado por un superávit en la balanza por cuenta corriente⁶. En la nueva situación de equilibrio el efecto sobre el tipo de interés interno y sobre la riqueza es nulo, produciéndose únicamente una apreciación de la moneda. El tipo de cambio irá disminuyendo hasta que el nuevo valor en moneda nacional de las tenencias de los bonos extranjeros se iguale a su valor inicial. El hecho de que los desequilibrios en la cuenta corriente afecten sólo al tipo de cambio es una de las características básicas de los modelos de equilibrio de cartera.

Se han realizado pruebas empíricas con el fin de corroborar la utilidad de este tipo de modelos para explicar la evolución del tipo de cambio⁷, si bien los resultados no han sido muy satisfactorios. En la mayoría de los casos se han realizado estimaciones lineales entre el tipo de cambio y distintas combinaciones de las variables explicativas cantidad de dinero nacional, cantidad de dinero extranjera, tenencia de bonos nacionales, tenencia de bonos extranjeros, y, en algunos casos, se han añadido otras variables como diferencial de intereses y diferencial de inflación esperada. Si bien en la mayoría de los casos los parámetros han resultado significativos y con signo correcto, los errores presentaban autocorrelación, lo cual indica la ausencia de variables relevantes para explicar la dinámica del tipo de cambio.

1.1.3.3. Interrelación entre el tipo de cambio y la balanza por cuenta corriente

En los modelos de equilibrio de cartera el tipo de cambio viene definido por el equilibrio en los mercados de activos. En la medida en que el saldo de la balanza por cuenta corriente influye en los mercados de activos, la balanza por cuenta corriente se convierte en un determinante fundamental del tipo de cambio, que influye en su evolución a largo plazo.

El saldo de la balanza por cuenta corriente se define como la suma de los saldos de la balanza comercial⁸ y la balanza de servicios. Al introducir el funcionamiento de la cuenta corriente en la determinación del tipo de cambio, un shock del exterior también tendrá un efecto sobre el tipo de cambio de la moneda. Así, si se supone un aumento de la demanda de exportaciones, se generará un desequilibrio (superávit) en la

⁶ En un sistema de flotación libre, el saldo de la balanza por cuenta corriente tiene que ser igual, pero de signo contrario, al de la balanza de capital, de tal manera que un superávit en la balanza por cuenta corriente siempre debe estar compensado por un déficit en la balanza de capital, que explica, como el sector privado está aumentado sus activos frente al exterior, B^* .

⁷ Branson, Haltunen y Masson (1977), Boughton (1984 y 1987), Sarantis (1987), Bisignano y Hoover (1983), Frankel (1983) y Sarantis y Stewart (1991) entre otros.

⁸ El saldo de la balanza comercial depende positivamente del tipo de cambio nominal y negativamente de la riqueza, ya que un aumento de riqueza supone un incremento de importaciones que deteriora el saldo comercial.

balanza por cuenta corriente, que para volver a equilibrarse requiere de una apreciación de la moneda nacional. Esta apreciación hará que el superávit vaya desapareciendo hasta que se alcance nuevamente el equilibrio en la cuenta corriente. De la misma manera, un aumento de las importaciones genera un déficit por cuenta corriente que necesita de una depreciación del tipo de cambio que aumenta la competitividad externa y permite reducir el déficit por cuenta corriente.

Incluyendo estos nuevos conceptos en la determinación del tipo de cambio se observa como modificaciones de las condiciones económicas tienen un efecto a largo plazo sobre el tipo de cambio diferente al efecto a corto plazo, analizado en el apartado anterior. Así, un aumento en la cantidad de dinero produce el efecto inicial de aumento del tipo de cambio ya comentado. En el medio plazo, la depreciación de la moneda mejorará el saldo de la balanza comercial que tenderá a apreciar la moneda, pudiendo ser el efecto final a largo plazo, un valor del tipo de cambio inferior al del equilibrio inicial, efecto contrario al analizado en los modelos monetarios.

De todo ello se deduce que el saldo de la balanza por cuenta corriente es otro de los elementos fundamentales que intervienen en la dinámica del tipo de cambio, si bien esta variable no es tenida en cuenta en los modelos monetarios. La interrelación entre la balanza por cuenta corriente y el tipo de cambio se resume en que, teóricamente, déficit continuados en esta balanza provocan depreciación de la moneda, mientras que una situación superávitaria aumenta el valor de la moneda, apreciando su valor frente al del exterior.

I.1.4. DESARROLLOS MÁS RECIENTES

I.1.4.1. Inclusión de la nueva información

Si bien los esfuerzos teóricos suponen un avance en la clasificación de las variables que determinan el comportamiento del tipo de cambio, empíricamente los modelos estructurales desarrollados, no explican satisfactoriamente su evolución real. Es por ello que, paralelamente, comenzaron a surgir nuevas líneas de investigación entre las que destaca la de la nueva información, que incorpora a los modelos estructurales los efectos de la llegada de nueva información o innovaciones a los mercados de divisas.

La llegada de nueva información (o acontecimientos no previstos), a los mercados hace que se alteren las expectativas sobre el valor futuro de los fundamentos, lo que permite descomponer la variación del tipo de cambio en dos factores: variaciones

debidas a componentes anticipados y aquellas que se corresponden con el factor "sorpresa" que es impredecible, de tal manera que:

$$\begin{aligned}tc_{t+1} &= tc_t + \Delta tc_t^a + \Delta tc_t^{na} \\ \Delta tc_t^a &= tc_{t+1}^e - tc_t \\ \Delta tc_t^{na} &= tc_{t+1} - tc_{t+1}^e\end{aligned}\tag{I.11}$$

La variación anticipada incluye las variaciones futuras esperadas en los fundamentos, mientras que la variación no anticipada incluye las variaciones en las expectativas sobre el valor que tomarán los fundamentos en el futuro, basadas en la nueva información recibida entre el período t y $t+1$.

Empíricamente se ha comprobado que las variaciones anticipadas son pequeñas, por lo que la principal fuente de variación del tipo de cambio proviene de la nueva información acerca de los fundamentos del tipo de cambio. Este hecho explica que una de las principales características de los regímenes de tipos de cambio flexibles sea la volatilidad y la aleatoriedad de los tipos de cambio.

La inclusión del efecto de nueva información en los modelos introduce una mayor dificultad en la especificación de los mismos, al tener que trabajar con variables no observables. La tasa de variación del tipo de cambio no esperada, proviene de la nueva aparición de información entre el período en que se formaron las expectativas y el período actual, de manera que el problema se reduce a cuantificar la nueva información. Para ello, se genera un vector de variables fundamentales que influyen sobre el tipo de cambio, f_t , y se calculan las expectativas sobre dichas variables en función de la información disponible en t , f_{t+s}^e , para lo cual se utilizan métodos de series temporales⁹. La nueva información se mide a través del cálculo $f_{t+s} - f_{t+s}^e$.

Un problema adicional de este tipo de modelos lo constituye la imposibilidad de efectuar predicciones, ya que, para ello, sería necesario estimar la información no anticipada por los agentes en el momento en que se realizan dichas predicciones.

⁹ A modo de ejemplo: Frenkel (1981) utiliza como variables fundamentales los tipos de interés, estimando los valores esperados de los mismos a través de vectores autorregresivos; Copeland (1984) estima la nueva información para el tipo de cambio utilizando mínimos cuadrados bietápicos; Bomhoff y Korteweg (1983) generan las series no anticipadas del stock de dinero utilizando un filtro de Kalman; MacDonald (1983) y Gámez (1986) estiman las innovaciones monetarias como los residuos de una regresión del crecimiento monetario sobre un conjunto de variables explicativas (tasa de inflación, tasa de crecimiento del PIB real, tipo de interés, saldo de la balanza por cuenta corriente y déficit público).

I.1.4.2. Teoría de las burbujas especulativas

Existe una burbuja especulativa cuando la cotización de una moneda se desvía progresivamente del valor de equilibrio a largo plazo que establecen sus fundamentos; es decir, el tipo de cambio es superior o inferior al que le correspondería en el equilibrio, sin existir razones macroeconómicas que lo justifique. La existencia de estas burbujas se relacionan con la credibilidad de las medidas de política económica. Así, el anuncio de una política para modificar en un sentido determinado la trayectoria del tipo de cambio, si no goza de credibilidad no tendrá el efecto esperado, ya que los agentes seguirán tomando posiciones en el mercado en busca de ganancias especulativas durante el periodo que dure la burbuja. La característica fundamental de este tipo de comportamientos es que hacen aumentar el tamaño de la burbuja hasta llegar a un punto en que, en vez de deshincharse gradualmente, "explota", y el tipo de cambio se desploma hasta la cotización de equilibrio dada por los fundamentos o aún más abajo.

Otra de las razones que han justificado la existencia de burbujas especulativas es la existencia de una percepción equivocada por parte de algunos agentes, que en un momento dado se generaliza a la mayoría de los participantes en el mercado. Una vez que se demuestra lo incorrecto de dicha percepción, la burbuja estalla y el tipo de cambio se recupera hacia el valor que determinan sus fundamentos. Si bien, esto podría tardar algún tiempo en ocurrir, lo que define el tamaño de la burbuja.

La existencia de burbujas especulativas ha sido contrastada empíricamente por diversos autores. Sin embargo estos contrastes han sido criticados ante la dificultad de poder distinguir entre la presencia de burbujas especulativas y de cambios en los fundamentos, lo que ha dado lugar a que esta línea de investigación haya carecido de cierta relevancia.

I.1.4.3. Comportamiento del tipo de cambio en una zona objetivo

Una zona objetivo es un sistema mixto entre un régimen cambiario fijo y flexible que consiste en establecer una banda de fluctuación para el tipo de cambio, de manera que la autoridad monetaria tiene la responsabilidad de intervenir en el mercado evitando que el valor del tipo de cambio se salga de dicha banda.

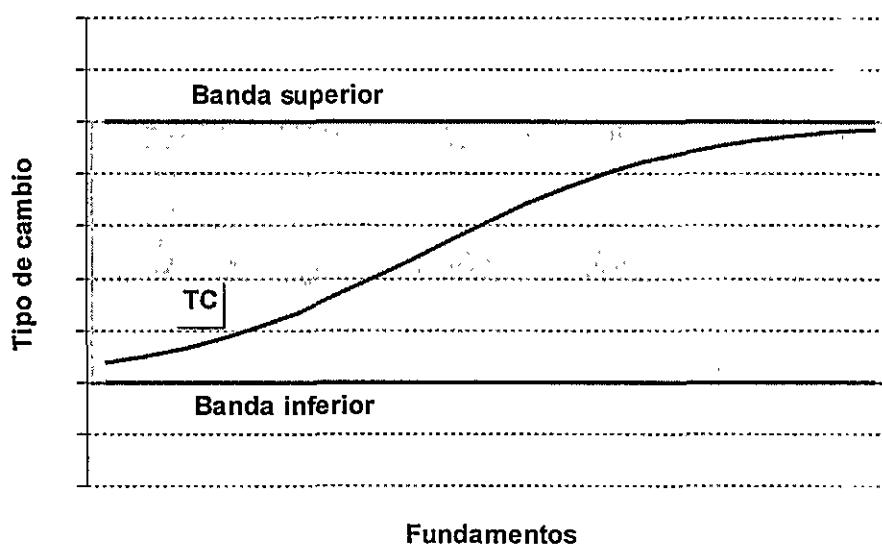
En este tipo de modelos son las expectativas sobre la evolución futura del tipo de cambio las que estabilizan el mismo. Así, si una moneda está cerca del límite superior (inferior) de la banda, y la autoridad monetaria goza de credibilidad, los agentes

esperarán una apreciación (depreciación) de la moneda, siendo esta expectativa la que estabiliza el tipo de cambio.

El modelo pionero en este sentido fue el desarrollado por Krugman en 1991, que trata de analizar el comportamiento del tipo de cambio cuando éste se somete a un objetivo de banda de fluctuación. Su análisis parte del modelo monetario de determinación del tipo de cambio con precios flexibles, según el cual el tipo de cambio queda definido como una función lineal de los fundamentos (stock de dinero y producción interna y del exterior) y de las expectativas de variación de los valores futuros del tipo de cambio.

Las intervenciones del banco central se producirán únicamente cuando el tipo de cambio se acerque a las bandas, de tal manera que si se sitúa próximo a la banda superior, se reducirá la cantidad de dinero para impedir que el tipo de cambio rebase el límite, mientras que si sitúa próximo a la banda inferior, se inyectará dinero en el sistema, manteniéndose inalterada la cantidad de dinero siempre que el valor del tipo de cambio se sitúe dentro de las bandas de fluctuación. Este hecho hace que el tipo de cambio no mantenga una relación lineal con los fundamentos, ya que al no poder exceder la banda de fluctuación, en los límites de la misma, será insensible a cualquier cambio en los fundamentos, es decir, la función del tipo de cambio será tangente a los fundamentos en los límites. La curva que recoge este tipo de relación presenta una forma sinusoidal, que hace al tipo de cambio menos volátil según se acerca a sus límites de fluctuación.

Gráfico I.2. Evolución del tipo de cambio en una zona objetivo



Las implicaciones más importantes que origina la forma sinusoidal que describe la relación entre los fundamentos y los tipos de cambio son las siguientes:

- La forma sinusoidal de la función del tipo de cambio hace que las expectativas sobre las variaciones del tipo de cambio sean de apreciación cuando éste se mueve hacia la banda superior y de depreciación cuando lo hace hacia la banda inferior.
- La función de densidad del tipo de cambio presenta una distribución en forma de U invertida, de manera que la volatilidad disminuye cuando el tipo de cambio se sitúa cerca de los límites de las bandas, ya que en ese momento se produce la intervención de las autoridades monetarias.
- De las dos anteriores conclusiones se deduce que la volatilidad del tipo de cambio es menor en estos sistemas que en los de flotación libre, incluso cuando la autoridad monetaria no interviene en los mercados. A este efecto Krugman le denomina "luna de miel".
- La relación entre el tipo de cambio y el diferencial de intereses es también no lineal y de signo negativo, siendo la relación más débil a medida que aumenta el plazo en los tipos de interés.

Una ampliación al modelo teórico de Krugman es el que desarrollan Miller y Weller (1991) en el que introducen el supuesto de rigideces en los precios a corto plazo. Los resultados obtenidos en el modelo teórico de Miller y Weller son iguales respecto a la función en forma de "S" que determina la relación entre el tipo de cambio y los fundamentos, encontrándose las diferencias en la política de intervención monetaria.

Sin embargo, el modelo de Krugman no ha encontrado evidencia empírica a su favor. Si bien algunos trabajos permiten confirmar la relación no lineal existente entre el tipo de cambio y los fundamentos en un régimen cambiario con bandas de fluctuación¹⁰, nada se puede confirmar sobre que esa relación tenga una forma sinusoidal o sobre que la función de densidad del tipo de cambio presente una distribución definida en forma de U invertida¹¹.

Otra de las críticas más habituales realizadas al modelo de Krugman es la falta de realismo en el supuesto de credibilidad perfecta de las bandas de fluctuación que difícilmente se cumple en la realidad. La evidencia empírica demuestra como en muchos casos las bandas de fluctuación pueden llegar a ser insostenibles, lo que requiere un cambio en la paridad central ya sea en forma de devaluación o revaluación.

¹⁰ Smith y Spencer (1991); Flood, Mathiesson y Rose (1991); Peasaran y Saimeí (1992) y Lindberg y Söderlind (1994) entre otros.

¹¹ Flood, Mathiesson y Rose (1991); Bertola y Caballero (1992); Lindberg y Söderlind (1994); Gámez y Torres (1994) entre otros.

Uno de los modelos que incluye el supuesto de credibilidad imperfecta de las bandas de fluctuación es el desarrollado por Bertola y Caballero (1992). En éste, cuando el tipo de cambio se acerca a su banda superior, la autoridad monetaria puede optar por dos estrategias de comportamiento:

- Intervenir en el mercado de divisas (reduciendo la cantidad de dinero) cuanto sea necesario para defender la paridad central.
- Devaluar la moneda aumentando la paridad central.

En este punto, las expectativas del mercado sobre la política que adopte la autoridad monetaria definirán la trayectoria del tipo de cambio:

- Si el mercado cree que la autoridad monetaria defenderá la paridad central, se generarán expectativas de apreciación produciéndose el efecto "luna de miel".
- Si el mercado cree que la autoridad monetaria devaluará la moneda, el efecto "luna de miel" desaparece ya que los especuladores empujarán el tipo de cambio hacia el límite superior incrementando la volatilidad del mismo, generando el denominado en la literatura "efecto divorcio".

La idea básica sobre la que se apoyan este tipo de modelos es, por tanto, que las expectativas del mercado sobre la estrategia que seguirá la autoridad monetaria cuando el tipo de cambio llegue a las bandas de fluctuación, determinan su trayectoria, ya que éstas expectativas obligarán a la autoridad monetaria a hacer lo que el mercado esperaba.

Si se asigna la probabilidad p a la modificación de la paridad central, y la probabilidad $(1-p)$ a la defensa de la paridad central, según sean los valores de estas probabilidades se extraen diferentes conclusiones del modelo:

- Si $p = 0$ estaríamos en el mismo caso que el presentado en el modelo de Krugman, ya que las bandas siempre se defienden. Es decir, la relación entre los fundamentos y el tipo de cambio queda definida por una curva en forma de S.
- Si $p < 0,5$, la relación entre los fundamentos y el tipo de cambio también tiene forma de S, aunque a medida que el valor de p se incrementa la curva toma una posición más vertical, lo que indica una menor reacción del tipo de cambio ante cambios en los fundamentos o en las intervenciones del gobierno
- Si $p = 0,5$ nos encontramos en la misma situación que en un régimen de flotación libre del tipo de cambio. Cuando la probabilidad de defensa de la paridad es la

misma que la de ruptura, la estabilidad del tipo de cambio es la misma que en flotación, quedando definida la relación entre fundamentos y tipo de cambio por una función lineal.

- Si $p > 0,5$, la pendiente de la función que relaciona el tipo de cambio y los fundamentos es mayor que la existente en un sistema de flotación libre, es decir, se incrementa la volatilidad del tipo de cambio.

La dificultad principal que presentan este tipo de modelos es el desconocimiento sobre la probabilidad p asociada a una ruptura de las bandas de fluctuación. Para la estimación de dicha probabilidad, algunos autores han utilizado modelos logit y probit¹² que permiten relacionar el riesgo de ruptura de la paridad central con distintas variables fundamentales.

I.1.4.4. Teoría del caos

Según la Teoría del Caos se dice que una variable muestra un comportamiento caótico cuando su evolución, aunque en principio parezca aleatoria, se puede predecir en función de un modelo determinista, basado en funciones no lineales que parten de unos valores o condiciones iniciales de la variable en cuestión. La aplicación de esta teoría a la determinación del tipo de cambio implica suponer que la dinámica del tipo de cambio sigue una trayectoria no lineal formada por movimientos complejos que aunque parecen aleatorios, están generados por una estructura determinista.

Ellis (1994) utiliza un modelo de caos para explicar el comportamiento del tipo de cambio. En el modelo, el tipo de cambio se determina como el equilibrio entre oferta y demanda de divisas, las cuales pueden estar afectadas por dos motivos: especulativos y transaccionales.

- Los especuladores modificarán su demanda neta de divisas¹³ en función de que se produzcan desviaciones entre el valor actual del tipo de cambio y el valor futuro esperado del mismo, midiéndose la sensibilidad a la especulación a través de un parámetro " a ". El parámetro " a " tendrá siempre un valor positivo, de manera que cuando sea igual a cero implicará que no existe especulación, cuando tenga un valor pequeño la demanda especulativa será pequeña (en parte justificado por los

¹² Este tipo de modelos son objeto de la aplicación práctica presentada en este estudio y serán desarrollados con profundidad en capítulos posteriores.

¹³ La demanda neta de divisas por motivo de especulación queda definida a través de la siguiente ecuación:

costes de transacción) y, a medida que aumente, indicará que los especuladores serán más sensibles a desviaciones entre los valores actuales y futuros del tipo de cambio.

- La demanda neta de divisas por motivo transaccional¹⁴ se expresa como una función lineal de los valores presentes y pasados del tipo de cambio expresados en desviaciones respecto a sus valores esperados.

Los valores esperados del tipo de cambio se determinan en función de las variables incluidas en los modelos estructurales, es decir, según los fundamentos del tipo de cambio. Bajo estas condiciones, el equilibrio en el mercado de divisas se alcanza cuando:

$$T_t = D_t - D_{t-1} \tag{I.12}$$

A partir de la solución que presenta la ecuación (I.12) queda definida la dinámica del tipo de cambio en un modelo de caos que se caracteriza por:

- El tipo de cambio se mueve alrededor de su valor de equilibrio, de forma no periódica, es decir, no cíclicamente, sin coincidir nunca exactamente con el valor de equilibrio.
- El tipo de cambio nunca sigue el mismo camino, acercándose a veces a su valor de equilibrio o alejándose, en otras ocasiones, del mismo.
- Aunque a priori el comportamiento del tipo de cambio parece complejo e imprevisible, es totalmente predecible una vez conocido el modelo que lo genera y el valor del tipo de cambio actual.

Dentro de la teoría del caos también se encuentran los modelos que explican el comportamiento caótico del tipo de cambio en función de la microestructura de los mercados de divisas; es decir, de la existencia de conjuntos de agentes que utilizan métodos heterogéneos para la formación de sus expectativas. Frankel y Froot (1990) suponen que existen dos tipos de agentes en el mercado, los chartistas y los fundamentalistas:

$$D_t = a \left[\frac{TC_{t+1}^e - TC_t}{TC_t} \right]$$

¹⁴ La demanda neta de divisas por motivo transaccional queda definida a través de la siguiente ecuación:

$$T_t = b(TC_t - TC_t^e) + c(TC_{t-1} - TC_{t-1}^e)$$

- Los chartistas analizan los valores pasados del tipo de cambio para encontrar algún patrón de comportamiento que pueda extrapolarse al futuro. Es decir, determinan sus expectativas extrapolando a futuro el valor observado del tipo de cambio en el pasado.

$$tc_t^{\circ}(\text{chartistas}) = f(tc_{t-1}, \dots, tc_{t-N})$$

- Los fundamentalistas estiman el valor de equilibrio del tipo de cambio apoyándose en alguno de los modelos estructurales analizados, esperando que el valor del tipo de cambio converja al de equilibrio a una velocidad determinada β .

$$tc_t^{\circ}(\text{fundamentalistas}) = \beta(\bar{tc}_{t-1} - tc_{t-1})$$

La iteración de ambos agentes generan no linealidades y movimientos caóticos del tipo de cambio, que quedan definidos a través de la siguiente expresión:

$$tc_t = f_t + \alpha[w_t f(tc_{t-1}, \dots, tc_{t-N}) + (1 - w_t)\beta(\bar{tc}_{t-1} - tc_{t-1})] \quad (1.13)$$

Según esta expresión el valor del tipo de cambio depende de sus fundamentos y de las expectativas que los distintos agentes del mercado tienen sobre la evolución futura del tipo de cambio, debidamente ponderadas. La ponderación de los chartistas, w_t , tomará su valor máximo 1, cuando los fundamentalistas no intervengan en la determinación del tipo de cambio, situación que se dará cuando el valor del tipo de cambio actual coincida con el de equilibrio; ya que, en esta situación, los fundamentalistas no esperarán desviaciones del valor futuro del tipo de cambio respecto del actual. A medida que el valor del tipo de cambio se aleje del valor de equilibrio estimado por los fundamentalistas, aumentará la ponderación de estos, disminuyendo el valor de w_t . La solución de este modelo indica que según los valores que tomen los parámetros, el tipo de cambio sigue un movimiento cíclico o caótico alrededor de su valor de equilibrio, pudiendo converger o no en dicho valor.

Una de las principales limitaciones que tienen los modelos de determinación del tipo de cambio que se apoyan en la teoría del caos es que sus predicciones tienen únicamente validez en el muy corto plazo debido a que son altamente sensibles a los valores iniciales del tipo de cambio y a los valores de los parámetros del modelo. Estas características implican que pequeñas modificaciones en dichos valores (condiciones

iniciales y parámetros) si bien mantienen los niveles de predicción en el muy corto plazo, modifican significativamente los valores predichos para periodos más largos.

1.2. MODELOS TEÓRICOS PARA LA DETERMINACIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS

1.2.1. INTRODUCCIÓN: DEFINICIÓN DE CRISIS CAMBIARIA

De todo lo expuesto en el apartado anterior se deduce que la literatura teórica sobre los modelos para la determinación del tipo de cambio se ha ido ajustando, en cada periodo, a los rasgos que han caracterizado la evolución de los mercados cambiarios a lo largo de la historia, desde sencillas formulaciones en los primeros momentos en que los intercambios entre países se reducían a flujos comerciales, hasta las más complejas y sofisticadas relaciones de los últimos años marcados por la internacionalización y la globalización.

Si bien la literatura teórica sobre los distintos modelos que han surgido para justificar la dinámica del tipo de cambio puede calificarse como extensa, la evidencia empírica no ha sido altamente satisfactoria. En muchas ocasiones los resultados empíricos han sido contradictorios a las formulaciones teóricas, en otros, la dificultad en la determinación y medición de las variables explicativas han invalidado el uso con fines prácticos de los modelos teóricos. Por último, la validez de sus predicciones se reduce únicamente al muy corto plazo, ya que los escasos resultados empíricos para periodos más largos de tiempo invalidan su utilización.

La justificación a estos pobres resultados empíricos hay que buscarla en la gran volatilidad que presenta el tipo de cambio, la cual ha aumentado enormemente en la actualidad dado el crecimiento experimentado en los flujos, tanto de bienes y servicios como de capital. Este hecho dificulta la búsqueda de patrones de comportamiento válidos para cualquier situación. Por ello, aún hoy en día, siguen existiendo muchas dificultades para poder anticipar con exactitud los movimientos a futuro del tipo de cambio.

Todo ello ha motivado nuevas líneas de investigación, que si bien tienen como objetivo el análisis del tipo de cambio, no se centran en la determinación del valor exacto del mismo en situaciones de equilibrio, sino en el estudio de las causas que generan movimientos "atípicos" en su evolución. Dentro de este campo de investigación se encuentra el desarrollo de los modelos que analizan las crisis cambiarias.

Dado que existen distintos tipos de regímenes bancarios, la definición de crisis cambiaria es diferente según el tipo de sistema que haya adoptado el país. En un sistema de tipo de cambio fijo, una crisis cambiaria sucede cuando la autoridad del país, ante un ataque especulativo, es incapaz de defender la paridad de su moneda, teniendo que producirse un ajuste en la paridad central. De la misma manera, en un sistema de tipo de cambio flexible, una crisis cambiaria tiene lugar cuando se produce un movimiento especulativo contra el valor de cambio de una moneda que se traduce en una fuerte depreciación de su cotización.

A lo largo de la década de los años noventa hemos podido asistir a episodios de crisis cambiarias que han llegado a tener repercusiones a escala internacional. En concreto, hemos asistido a crisis de esta índole en Europa (la crisis del mecanismo de tipos de cambio del Sistema Monetario Europeo de 1992-93); en América Latina (el "efecto tequila" de 1994-95), en Asia Oriental (las crisis de 1997-98 en Corea, Filipinas, Indonesia, Malasia y Tailandia), que se contagió a Rusia en el verano de 1998, las crisis brasileñas de 1999 y 2002, y la crisis en Argentina que supuso el abandono de la paridad central en enero de 2002. Todas estas crisis han tenido en común el haber involucrado significativos efectos indirectos internacionales y en varios casos han hecho que fuera necesario recurrir a la asistencia financiera internacional para limitar su severidad y sus costos, y contener su difusión y el contagio en otros países.

Las crisis cambiarias no son, sin embargo, un fenómeno reciente. La historia registra innumerables crisis entre las cuales cabe mencionar las crisis del periodo de entreguerras, la crisis de la libra esterlina y el franco francés de los años sesenta, la desintegración del sistema de Bretton Woods a principios de los años setenta, y la crisis de la deuda de los años ochenta. Sin embargo, las innovaciones financieras y la mayor integración de los mercados financieros mundiales que se observa en los últimos tiempos parecen introducir nuevos elementos y preocupaciones, de manera que a pesar de que existen ciertas similitudes, las crisis de los últimos años difieren en importantes aspectos de las que tuvieron lugar en el pasado.

En los apartados que siguen se hace un recorrido sobre los distintos modelos teóricos elaborados para analizar los procesos de crisis cambiarias. En la gran mayoría se supone un sistema de tipo de cambio fijo, identificándose una crisis cambiaria cuando la autoridad monetaria se ve obligada a abandonar la paridad. El inicio de la crisis se encuentra siempre en un ataque especulativo llevado a cabo por los operadores del mercado, siendo los distintos motivos que promueven el ataque, los que dan origen a la existencia de una variada tipología en este tipo de modelización.

I.2.2. MODELOS ALTERNATIVOS EN LA DETERMINACIÓN DE LAS CRISIS CAMBIARIAS

Los modelos teóricos de determinación de las crisis cambiarias tratan de explicar los mecanismos que originan un proceso de ataque especulativo contra la moneda, que puede terminar en un episodio de crisis cambiaria. Existe una extensa literatura teórica sobre la construcción de modelos que sirvan para descubrir el entramado que explica el proceso de crisis. La existencia de distintos enfoques en la búsqueda de los detonantes que inician el proceso ha dado lugar a distintas generaciones de modelos.

Así, los modelos de “primera generación” justifican la existencia de una crisis por un deterioro de los fundamentos económicos, mientras que en los modelos de “segunda generación” la crisis tiene lugar como consecuencia de un cambio en las expectativas de los agentes económicos sobre la evolución futura de la política económica del gobierno. La incorporación a estos modelos de las debilidades del sector bancario como un nuevo factor determinante de una crisis, conduce a la aparición de los modelos de “tercera generación”.

En los últimos años, se ha comenzado a plantear una “cuarta generación” de modelos de crisis, según la cual los países muy dependientes de capital extranjero son más vulnerables a este tipo de acontecimientos. En ellos, la depreciación de la moneda deteriorará el beneficio de las empresas altamente endeudadas en moneda extranjera, iniciando un proceso de pérdida de confianza en la economía y sucesivas caídas en los niveles de inversión y producción, que acelerarán el proceso de crisis.

Dentro de los modelos de “**primera generación**”, la literatura teórica sobre crisis cambiarias comenzó con el modelo sobre crisis en la balanza de pagos planteado por Krugman en 1979. Esta literatura defiende que las crisis son causadas por incompatibilidades en las medidas de política económica que conducen a debilitar los fundamentos económicos. Así una política fiscal o monetaria demasiado expansiva, resulta incompatible con una política de tipo de cambio fijo, ya que conduce a una pérdida de reservas internacionales hasta que éstas llegan a un umbral crítico en el que se produce un ataque especulativo contra la moneda. Una vez que las reservas se han agotado, no se puede mantener el tipo de cambio fijo y la moneda comienza a depreciarse.

Entre los modelos de “primera generación” destacan el ya mencionado trabajo de Paul Krugman (1979), que fue posteriormente ampliado por Robert Flood y Peter Garber (1984) a través de un modelo lineal en el que tratan de determinar el momento exacto

en que se produce el abandono del régimen de tipo de cambio fijo, y el valor del tipo de cambio en el cual se situará la moneda tras el colapso del régimen. Connolly y Taylor (1984) analizan un régimen de tipo de cambio deslizante en vez de un régimen de tipo de cambio fijo. Edwards (1989) hace hincapié en los patrones de apreciación de la moneda y deterioro de la balanza por cuenta corriente que suelen preceder a la devaluación de la moneda. Más recientemente Krugman y Rotemberg (1991) han actualizado el modelo inicial de 1979, y Flood, Garber y Kramer (1996) han incorporado aspectos de la crisis en México, introduciendo el concepto de la esterilización de la pérdida de reservas.

Sin embargo, las debilidades en los fundamentos resultaron no ser suficientes para entender los procesos de crisis, ya que estos episodios comenzaron a manifestarse también en economías que gozaban de una buena salud macroeconómica. Ante la dificultad de explicar las crisis cambiarias a través de la presencia de debilidades en los fundamentos, comienzan a incorporarse a los modelos teóricos nuevas variables dando lugar a la corriente de modelos de “**segunda generación**”, que tratan de definir un episodio de crisis desde una perspectiva diferente a los de “primera generación”.

Si bien en la corriente de “primera generación” la existencia de políticas económicas inconsistentes generan la crisis, en los modelos de “segunda generación” un cambio en las expectativas de los agentes sobre la posibilidad de que ocurra una crisis deteriora los fundamentos económicos, aunque estos inicialmente no presentasen una evolución particularmente desfavorable, lo que conduce a la crisis.

El primer ejemplo de este tipo de comportamientos se encuentra en el modelo de Obstfeld (1994), donde se describe el proceso según el cual cuando los agentes económicos esperan que se produzca un colapso en el tipo de cambio, se elevan los salarios como medida para contrarrestar la previsible pérdida de poder adquisitivo. El aumento de los salarios conduce a reducir el empleo hasta niveles que obligan al gobierno a abandonar la paridad en un intento por controlar el nivel de producción.

Otros modelos enmarcados en esta corriente explican las crisis desde una perspectiva diferente al aumento de los salarios. Desde el momento en que los agentes económicos esperan que se produzca un colapso en el tipo de cambio se inicia el ataque especulativo, el cual el gobierno intentará frenar tomando medidas como la intervención en el mercado de divisas, la elevación del tipo de interés para atraer capital extranjero, o el establecimiento de controles de capital para evitar una huida masiva. Sin embargo, todas estas estrategias tendrán un coste en términos del deterioro que sufrirán los fundamentos económicos.

Así, un elevado tipo de interés conduce a un descenso en los niveles de producción y un elevado nivel de paro. También el incremento en el tipo de interés nacional para defender la paridad, puede resultar altamente costoso desde el punto de vista financiero para el gobierno ya que eleva los intereses de la deuda. La función objetivo de las autoridades dependerá, por tanto, positivamente de los beneficios derivados de mantener un tipo de cambio fijo, relacionados con el control de la inflación, y negativamente del deterioro que registran los fundamentos por defender la paridad. El gobierno comparará los costes y beneficios asociados con resistir la presión especulativa para tomar la decisión de si abandonar o no el sistema de tipo de cambio fijo. Algunos modelos que se enmarcan dentro de esta corriente de pensamiento teórico son los elaborados por Guillermo Calvo (1995), Cole y Kehoe (1996), Sachs, Tornell y Velasco (1996), Obstfeld (1996), Bernard Bensaid y Oliver Jeanne (1997), Robert P. Flood y Nancy P. Marion (1997), Allan Drazen (1998) y Paul Masson (1999), entre otros.

Una de las principales aportaciones de esta corriente de pensamiento teórico es la definición de crisis "autogeneradas". Cuando se produce una expectativa de colapso del tipo de cambio entre los agentes económicos, el gobierno interviene en los mercados para frenar el ataque especulativo. En función de las medidas que tome el gobierno en materia de política económica se irán modificando las expectativas de los agentes, que inducirán a nuevas intervenciones por parte de la autoridad monetaria. Así se genera una dinámica circular que, cuando no se consigue frenar el ataque especulativo, acaba dando lugar a una crisis que no necesariamente debería haber ocurrido, pero que ocurre porque los participantes en el mercado así lo esperan. A este tipo de comportamiento se le conoce con el nombre de crisis "autogenerada" o "self-fulfilling" en terminología anglosajona.

Una importante consideración a tener en cuenta en este tipo de modelos es la dificultad que presentan a la hora de predecir crisis, ya que al no existir una relación exacta entre los fundamentos y las crisis, es necesario identificar otras variables, en ocasiones de difícil medición, relacionadas con las variaciones en las expectativas de los agentes económicos.

Dentro de la corriente de modelos de "segunda generación" los últimos desarrollos incorporan como un factor explicativo de las crisis cambiarias el efecto contagio o la transmisión de una crisis de un país a otro. El contagio se puede producir por tres causas diferentes: un shock común a varios países; una crisis en un país que deteriora los fundamentos económicos de otros países a través de la vía comercial o financiera;

una retirada masiva de las inversiones por la existencia de un comportamiento imitador que se contagia entre los operadores de los mercados.

Un cambio en las condiciones económicas de los países desarrollados supone un shock común para las economías emergentes que puede terminar provocando una crisis en todas o en alguna de ellas. Así, el aumento a la aversión global al riesgo, el deterioro de la actividad económica internacional, o la subida de los tipos de interés en países industrializados, incrementa la vulnerabilidad de las economías emergentes.

Por otro lado, una crisis en un país puede deteriorar los fundamentos económicos de otros vía comercial o financiera. El contagio comercial se produce ya que la depreciación de la moneda de un país supondrá una reducción de las importaciones a sus socios comerciales y una pérdida de competitividad para los países que comercializan los mismos bienes. El contagio financiero puede ocurrir cuando el país que sufre la crisis tiene un volumen significativo de activos frente a otro, por lo que su retirada podría producir una crisis en el segundo país. Otra modalidad de contagio financiero se puede producir por la interdependencia de las carteras de los acreedores. Así, la crisis en un país obliga a los intermediarios financieros a liquidar activos en otros mercados de características similares por temor a que el mismo acontecimiento se reproduzca en los otros mercados.

Por último, la existencia de información asimétrica en los mercados financieros conduce a la manifestación de un comportamiento imitador entre los inversores. Así, cuando un grupo reducido de inversores comienza a retirar sus fondos de un país, este comportamiento se contagia al resto de inversores que imitan la conducta, pudiéndose producir una retirada masiva de fondos que genera problemas de liquidez en la economía.

Los últimos factores explicativos utilizados por los modelos de "segunda generación" para analizar las crisis cambiarias, más relacionados con los sistemas financieros, sirven para explicar las crisis asiáticas en 1997-1998 y dan origen a una nueva corriente de pensamiento teórico que sirve de base a los modelos de "**tercera generación**". Estos modelos, partiendo de los axiomas básicos defendidos por la corriente de "segunda generación" (cambios en expectativas, crisis "autogeneradas", etc) incorporan los sistemas financieros como un elemento clave en el análisis de las crisis cambiarias.

La incorporación del sistema financiero a estos modelos implica asociar la crisis cambiaria a una crisis bancaria, por lo que a estos modelos también se les conoce con

el nombre de “crisis gemelas” o “twin crisis”. Cuando el sistema financiero presenta debilidades, incrementa el riesgo de que se den situaciones de falta de liquidez, lo que acelera un proceso de salida de dinero del país generando una crisis cambiaria.

Ahora bien, la caída del sistema bancario puede venir provocada por dos motivos cada uno de los cuales ha dado lugar a distintas tipologías de modelos. En primer lugar, los modelos de “riesgo moral” o “moral hazard” explican la crisis bancaria como consecuencia de una inconsistencia entre la política del gobierno de actuar como aval de última instancia del sistema bancario y mantener la paridad. Es decir, estos modelos utilizan para explicar la ocurrencia de una crisis bancaria los mismos argumentos que empleaban los modelos de “primera generación” para explicar la ocurrencia de una crisis cambiaria, inconsistencia entre políticas económicas.

Cuando son los cambios en las expectativas de los agentes los que generan la crisis bancaria, nos encontramos ante la segunda tipología de modelos conocida como modelos de “retirada repentina”. En este tipo de modelos, cuando entre los participantes del mercado aparece el temor a una posible insolvencia del sistema bancario, se produce una retirada de depósitos que de generalizarse al total de agentes produce la crisis bancaria. En esta situación el gobierno deberá decidir entre ayudar al sistema bancario, lo que tendrá un coste para la cotización, o mantener el tipo de cambio, lo que generará mayores problemas en el sistema financiero.

Por último, Krugman ha iniciado una nueva corriente de pensamiento que podría enmarcarse dentro de una “cuarta generación” de modelos. Este pensamiento incorpora como un nuevo elemento para entender el proceso de crisis, la dependencia que un país tiene del capital extranjero. En esta situación existirán un gran número de empresas endeudadas en moneda extranjera que serán muy vulnerables a depreciaciones del tipo de cambio. Si esto ocurriera, se iniciaría proceso por el cual cuando las empresas reducen su beneficio ante caídas en la cotización, se inicia un periodo de pérdida de confianza en los mercados. Todo ello conduce a una reducción en los niveles de inversión y producción que aceleran el proceso de depreciación del tipo de cambio.

Las distintas generaciones de modelos teóricos de crisis cambiarias aquí presentadas han sido útiles para explicar los distintos acontecimientos de crisis que han tenido lugar a lo largo de la historia. Sin embargo, no todas las alternativas son igualmente válidas para entender este tipo de acontecimientos, ya que cada corriente literaria se ajusta en mayor medida a su tiempo, es decir, cada generación de modelo sirve para explicar las crisis de su época.

Así, mientras que los modelos de "primera generación" son los que mejor se ajustan a las crisis que tuvieron lugar en los países latinoamericanos durante la década de los ochenta, no sirven para analizar crisis posteriores. Es por ello que para explicar las crisis de algunas monedas del Sistema Monetario Europeo de los años 1992 y 1993 y la crisis de México de 1994 comienza a aparecer una nueva corriente literaria, los modelos de "segunda generación", que se ajustan mejor a las nuevas características del mercado, principalmente las nuevas innovaciones financieras y la mayor integración de los mercados a nivel mundial. Las crisis asiáticas imponen la necesidad de incorporar variables financieras al proceso teórico de desarrollo de una crisis, lo que da lugar a los modelos de "tercera generación", mientras que la mayor vulnerabilidad de las economías dependientes del capital extranjero ha comenzado a dar origen a los modelos de "cuarta generación". En los siguientes apartados se detalla con mayor precisión el contenido teórico de las distintas corrientes de pensamiento existentes.

1.2.3. MODELOS DE PRIMERA GENERACIÓN

Si bien los modelos de "primera generación", por su simplicidad en los supuestos de partida, no son aplicables al análisis de las crisis acontecidas en los últimos años, su estudio es necesario como punto de partida para entender el entramado teórico que envuelve a los procesos de crisis cambiarias. Es por ello que en este apartado se desarrolla el modelo pionero de "primera generación" elaborado por Krugman en 1979, el cual aplica el modelo de Salant y Henderson (1978), sobre la fijación del precio de un bien no renovable, al caso particular de la determinación del precio de la moneda nacional, es decir, a las fluctuaciones del tipo de cambio.

El modelo de Salant y Henderson trata de explicar el proceso por el cual se termina rompiendo la estabilidad del precio fijo de un bien, en este caso el oro, que ha sido fijado previamente por el gobierno. Se basa en el supuesto de que los especuladores deciden mantener un determinado nivel del bien, si y solo si, se espera que el precio de dicho bien se eleve lo suficiente como para obtener ganancias, una vez tenido en cuenta el riesgo asumido. En esta situación, la actuación de los especuladores tenderá a que tan pronto como el precio del bien sea superior al que debería tener en ausencia de fijación de precios, venderán sus tenencias debido a que obtienen ganancias, convirtiéndose así el bien en un atractivo frente a otros bienes por lo que incrementará la demanda del mismo. En esta situación, si el gobierno quiere evitar que el precio se eleve comenzará a vender sus reservas de dicho bien. El ataque especulativo que adelanta el agotamiento total de las reservas se produce debido a que los agentes

privados obtienen un beneficio comprando el bien al precio fijo, que es menor que el precio que alcanzará dicho bien tras el agotamiento total de las reservas, lo que conlleva al abandono del precio fijo.

Una lógica similar a la descrita en el modelo de Salant y Henderson es la que aplica Krugman para explicar los ataques especulativos contra las monedas en los modelos de "primera generación" comparando la actuación del gobierno cuando trata de estabilizar el precio del oro al comportamiento de los Bancos Centrales cuando tratan de evitar fluctuaciones en los tipos de cambio. El hecho de mantener un tipo de cambio fijo obliga al Banco Central a poseer un stock de reservas que le den margen para intervenir en el mercado comprando o vendiendo en función de su objetivo de mantener el tipo de cambio fijo. Los especuladores saben que cuando las reservas se agoten el precio del tipo de cambio se elevará, por lo que las tenencias de moneda extranjera serán más atractivas que las de moneda nacional. Desde el momento en que las reservas llegan a un nivel crítico, el ataque especulativo se vuelve inevitable y rápidamente las reservas se agotan y se fuerza al abandono del tipo de cambio fijo.

Al modelo de Krugman le siguen los de otros autores como el modelo lineal desarrollado por Flood y Garber (1984) que introduce una variable estocástica y que posteriormente es ampliado con el concepto de la esterilización de la pérdida de reservas (Flood, Garber y Kramer, 1996), o el modelo de Connolly y Taylor (1984) que analiza un tipo de cambio deslizante en vez de un tipo de cambio fijo. Por último, también merece la pena destacar dentro de los modelos de "primera generación" a Edwards (1989) quien hace hincapié en los patrones de apreciación de la moneda y deterioro de la balanza por cuenta corriente que suelen preceder a la devaluación de la moneda.

Todos estos modelos tienen en común el que tratan de explicar las crisis como el resultado de una inconsistencia entre la política cambiaria de un gobierno y sus políticas fiscal y monetaria. La idea principal es que la política de tipo de cambio fijo debe ir acompañada de políticas restrictivas, en concreto, los crecimientos del déficit público y de la masa monetaria deben ser siempre menores que las variaciones del tipo de cambio (que en el caso del tipo de cambio fijo serían cero y en el caso del tipo de cambio deslizante serían constantes y positivas).

Los modelos iniciales de "primera generación" se basan en los siguientes supuestos de partida:

- Los agentes privados tienen acceso a dos bienes sustitutivos: moneda local (M) o divisas (F), y eligen una determinada composición óptima de sus carteras de manera que mantengan una proporción fija de cada uno de los dos bienes (la suma de ambas proporciones es igual a la unidad), de tal manera que si aumenta la proporción de uno de los activos en manos del público, los agentes automáticamente cambiarán el exceso de tal activo por el otro en el Banco Central.
- El modelo simplifica las partidas del balance del Banco Central, igualando la masa monetaria (M) a la suma del volumen de reservas (R) y la cantidad de crédito interno (CI) concedido por dicho organismo. Se iguala la masa monetaria a la cantidad de moneda local en manos del público gracias al supuesto de que los agentes extranjeros no mantienen moneda local.
- La única manera de financiar el déficit fiscal es acudiendo al Banco Central, con lo que no se contempla la posibilidad de que dicho déficit se financie emitiendo deuda.
- El incremento del crédito interno (CI) viene dado exclusivamente por la necesidad de financiación del sector público, y no por un aumento de los créditos concedidos por las autoridades monetarias al sistema bancario. Esta posibilidad que es contemplada por Krugman (1979) no se desarrolla en ningún modelo de "primera generación". No obstante, sea el gobierno o el sistema bancario el que acude al Banco Central en busca de financiación, la consecuencia será un incremento en la cantidad de crédito interno (CI) concedida por el Banco Central del país.

Según estos modelos las crisis se desencadenan en tres fases. En la primera fase el déficit público crece y el gobierno acude al Banco Central en busca de financiación, es decir, se produce un incremento de CI. En esta situación las autoridades monetarias tienen dos alternativas. La primera consiste en financiar el déficit público emitiendo moneda local, es decir, que el incremento del crédito interno estaría acompañado por un incremento en la oferta de masa monetaria: dada la ecuación $M = R + CI$; $\Delta CI = \Delta M$. Pero para mantener el valor de la moneda local es imprescindible que la masa monetaria permanezca constante, es decir, para que el precio de la moneda local sea fijo, también debe permanecer constante la oferta monetaria (M).

La segunda alternativa sería financiar el déficit del gobierno con cargo a las reservas del Banco Central. En este caso, la oferta de masa monetaria permanecería constante y los incrementos del crédito interno se compensarían con disminuciones iguales en el volumen de reservas. En otras palabras, dada la misma ecuación $M = R + CI$, $\Delta CI = \nabla R$. Sobre este punto Krugman (1979) añade que la elección de la primera alternativa, es decir, la financiación del crecimiento del crédito interno con la emisión de moneda local, conduciría igualmente a una disminución en el volumen de reservas debido a

que, como la composición de la cartera de los agentes privados es óptima, éstos al obtener el incremento de M inmediatamente lo intercambiarían por F , es decir, que lo revenderían al Banco Central a cambio de divisas, con lo que, igual que ocurre en la segunda alternativa, R disminuiría.

Por tanto en la primera fase del proceso de colapso del tipo de cambio fijo el Banco Central esteriliza el crecimiento del crédito interno, es decir, compensa el crecimiento de éste con la disminución de las reservas, permaneciendo la oferta de masa monetaria inalterable.

En la segunda fase de este proceso la política monetaria deja de ser compatible con el mantenimiento de una política de tipo de cambio fijo. Si el déficit público sigue expandiéndose y el Banco Central continúa financiándolo mediante el incremento del crédito interno, llega un momento en que se agotan las reservas en divisas del país. Con reservas nulas, el crédito interno se igualaría a la oferta de masa monetaria (si $R = 0$, $M = CI$). En consecuencia, cualquier incremento adicional del crédito interno debería financiarse con la emisión de moneda local, generándose un proceso inflacionario que provocaría la pérdida de valor de dicha moneda. Sin embargo, todos los autores insisten en que los agentes privados no esperan a que las reservas sean nulas, sino que prevén la pérdida de valor de la moneda posterior al agotamiento de las reservas, y adelantan dicho agotamiento mediante un ataque especulativo contra la moneda del país.

Para explicar porque se produce inevitablemente un ataque especulativo antes del agotamiento total de las reservas del Banco Central, Krugman (1979) utiliza el concepto de las expectativas de inflación (que en estos modelos son iguales a las expectativas de devaluación). Según este autor, los agentes privados tienen una expectativa de inflación (π) que será nula mientras crean en la política cambiaria del gobierno. Es decir, que mientras los agentes consideren que la política monetaria va a permanecer supeditada a la política de tipo de cambio fijo, no se producirá ataque especulativo alguno. Sin embargo, ante la pérdida de reservas del Banco Central, los especuladores adelantan la inflación y la devaluación que se produciría en caso de que se agotaran completamente las reservas de las autoridades monetarias. Al ser el tipo de cambio fijo menor al tipo de cambio esperado tras el agotamiento de las reservas, los agentes obtienen un beneficio potencial al cambiar la moneda nacional por divisas. De este modo adelantan el agotamiento de las reservas.

Cuando se produce el ataque especulativo, las autoridades monetarias tienen dos opciones: pueden intervenir en los mercados de divisas para defender la paridad de su

moneda (ya que todavía cuentan con un cierto volumen de reservas) o bien permitir la flotación abandonando el sistema de tipo de cambio fijo. Así en la tercera y última fase de este proceso, el valor de la moneda local se ha desplomado y el país ha optado por abandonar la política de tipo de cambio fijo.

Los modelos de “primera generación” sostienen que el momento del ataque especulativo puede ser calculado y, por lo tanto, predicho. El momento preciso del ataque es cuando el tipo de cambio esperado tras la flotación (tipo de cambio sombra) es igual al tipo de cambio fijo. Si el tipo sombra fuera mayor al tipo fijo, los especuladores procurarían obtener el beneficio potencial de cambiar moneda nacional por divisas, con lo que se adelantaría el ataque. Y si el tipo sombra fuera menor que el tipo fijo, las pérdidas en que se incurrirían al cambiar moneda nacional por divisas retrasarían el ataque. Así pues, el momento en que se inicia el ataque es cuando el tipo esperado se iguala al tipo fijo.

Según Krugman (1979), cuanto mayor sea el volumen de reservas en manos de las autoridades monetarias y menor sea el crecimiento del crédito interno, mayor será el tiempo que transcurra hasta el momento del ataque. Conolly y Taylor (1984) amplían este concepto y definen t^* (el momento del ataque) en función de tres variables: la elasticidad de la demanda de dinero respecto de la inflación esperada, la diferencia entre la tasa de crecimiento del tipo de cambio y la tasa de crecimiento del crédito interno y el ratio reservas entre crédito interno. Cuanto mayor sean las dos primeras variables y menor sea la tercera menor será t^* y antes se producirá el colapso.

I.2.4. MODELOS DE SEGUNDA GENERACIÓN

I.2.4.1. Características generales

Según la teoría que subyace a los modelos de “segunda generación”, una crisis puede ocurrir incluso si los fundamentos económicos son consistentes con la decisión del gobierno de mantener una política de tipo de cambio fijo. Es decir, no es la existencia de una inconsistencia entre la política monetaria o fiscal y el mantenimiento de un régimen cambiario fijo lo que conduce a una crisis, como defienden los modelos de “primera generación”, sino que son las expectativas que tienen los agentes económicos sobre como evolucionará la economía, y en concreto sobre si es posible que ocurra una devaluación, lo que puede generar un episodio de crisis, incluso cuando los fundamentos económicos, inicialmente, no estaban deteriorados.

Con el objeto de profundizar en la base teórica que desarrollan los modelos encuadrados en esta generación, a continuación se exponen las características más importantes de los mismos, recogidas de los diferentes desarrollos existentes en la literatura actual.

Interrelación entre el sector privado y el sector público

La filosofía de los modelos de "segunda generación" se basa en considerar que en toda economía existe una interrelación entre el comportamiento del sector privado y las decisiones que toma el sector público o gobierno. Esta interrelación es la que puede generar crisis cambiarias en el siguiente sentido: cuando los agentes privados comienzan a tener expectativas de una posible devaluación de la moneda, el gobierno decide elevar el tipo de interés como medida para atraer moneda nacional frente a la extranjera, lo que puede conducir a una posible devaluación. Al contrario, si los agentes privados no tienen expectativas de que se vaya a modificar el tipo de cambio de la moneda nacional, el tipo de interés se mantiene bajo y la decisión del gobierno de devaluar es menos probable. Esta es la filosofía que se esconde detrás del modelo desarrollado por Bensaïd y Jeanne (1997).

Esta interrelación entre el sector privado y el público también provoca crisis cambiarias a través de otras vías diferentes a los movimientos del tipo de interés tales como las negociaciones salariales, tal y como analizan Flood y Marion (1997). El sector privado de una economía determina el salario de un periodo en el periodo anterior sin conocer la política económica que llevará a cabo el gobierno, pero basándose principalmente en las expectativas existentes sobre dicha política. Esto condiciona la actuación del gobierno respecto a devaluar o no la moneda, ya que si el sector privado no espera una devaluación, el salario reflejará la estabilidad de la moneda, lo que incentivará al gobierno a mantener el tipo de cambio fijo al no existir desequilibrios en ningún factor económico. Al contrario, si el sector privado prevé una devaluación de la moneda, el salario tenderá a subir con el fin de compensar a los trabajadores por la pérdida de poder adquisitivo, lo que puede llevar al gobierno a devaluar la moneda ante la posibilidad de desequilibrios inflacionistas provocados por una subida salarial que se ha basado únicamente en expectativas.

Modelos con cláusulas de escape

Los modelos de "segunda generación" son construidos a partir de los modelos de Kydland-Prescott basados en las cláusulas de escape. Como regla general, las decisiones que el gobierno toma en materia de política económica se convierten en

reglas que hay que cumplir sin posibilidad de modificaciones, lo que ayuda a evitar ciertos desajustes económicos pero limita, por otro lado, la posibilidad de que la economía se estabilice por sí misma cuando se produce un shock externo. Adoptar políticas con una cláusula de escape implica que aunque las decisiones que toma el gobierno se convierten en reglas en la mayoría de las situaciones, existen circunstancias excepcionales en las que se puede actuar en otra dirección, diferente a la que marca la regla, para adaptar la economía a las circunstancias del momento.

El riesgo de este comportamiento es que cabe la posibilidad de considerar todas las situaciones como extraordinarias, lo que provocaría un incumplimiento constante de la regla. Para evitar estas situaciones, la autoridad política debe imponer un coste cada vez que una regla es incumplida, de tal manera que solo exista la posibilidad de desviarse de la regla cuando sea estrictamente necesario.

Esta filosofía llevada a los modelos de "segunda generación" (Obstfeld, 1997) implica que la regla económica que establece el gobierno es la de mantener un sistema de tipo de cambio fijo, sin embargo, la autoridad económica puede apartarse de la regla en determinadas situaciones en las que el mantenimiento de la paridad se haya vuelto insostenible debido a un cambio en las expectativas del mercado. Esta desviación de la regla o abandono del tipo de cambio fijo tiene un coste para el gobierno, que se materializa en la aparición de desequilibrios económicos, tales como reducciones en el nivel de producción interno, desajustes del mercado laboral, etc.

El comportamiento del gobierno se basa en funciones de utilidad

De la característica anterior se deriva que la decisión del gobierno sobre mantener un sistema de tipo de cambio fijo o no, se toma comparando el coste derivado de defender la paridad con el coste derivado de abandonar el sistema, optando por la devaluación en el caso de que éste último sea inferior al anterior. Por ello, las decisiones del gobierno en estos modelos teóricos se basan en funciones de utilidad en las que se recogen y comparan ambas situaciones.

Algunos autores (Obstfeld (1994) y Ozkan y Sutherland (1994)) analizan las crisis cambiarias bajo esta perspectiva. En sus modelos, cuando se produce el ataque especulativo contra la moneda el país comienza a perder reservas y el banco central eleva el tipo de interés nominal para frenar la caída, lo que es considerado como el coste por mantener el sistema de tipo de cambio fijo. Existe siempre un nivel del tipo de interés nominal por debajo del cual compensa no ceder ante las expectativas de devaluación del mercado y mantener la paridad, ya que el coste de devaluar es

superior al derivado de incrementar el tipo de interés. Sin embargo, por encima de ese nivel los gobiernos deciden dejar de defender la paridad porque elevar el tipo de interés nominal tiene un coste superior al beneficio obtenido por mantener el sistema de tipo de cambio fijo.

Por tanto, a través de la optimización de funciones que permiten comparar ambos costes en los que incurriría el gobierno,

- el coste asociado a defender la moneda, el cual se mide a través de los efectos negativos que tiene sobre la economía las medidas que toma el gobierno cuando trata de defender la moneda ante un ataque especulativo;
- y el coste asociado a abandonar el sistema de tipo de cambio fijo, que se mide a través de los desequilibrios económicos que se producen como consecuencia de alterar la paridad de una moneda,

es posible definir un nivel crítico que sirva de referencia a las autoridades para tomar sus decisiones sobre devaluación.

Modelos con expectativas racionales

El enfoque de las expectativas racionales, asociado inicialmente a los nombres de Robert Lucas de la universidad de Chicago y de Thomas Sargent de Minnesota, se basa en las siguientes hipótesis:

- Los agentes económicos basan sus expectativas sobre la evolución de cualquier variable económica en toda la información disponible acerca del comportamiento futuro de esa variable.
- Se supone que los individuos utilizan la información eficientemente y que no cometen errores sistemáticos en sus expectativas, es decir, que los agentes económicos comprenden rápidamente la forma de funcionamiento de una política económica concreta y crean sus expectativas en función de lo aprendido.
- Los agentes económicos fijan sus expectativas, dada la información que poseen, de forma que obtengan beneficio y utilidad máximos.
- El enfoque de las expectativas racionales destaca la credibilidad de las políticas económicas como un importante factor determinante de su éxito o de su fracaso.

Los modelos de determinación de crisis cambiarias de "segunda generación" adoptan este enfoque como el utilizado por los agentes económicos a la hora de establecer sus expectativas sobre la evolución futura del tipo de cambio de la moneda. En base a la

información disponible, los agentes económicos establecen sus expectativas sobre devaluación y actúan en consecuencia en base a criterios de eficiencia y de búsqueda de máxima utilidad. Estos comportamientos influyen sobre las decisiones que toma el gobierno en materia de política económica, las cuales serán nuevamente percibidas por los agentes económicos como una nueva fuente de información en base a la cual modificarán sus expectativas de tipo de cambio siguiendo los criterios establecidos por la teoría de expectativas racionales.

Uno de los trabajos desarrollados dentro de este contexto es el llevado a cabo por Carlson y Osler (2000), en el cual los autores demuestran como cambios en las expectativas racionales de los especuladores respecto a los diferenciales en los tipos de interés incrementan la volatilidad de los movimientos del tipo de cambio.

Modelos de múltiples equilibrios

Una característica teórica de los modelos con expectativas racionales es que convergen en múltiples soluciones. La posibilidad de múltiples soluciones o equilibrios aparece cuando los agentes que participan en el mercado, siempre que no piensen que la política de mantener el tipo de cambio fijo es indefinida, anticipan un ataque exitoso contra la moneda que alterará la política económica. De esta manera existen dos posibles soluciones o equilibrios extremos: el primero una situación en la que no hay ataque y no cambian los fundamentos económicos, por lo que se mantiene el tipo de cambio fijo de manera indefinida; el segundo, un ataque especulativo seguido de un cambio en los fundamentos que validan ex-post la variación en el tipo de cambio que los especuladores habían anticipado. Entre estas situaciones extremas de equilibrio, se dan otras situaciones de equilibrio durante el tiempo en que existen expectativas de devaluación por parte de los agentes económicos y, el gobierno, antes de optar por la devaluación, trata de defender la paridad de la moneda.

En este sentido, algunos autores extraen como conclusión de estos tipos de modelos que los equilibrios múltiples son, paradójicamente, menos probables cuando los fundamentos son débiles. Cuando los fundamentos son claramente inconsistentes con el sistema de tipo de cambio fijo, los inversores no tienen dudas de que una crisis ocurra, y el modelo rápidamente converge a un equilibrio en el que la moneda es atacada y devaluada. Sólo cuando los fundamentos son "bastante buenos" y los inversores dudan si habrá crisis o no, es cuando existen múltiples equilibrios ya que el período durante el cual, por un lado los especuladores realizan sucesivos ataques contra la moneda, y por otro el gobierno trata de defender la paridad para así frenar el

ataque especulativo, es más largo que en el caso anterior, originándose mayor número de situaciones de equilibrio.

Crisis cambiarias "autogeneradas"

Los modelos de "segunda generación" definen las crisis autogeneradas en el sentido de que la crisis se va generando a sí misma desde el momento en que existen expectativas sobre una posible devaluación. Los modelos que analizan este tipo de crisis se basan en los siguientes supuestos:

- Se considera un gobierno que toma sus decisiones de mantener un sistema de tipo de cambio fijo comparando el coste de mantener la paridad con el coste de abandonar el sistema de tipo de cambio fijo.
- Se asume que hay información asimétrica entre el gobierno y el mercado: los agentes del mercado desconocen el coste que el gobierno está dispuesto a asumir por mantener el tipo de cambio fijo.

Bajo estos supuestos, el sistema de tipo de cambio fijo es vulnerable a provocar crisis "autogeneradas". En estas crisis las autoridades monetarias se resisten a la especulación elevando el tipo de interés. Los especuladores saben que esta estrategia es costosa para el gobierno, y que no se puede mantener indefinidamente, pero no saben el tiempo que la autoridad monetaria la mantendrá. La defensa de la moneda genera un círculo vicioso en el cual todos los esfuerzos del gobierno por defender la moneda refuerzan la especulación.

En general, la salida de la crisis depende del nivel de sacrificio que la autoridad monetaria está dispuesta a mantener, y la evolución de las condiciones de la economía nacional. Por un lado, los especuladores mantienen su presión contra la moneda, preguntándose cuanto tiempo el gobierno aceptará el coste de elevar el tipo de interés. Por otro lado, la autoridad monetaria continua defendiendo la moneda esperando que las condiciones de la economía nacional mejoren. Esta guerra entre los especuladores y la autoridad monetaria puede durar varios meses.

Este tipo de crisis se han dado a lo largo de la reciente historia del Sistema Monetario Europeo. Concretamente, en 1992 y 1993, Finlandia, Italia, Gran Bretaña, Suecia y Francia intentaron resistir la devaluación de sus monedas con respecto al marco alemán elevando los tipos de interés, lo que fue percibido como insostenible por el mercado y lo único que se consiguió fue agravar los problemas por los que comenzó la especulación. Otro caso que se ajusta a este tipo de crisis cambiarias es la crisis de

México en 1994, la cual ha sido analizada bajo esta perspectiva por autores como Cole y Kehoe (1996) y Flood y Marion (2000).

Los fundamentos económicos no determinan la crisis pero la hacen posible

Según los modelos de "segunda generación", no son los fundamentos económicos los que originan la crisis, sino que la especulación contra una moneda crea unas condiciones económicas que hacen una crisis más probable. Como resultado, incluso tipos de cambio fijos que podrían ser sostenidos indefinidamente en ausencia de un ataque especulativo, pueden sucumbir si el sentimiento del mercado es adverso. Sin embargo, aunque los fundamentos no son los que generan la crisis, sí juegan un papel importante dentro del proceso de desequilibrio monetario, ya que son los que determinan la posibilidad de que un ataque especulativo contra una moneda termine en un episodio de crisis cambiaria. Así, un país que se encuentre en una situación económica de declive tendrá mayor posibilidad de sucumbir ante un ataque de su moneda, que otro con una economía con síntomas de mayor fortaleza.

Esta característica de los modelos de "segunda generación" se asocia con la de la existencia de múltiples equilibrios en el sentido de que, tal y como se observa en el modelo de Jeanne (1995), en las situaciones extremas el gobierno se ve obligado a tomar la decisión de devaluación o no, pero sin embargo, hay un largo recorrido en el que los fundamentos no son tan fuertes como para hacer imposible un ataque exitoso, ni tan débiles como para hacerlo inevitable, y es en ese intervalo donde se dan las múltiples soluciones.

1.2.4.2. Modelos teóricos de segunda generación

La primera aportación teórica a este tipo de modelos la realiza Obstfeld (1994), quien desarrolla modelos de crisis de balanza de pagos en los que incluye nuevas variables, principalmente los tipos de interés y el nivel de crecimiento de los salarios, para incorporar las expectativas de los agentes del mercado como el detonante que inician el proceso que concluye con la devaluación de la moneda.

Bajo este enfoque, cuando entre los agentes del mercado comienzan a aparecer expectativas de devaluación, el gobierno eleva el tipo de interés con el fin de atraer moneda nacional frente a la extranjera. El alza de los tipos dificulta el pago de la deuda pública, lo que es percibido por los agentes como un incentivo a aumentar sus expectativas de devaluación. Existen dos funciones de la tasa de depreciación con respecto al tipo de interés: por un lado la del gobierno, quien utilizará la depreciación

del tipo de cambio para compensar los efectos de las subidas de tipos de interés; y por otro lado la de los agentes privados quienes elevarán sus expectativas de depreciación a medida que se eleven los tipos de interés. La intersección entre ambas funciones da lugar a más de un equilibrio, es decir, que hay más de una combinación entre la tasa de depreciación y el tipo de interés que satisfaga al gobierno y al mercado a la vez. De ello se deduce que puede haber un primer equilibrio con menores tipos de interés y menor depreciación y un segundo equilibrio con mayores tipos de interés y mayor depreciación.

Otro de los análisis realizado por Obstfeld es el de como las expectativas de devaluación pueden terminar en episodios de crisis cambiarias al provocar un crecimiento de los salarios. Este crecimiento reducirá la competitividad del país lo que incrementará el coste para el gobierno de mantener un tipo de cambio fijo. Al ser más costoso mantener el tipo fijo aumentan las expectativas de devaluación de los agentes privados, provocándose un proceso de retroalimentación que termina con el ataque especulativo contra la moneda nacional y la devaluación de la misma.

A continuación se analizan dos modelos basados en los trabajos iniciales de Obstfeld pero con un mayor grado de desarrollo. El primero de ellos es el elaborado por Bensaid y Jeanne (1997) quienes centran su estudio en la variable tipos de interés. A través de su modelo analizan el proceso de retroalimentación por el cual desde el momento en que surgen expectativas de devaluación, éstas se traducen en una subida de los tipos de interés lo que a su vez generará un mayor incremento de las expectativas de devaluación, terminándose el proceso con el abandono del tipo de cambio fijo en función de las medidas que tome el gobierno y de la capacidad que tenga para soportar la presión especulativa contra la moneda. El segundo modelo que se expone a continuación es el desarrollado por Flood y Marion (1997) quienes analizan el proceso por el cual desde el momento en que aparecen expectativas de devaluación entre los agentes del mercado, se produce un crecimiento salarial como medida para mantener el nivel adquisitivo de los individuos iniciándose así el ataque especulativo contra la moneda.

Transmisión de la variación de expectativas vía elevación de los tipos de interés

En el modelo elaborado por Bensaid y Jeanne (1997) se considera un país que trata de fijar el tipo de cambio de su moneda respecto al de la moneda de un país extranjero, de tal manera que mientras el segundo define su política monetaria en función de conseguir sus propios objetivos económicos, el primero determina su política monetaria en función de las actuaciones del país extranjero. En el modelo las

decisiones de política monetaria se analizan desde la perspectiva de las variaciones que sufre el tipo de interés nominal, de tal manera que al tratarse de un país con un sistema de tipo de cambio fijo el tipo de interés se moverá en la dirección que permita mantener la paridad. Es decir, según la teoría de paridad de los tipos de interés, por la cual el diferencial entre el tipo de interés nacional y el extranjero queda recogido en movimientos en el tipo de cambio, debe cumplirse la siguiente ecuación:

$$i_t = i^* + \pi_t \Delta t_c \quad (1.14)$$

donde: i_t : es el tipo de interés nominal nacional en el momento t ;

i^* : es el tipo de interés nominal extranjero, que se considera constante;

π_t : es la probabilidad estimada por los participantes en el mercado en el momento t de que el gobierno salga del sistema de tipo de cambio fijo entre t y $t+dt$;

Δt_c : es la variación en el tipo de cambio cuando se produce la salida.

De tal manera que si se esperan devaluaciones de la moneda y se parte del supuesto de que el tipo de interés nominal extranjero permanece constante, la única posibilidad de que se mantenga la paridad descrita en la ecuación (1.14) es que incremente el tipo de interés nominal nacional.

Por tanto, desde el momento en que los agentes económicos comiencen a tener expectativas de devaluación de la moneda nacional y el gobierno decida defender la paridad, se verá forzado a elevar el tipo de interés, lo que crea un coste para la economía (el coste de defender la paridad) que según Eichengreen y Wyplosz (1993) asocian a cuatro consecuencias: el debilitamiento del sistema bancario y financiero, el incremento de la deuda pública, el deterioro del mercado y en general el impacto negativo en la actividad económica.

Para evitar el coste de defender la moneda el gobierno puede decidir abandonar el sistema de tipo de cambio fijo, lo que genera también un coste (el coste de abandonar la paridad). Este coste, que equivale al beneficio de mantener un sistema de tipo de cambio fijo, ha sido objeto de gran atención en la literatura y algunos autores lo han concretado en un incremento de volatilidad en términos del comercio y con ello en una distorsión del comercio internacional, una disminución de la coordinación que un sistema de tipo de cambio fijo impone sobre los países miembros, en el caso de países inflacionistas el abandono de un sistema de tipo de cambio fijo implica una

pérdida de competitividad, e incluso, también se habla de beneficios políticos por participar en un sistema de tipo de cambio fijo.

En general, el gobierno hará balance entre el coste derivado de defender su moneda y el coste derivado de abandonar el sistema de tipo de cambio fijo, modelizando esta situación en la siguiente función de pérdida intertemporal que el gobierno tratará de minimizar en todo momento t :

$$L_t = \int_t^{\tau} c_s t c^{-i(s-t)} ds + \int_{\tau}^{+\infty} (f + c_s) t c^{-i(s-t)} ds \quad (1.15)$$

donde: i : es el tipo de interés nominal nacional;

τ : es el momento del tiempo en el cual el gobierno abandona el sistema de tipo de cambio fijo;

f : es el coste de abandonar el sistema de tipo de cambio fijo;

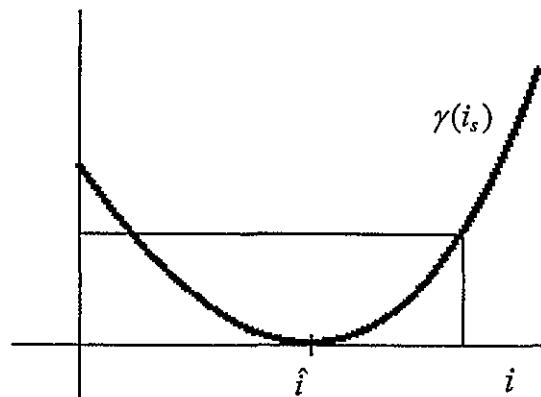
c : es el coste asociado a defender la paridad de la moneda.

Se asumen los siguientes supuestos:

1. La formulación del coste c se simplifica a $c_s = \gamma(i_s)$ con un perfil como el descrito en el Gráfico I.3.

Existe un \hat{i} que es el tipo de interés nominal óptimo para la economía ya que genera el mínimo coste $\gamma(i_s)$ (normalizado a 0). El coste es estrictamente decreciente (creciente) a la izquierda (derecha) de \hat{i} e incrementa indefinidamente hacia el infinito cuando i tiende a infinito.

Gráfico I.3. Coste defensa paridad



2. Se asume que hay información asimétrica entre el gobierno y el mercado en el sentido de que los participantes en el mercado desconocen el verdadero valor del coste f que el gobierno asumirá si abandona el sistema de tipo de cambio fijo.

Por tanto, el gobierno tratará de determinar su política monetaria, es decir, el tipo de interés nominal, tratando de minimizar la función de pérdida. El problema al que hace frente el gobierno en la determinación de la política monetaria óptima es muy diferente

antes y después del momento de salida. Antes de la “salida” está forzado a mantener el objetivo de tipo de cambio. En general, el grado por el que se ve forzada la política monetaria del gobierno depende de los mecanismos del sistema del tipo de cambio, en particular de la anchura de las bandas en las que el tipo de cambio puede fluctuar. Por simplicidad se asume que el sistema es un sistema de tipo de cambio fijo perfecto, es decir, no está permitida la fluctuación, y que el capital tiene movilidad perfecta, por lo que el tipo de interés nominal debe satisfacer la condición de paridad descrita en la ecuación (I.14).

Se asume que después de la “salida” el gobierno permite a la moneda flotar, por lo que tiene libertad para elegir el tipo de interés nominal que desee, pudiendo minimizar su función de pérdida L manteniendo el tipo de interés al nivel ideal \hat{i} , de donde:

$$\forall s > \tau, \quad i_s = \hat{i} \quad (I.16)$$

Se considera equilibrio a todo momento en el que el gobierno minimiza su función de pérdida ante las expectativas que tienen los participantes en el mercado, de tal manera que cada vez que las expectativas se modifiquen se generarán diferentes situaciones de equilibrio. Así, la primera situación de equilibrio es aquella en la que no hay expectativas de devaluación y el gobierno mantiene el sistema de tipo de cambio fijo. En este equilibrio, los agentes del mercado saben que el coste de mantener el sistema de tipo de cambio fijo ($\gamma(i)$) es más bajo que el coste que se asume cuando se abandona (f), así que se espera que el gobierno nunca devalúe.

Sin embargo, este equilibrio es solo uno de una infinidad, cumpliéndose la siguiente proposición:

“Hay un infinito número de equilibrios en los que las expectativas de devaluación incrementan constantemente hasta que el gobierno abandona el sistema de tipo de cambio fijo. El momento de la salida es el momento τ que satisface $\gamma(i_\tau) = f$ ”

Con el fin de comprobar la proposición anterior se trata de calcular el momento de salida óptimo del gobierno. Dado que $\forall s > \tau, c_s = \gamma(\hat{i}) = 0$, teniendo en cuenta la ecuación (I.16) y la función del coste c definida anteriormente, la función de pérdida que debe optimizar el gobierno queda:

$$\text{Min}_{\tau} \int_{\tau}^{\infty} \gamma(i_s) tc^{-\delta(s-t)} ds + \frac{f}{\delta} tc^{-\delta(\tau-t)} \quad (1.17)$$

La primera derivada de esta función de pérdida es:

$$\frac{\partial L}{\partial \tau} = (\gamma(i_{\tau}) - f) tc^{-\delta(\tau-t)} \quad (1.18)$$

de donde el mínimo se obtiene cuando se satisface la condición $\gamma(i_{\tau}) = f$, es decir el gobierno decide devaluar en el momento en que el coste de mantener la paridad se iguala al coste de abandonar el sistema de tipo de cambio fijo, pero hasta ese momento existen otros equilibrios en los que las expectativas de devaluación incrementan a medida que el gobierno se esfuerza por mantener la paridad. Esto es así ya que, por un lado, las expectativas de devaluación incrementan el tipo de interés nominal y el coste de permanecer en el sistema, y por otro lado, el hecho de que el coste de permanecer en el sistema incrementa, aumenta las expectativas de devaluación, que a su vez hacen incrementar aún más el coste, entrando así en un círculo vicioso. Según esto, la economía puede encontrarse en diferentes períodos de equilibrio, en los cuales incrementos en el coste de defender la moneda alimentan las expectativas de devaluación, lo cual a su vez incrementa el coste de defender la moneda. El mercado va testando el aguante que tiene el gobierno a la hora de defender su moneda, hasta que descubren el verdadero coste f de salir de un sistema de tipo de cambio fijo, que equivale al momento en que el coste de defender la moneda es tan alto que se iguala con el coste de abandonar el sistema de tipo de cambio fijo y se decide devaluar.

De todo lo visto hasta aquí se deduce que el sistema de tipo de cambio fijo es menos vulnerable a una crisis cambiaria cuanto mayor sea el valor de f , lo que se asocia con una mejor reputación del gobierno. Este modelo establece una ligera diferenciación entre la noción de reputación y la de credibilidad. La reputación del gobierno consiste en el valor que para los agentes del mercado toma el coste f de abandonar un sistema de tipo de cambio fijo. Durante una crisis cambiaria, la reputación del gobierno mejora, ya que el mercado revisa hacia arriba su estimación del verdadero valor del coste de "salida" f . Lo que ocurre es que el gobierno está reforzando su reputación con la esperanza de disuadir la especulación contra la moneda. Sin embargo, en todo este proceso la credibilidad del sistema de tipo de cambio fijo continuamente se está deteriorando durante la crisis, hasta que el gobierno tiene que devaluar. La razón es que la reputación del gobierno consiste en conseguir un alto coste que no se traslada a mejoras de credibilidad.

Según la filosofía de este modelo se deduce que la crisis aparece cuando los agentes del mercado comienzan a esperar una devaluación. En general, los motivos por los que aparecen las primeras expectativas de devaluación pueden ser la llegada de malas noticias sobre los fundamentos de la economía, o a algunos eventos políticos. Cuando comienza la crisis el gobierno tiene esperanzas de evitar la devaluación lo que puede ocurrir si la crisis desaparece por sí misma, si al final los especuladores acaban abandonando, o si llegan buenas noticias sobre las condiciones económicas nacionales, lo que se interpreta como una repentina mejora de la economía que hace menos costoso al gobierno elevar el tipo de interés nominal.

Introduciendo en el modelo la posibilidad de que se produzca la llegada de buenas noticias, se puede generalizar la proposición anterior como sigue:

“ Hay una infinidad de equilibrios los cuales pueden ser interpretados como crisis. Las crisis pueden ser frenadas de dos maneras: si llegan buenas noticias o si el gobierno devalúa. Cuando una crisis comienza, el gobierno defiende la moneda esperando que lleguen buenas noticias antes de que tenga lugar el momento crítico τ , y devalúa si al final no llegan las buenas noticias.”

Siguiendo un proceso similar al anterior, pero introduciendo la probabilidad de que lleguen buenas noticias a través del parámetro v , la primera derivada respecto al momento de “salida” τ de la función de pérdida del gobierno queda ahora como sigue:

$$\frac{\partial L}{\partial \tau} = \left(\gamma(i_\tau) - f\left(1 + \frac{v}{\delta}\right) \right) i_\tau^{-(\delta+v)\tau} = 0 \quad (1.19)$$

Esta ecuación generaliza la ecuación (1.18), la cual se obtiene igualando v a 0, y encuentra su mínimo cuando se satisface la siguiente condición

$$\gamma(i_\tau) = f(1 + (v/\delta)) \quad (1.20)$$

momento en el cual tiene lugar la devaluación. Este nivel crítico es superior al del modelo anterior, e incrementa con la probabilidad v de que lleguen buenas noticias. En efecto el gobierno está preparado a soportar niveles más altos del tipo de interés, al tener en cuenta la posibilidad de que la crisis termine ante la llegada de buenas noticias.

Una importante diferencia con el modelo anterior (en el que no existe la posibilidad de llegada de buenas noticias) es que el gobierno puede no llegar a devaluar por la llegada de buenas noticias. Que tenga que devaluar o no depende del momento en que lleguen las buenas noticias. El gobierno tiene éxito al defender la paridad si las buenas noticias llegan antes del momento crítico τ . Este momento crítico puede ser visto como una medida de la tenacidad o habilidad del gobierno de resistir la especulación durante un periodo largo de tiempo. Esta es una variable endógena del modelo que incrementa con el verdadero valor del coste de salida f .

La lógica de las crisis puede ser vista como una guerra entre el gobierno y los especuladores. Por un lado, el gobierno trata de resistir la especulación esperando que lleguen buenas noticias que frenen la crisis. Por otro lado, los especuladores continúan atacando la moneda porque piensan que la tenacidad del gobierno está limitada y que la devaluación puede estar cerca.

La introducción en el modelo de la posibilidad de que lleguen buenas noticias puede generar una nueva unión entre la reputación y las crisis cambiarias. El gobierno puede salir de la crisis, por lo que no devalúa y mejora su reputación. Esta afirmación se puede entender como que una crisis cambiaria conduce a un beneficio en la reputación del gobierno, siempre que el gobierno no se vea forzado a devaluar. Como ejemplo, se supone que el tipo de interés nominal sufre un gran incremento (20%) y el gobierno no abandona el sistema de tipo de cambio fijo. Si la crisis se frena ante la llegada de buenas noticias, los agentes que participan en el mercado, habrán aprendido que mientras el tipo de interés sea menor del 20%, el coste de defender la moneda es menor que el coste de "salida" y el gobierno resistirá la presión especulativa. Esto significa que si una nueva crisis comienza de nuevo, las expectativas de devaluación deben llegar a un nivel más alto que antes, lo cual hace más difícil que una nueva crisis tenga lugar, y mejora la reputación del gobierno al no devaluar.

Transmisión de la variación de expectativas vía aumento salarial

El modelo de "segunda generación" desarrollado por Flood y Marion (1997) es un modelo que estudia el origen de las crisis cambiarias a través de los efectos que un cambio en las expectativas de los agentes económicos genera en las condiciones salariales. Las decisiones que los individuos toman en materia de negociaciones salariales están condicionadas por las expectativas que éstos tienen sobre la política que llevará a cabo el gobierno relativa a la devaluación o no de la moneda. Si no se espera que se produzca una devaluación el equilibrio no se ve alterado y la moneda

no sufrirá ningún tipo de ataque especulativo, pero si por alguna causa exógena los agentes económicos aprecian una posibilidad de devaluación por parte del gobierno, esta situación quedará reflejada en las negociaciones salariales comenzando así el ataque especulativo contra la moneda. Dicho ataque terminará o no en un abandono del sistema de tipo de cambio fijo, dependiendo de las medidas que adopte el gobierno para defender la paridad y del tiempo que pueda estar soportando la presión que los especuladores están ejerciendo sobre la moneda. Para tomar la decisión de devaluación o no de la moneda el gobierno compara el coste que tiene defender la paridad con el coste que supondría abandonar el sistema de tipo de cambio fijo, eligiendo entre ambos el menor, es decir, selecciona la opción que menos efectos negativos tiene sobre la economía.

Los supuestos de partida se resumen en los siguientes:

1. Los salarios de un periodo se fijan en el periodo anterior, basándose fundamentalmente en las expectativas que el mercado laboral tiene sobre la política económica que llevará a cabo el gobierno, en materia de devaluación, en ese periodo. Por tanto, el salario del periodo t se fija en el periodo $t-1$ de tal manera que las variaciones del salario en el periodo t dependerán de las expectativas que en $t-1$ se tengan sobre el tipo de cambio del periodo t .

$$\Delta w_t = f(E_{t-1}tc_t) \quad (1.21)$$

donde: w_t : salario en el periodo t que se fija en el periodo $t-1$;

$E_{t-1}tc_t$: expectativas en el periodo $t-1$ sobre el tipo de cambio en el periodo t ;

tc_t : tipo de cambio moneda nacional / dólar.

2. Se cumple la teoría de la paridad del poder adquisitivo según la cual las variaciones en el tipo de cambio se deben fundamentalmente a las diferencias existentes entre el comportamiento de los precios respecto a los precios internacionales. Suponiendo que el nivel de precios en el extranjero permanece constante las variaciones en el nivel de precios nacional quedarán automáticamente recogidas en el tipo de cambio, de tal manera que se cumple:

$$\Delta tc_t = \Delta p_t \quad (1.22)$$

donde p_t es el nivel de precios nacional.

3. El nivel de producción nacional de un periodo se ve afectado por las desviaciones que se producen entre el tipo de cambio del periodo (establecido por el gobierno en función de que éste quiera mantener o no un sistema de tipo de cambio fijo) y los incrementos salariales del periodo (pactados en el periodo anterior en función de las expectativas sobre la evolución del tipo de cambio),

$$y_t = f(\Delta tc_t - \Delta w_t) \quad (1.23)$$

donde y_t es el nivel de producción nacional. Por lo tanto, un incremento en los niveles salariales de un periodo tendrá diferentes efectos sobre el nivel de producción nacional según que se corrija o no a través del tipo de cambio:

- Si el sistema de tipo de cambio es fijo no pudiéndose modificar el valor de la moneda, el incremento en los salarios generará un incremento en el nivel de precios nacional que distorsionará la relación real de intercambio. Al ser superiores los precios nacionales respecto a los extranjeros los individuos preferirán importar del exterior lo que antes adquirirían en el interior, ya que ahora les resulta más barato comprarlo fuera. Este aumento de las importaciones producirá un descenso en el nivel de producción nacional.
- Si se rompe el sistema de tipo de cambio fijo y las modificaciones que se produzcan en los salarios quedan recogidas en variaciones en el tipo de cambio, aunque suban los precios nacionales la relación real de intercambio con el exterior no se verá modificada, con lo que la demanda interna se mantendrá en los mismos niveles y la producción nacional no se verá afectada por el incremento de precios.

Bajo los tres supuestos definidos se recoge la estructura de una economía que puede verse sometida a una crisis cambiaria en función de las expectativas que los agentes económicos que participan en el mercado tengan sobre la política que en materia de devaluación lleve a cabo el gobierno. De esta manera, se pueden definir dos situaciones:

- Si los agentes económicos no esperan una devaluación de la moneda, la situación de equilibrio no se verá modificada ya que ninguna de las variables económicas se verá alterada, con lo que el gobierno no tendrá ningún incentivo para abandonar el sistema de tipo de cambio fijo y la crisis no se producirá.
- Si los agentes económicos esperan una posible devaluación de la moneda, en el periodo $t-1$ negociarán un incremento salarial para el periodo t con el objeto de evitar la pérdida de poder adquisitivo que se produciría si se devaluase la moneda.



Este incremento salarial generará un incremento en el nivel de precios nacionales en el periodo t que al no poder verse corregido por el tipo de cambio (por ser este fijo) provocará una pérdida de competitividad respecto al exterior que terminará en un incremento de las importaciones y una disminución del nivel de producción nacional. Ante esta situación el gobierno puede decidir abandonar el sistema de tipo de cambio fijo para equilibrar los desajustes que se están produciendo en la economía, provocándose así la crisis cambiaria.

Según este planteamiento, la política económica cuenta con una herramienta a la hora de evitar desajustes económicos, el tipo de cambio, que podrá modificarse o no en función de los objetivos que se pretendan conseguir. Las alternativas que se le plantean al gobierno son las siguientes:

- Por un lado, puede dejar que la economía se establezca por sí misma abandonando el sistema de tipo de cambio fijo, pero con el coste de elevar la inflación por encima de la considerada como ideal;
- Por otro lado, puede reemplazar este comportamiento por una regla de política económica basada en mantener el tipo de cambio fijo y controlar la inflación, con lo que se evitarán incrementos de inflación con el coste de perder el control sobre el nivel de producción nacional.

Ambas situaciones tienen un coste para la economía que se mide a través de la siguiente función de pérdida que el gobierno tratará de minimizar:

$$L_t = 0,5\theta(p_t - p_{t-1}) + 0,5(y_t - y^*)^2 \quad (1.24)$$

donde y^* es el objetivo de producción nacional fijado por la política económica y θ es el peso asociado a las desviaciones de la inflación respecto del objetivo político. Por lo tanto, se trata de minimizar las desviaciones de la inflación respecto del nivel objetivo, pérdida asociada a abandonar el sistema de tipo de cambio fijo, y las desviaciones del nivel de producción respecto al objetivo fijado por el gobierno, pérdida asociada a mantener la paridad fija.

La idea de la cláusula de escape es combinar ambos comportamientos de tal manera que la política económica se guiará por la regla (mantener el tipo de cambio fijo) a menos que el resultado de la misma sea peor que seguir un comportamiento más discrecional (abandonar la paridad). El problema de la cláusula de escape se encuentra en que se definan como periodos excepcionales más de los que realmente son, desviándose de la regla cuando no corresponda. Este problema se evita cuando

la política económica debe pagar un coste C cada vez que no se cumpla la regla, lo que obliga a desviarse solo en periodos en los que la pérdida por mantener el tipo de cambio fijo sea mayor que la pérdida por no hacerlo, a lo que hay que unir el coste (C), es decir:

$$L^D + C < L^R \quad (1.25)$$

donde L^D es la pérdida por abandonar el sistema de tipo de cambio fijo y L^R es la pérdida por defender la paridad. De lo que se deduce que si el coste de abandonar el sistema de tipo de cambio fijo es insignificante, la devaluación ocurrirá regularmente, pero si es demasiado alto, la devaluación no ocurrirá.

Con una economía cuya estructura queda definida por las ecuaciones de la (1.21) a la (1.25), el criterio de selección entre mantener el tipo de cambio fijo o devaluar queda definido como sigue:

$$\lambda^{1/2}(\alpha\delta(\bar{u}) + \bar{u} + y^*) = (2C)^{1/2} \quad (1.26)$$

donde $\lambda = \alpha^2 / (\theta + \alpha^2)$, α es la elasticidad del nivel de producción nacional ante las desviaciones entre las variaciones del tipo de cambio y los incrementos salariales de manera que cuanto mayor sea α mayores serán las reducciones en el nivel de producción cuando en un sistema de tipo de cambio fijo incrementen los salarios, \bar{u} es un valor crítico del nivel de producción nacional en el que las dos políticas producen el mismo valor para la función de pérdida, y $\delta(\bar{u})$ es una función cuadrática de \bar{u} que representa las expectativas de depreciación del mercado.

Desde el punto de vista político, el modelo contiene un parámetro que está fuera del control del gobierno, es el parámetro C que mide el grado de compromiso político, la credibilidad del gobierno, o el soporte institucional que hay detrás del tipo de cambio fijo. Se espera que cuanto mayor sea el compromiso político, la credibilidad o el soporte institucional, mayor es el coste y con ello mayor la fortaleza que tiene el gobierno para mantener el tipo de cambio fijo, ya que la probabilidad de que existan expectativas de devaluación por parte de los agentes económicos se debilita.

I.2.4.3. Incorporación del efecto contagio

Tras las crisis de la segunda mitad de la década de los noventa, el “efecto contagio” se ha señalado como uno de los más importantes factores explicativos de los episodios de crisis. Por contagio se entiende un aumento significativo de la intensidad con la que se transmiten eventos de un país a otro. La existencia del contagio puede deberse, en primer lugar, a shocks comunes a varias economías, como por ejemplo, importantes cambios económicos en los países industriales que originan crisis en los mercados emergentes, es lo que se ha denominado como el “efecto monzón”.

Ejemplos de estas situaciones son un aumento a la aversión global al riesgo, o bien una subida rápida y sustancial de los tipos de interés en los países desarrollados que actúa como shock común a todas las economías importadoras de capital. En este sentido, también merece la pena destacar como la fuerte apreciación del dólar de Estados Unidos frente al yen, entre mediados de 1995 y 1997, contribuyó al debilitamiento del sector externo de varios países del sudeste asiático. Sin embargo, aunque los acontecimientos externos pueden contribuir a que se produzca una crisis o precipitarla, la vulnerabilidad de un país frente a una crisis depende de la situación económica y de las políticas internas.

Por otro lado, la segunda razón que explica la existencia del contagio es que, el hecho de que una crisis se produzca en un país puede afectar a las variables fundamentales de la economía en otros países con los que mantiene relaciones. Existen dos canales de transmisión de este tipo de contagio: los comerciales y los financieros. El contagio comercial supone que la devaluación en un país afecta negativamente la competitividad internacional de otros países, por lo que a través de esta vía se puede producir una crisis en los países que compiten con el que devaluó. El contagio financiero puede ocurrir cuando el país que sufre la crisis tiene un volumen significativo de activos frente a otro, por lo que su retirada podría producir una crisis en el segundo país. Otra modalidad de contagio financiero se puede producir por la interdependencia de las carteras de los acreedores. Así, la crisis en un país obliga a los intermediarios financieros a liquidar activos en otros mercados de características similares por temor a que el mismo acontecimiento se reproduzca en los otros mercados. Se ha señalado que los efectos indirectos resultantes de la interdependencia financiera contribuyeron en forma importante a la difusión de las crisis de Asia oriental.

El primer desarrollo teórico que trata esta cuestión es el de Gerlach y Smets (1995). En su modelo consideran dos países unidos por el comercio de mercancías, en el

cual, una depreciación de una de las monedas se contagia al otro país a través de diferentes canales:

- Un ataque especulativo en uno de los tipos de cambio se traduce en una depreciación real que incrementa la competitividad de las exportaciones de mercancías del país. Esto produce un déficit en el comercio del segundo país, una gradual disminución de las reservas internacionales de su banco central, y por último un ataque a su moneda.
- Un segundo canal de contagio es el impacto de la crisis y de la depreciación en el primer país sobre el precio de las importaciones y el nivel de precios general del segundo país. Después de la crisis, la depreciación en el primer país reduce el precio de las importaciones en el segundo, y consecuentemente se reduce el índice de precios al consumo, y la demanda de moneda nacional por parte de los residentes que ahora necesitan menos dinero para realizar sus transacciones nacionales. Ante esta situación, el deseo de los agentes económicos es cambiar moneda nacional por moneda extranjera (bajo el supuesto de que sólo existen estos dos únicos activos), lo que reduce las reservas internacionales del banco central. Esto puede conducir a la segunda economía desde un equilibrio en el que no hay ataque especulativo, con un nivel de reservas suficiente para absorber el volumen de probables ventas especulativas y, por lo tanto, sin existir motivos para un ataque contra la moneda, a un segundo equilibrio en el que existe un incentivo para iniciar el ataque.

Buiter et al. (1996) usan un modelo de cláusula de escape de política de tipo de cambio para analizar la propagación de una crisis en un sistema de $N+1$ países, N de los cuales (denotados como la "periferia") fijan el tipo de cambio en función del de un país (el "centro"). El centro es más adverso al riesgo que la periferia y, por lo tanto, no está dispuesto a participar en una política monetaria cooperativa diseñada para estabilizar los tipos de cambio. Un shock negativo en el centro provoca un incremento de los tipos de interés en este país, lo que induce a los miembros de la periferia a reconsiderar sus políticas de tipos de cambio fijos. Se puede encontrar como un óptimo colectivo, que todos los países de la periferia abandonen el sistema de tipo de cambio fijo (un caso extremo de contagio). Más probabilidad existe de que algunos países de la periferia (aquellos con economías que peor absorben los efectos negativos de altos tipos de interés) encuentren el óptimo de abandonar el sistema bajo estas circunstancias, de manera que el contagio se limite a este grupo de países. Esta decisión permite estabilizar la moneda del resto de países de la periferia, ya que la expansión monetaria y la depreciación de la moneda de algunos miembros de la periferia genera un incentivo en el país central, el cual ahora se encuentra con un tipo

de cambio sobrevalorado, por lo que relajará su política monetaria aliviando la presión sobre el resto de países de la periferia. En este modelo el contagio es selectivo: el shock del país central tiene efectos de contagio negativos para algunos miembros de la periferia y positivos para otros.

Otro trabajo que analiza las crisis por contagio es el de Goldfajn y Valdés (1995), en el cual la crisis cambiaria se produce en base a las reglas de liquidez de los mercados financieros. Su aportación novedosa se centra en tratar de explicar como la aparición de la figura del intermediario financiero puede provocar efectos negativos sobre el valor de una moneda. Una de las funciones de los intermediarios dentro del mercado financiero es abastecer de activos líquidos a los inversores extranjeros no interesados en inversiones a largo plazo. Cuando, por razones exógenas, los inversores extranjeros retiran sus depósitos de forma masiva, los intermediarios financieros no son capaces de hacer frente a las demandas de liquidez, no pudiendo convertir en dinero sus activos, lo que genera una desconfianza hacia los intermediarios, es decir, se debilita el sistema bancario nacional. La quiebra del sistema bancario provoca la caída de la moneda ya que los inversores extranjeros retiran sus depósitos, agotando las reservas del país. Estas crisis pueden rápidamente contagiarse a otros países cuando los inversores internacionales, ante las dificultades para obtener liquidez, optan por liquidar sus posiciones en otros mercados, ante el temor de que se produzcan situaciones análogas.

Finalmente, merece la pena mencionar como tercera razón de la existencia de las crisis por contagio la vinculada a un comportamiento de imitación¹⁵ por parte de los inversores. Tanto los modelos de "primera generación" como los de "segunda generación" parten del supuesto de que los mercados de tipo de cambio son eficientes, es decir, que en ellos se hace el mejor uso posible de la información disponible. Sin embargo, existe poca evidencia de que los mercados sean eficientes, sino que al contrario, los mercados de tipo de cambio, como los mercados financieros en general, muestran fuertes anomalías. La principal consecuencia de estudiar crisis cambiarias en mercados ineficientes se basa en la posibilidad de que se den "comportamientos de imitación" por parte de los agentes que intervienen en el mercado.

En la literatura teórica existen dos causas que originan los comportamientos de imitación. La primera hace referencia a la existencia de información asimétrica o privada entre un grupo reducido de agentes. Como la información es costosa, los

¹⁵ Es lo que Calvo y Mendoza han denominado como "herding" definiéndolo como la situación en que los inversores racionales reaccionan ante un rumor sobre las características económicas de un país determinado o sobre la que debería ser la composición óptima de su cartera de inversiones.

inversores menos informados se mueven detrás de los que ellos creen que están más informados. Por lo que la existencia de información asimétrica puede provocar una crisis en un país o no, dependiendo del primer movimiento que realicen unos pocos inversores.

Kehoe y Chari (1996) elaboran un modelo en el que suponen tres inversores. El inversor 1 tiene información privilegiada respecto al tipo de cambio de un país, el inversor 2 información privilegiada respecto a las condiciones financieras de los bancos, y el inversor 3 información privilegiada relacionada con aspectos internos del gobierno. Si al inversor 1 le llega información negativa tomará la decisión de vender y, si el inversor 2 sabe que el inversor 1 ha vendido puede optar por vender también incluso si su propia información es neutral o ligeramente positiva. Por último, el inversor 3 puede llegar a vender, aunque su información sea favorable, debido al hecho de que los inversores 1 y 2 hayan vendido le hace suponer que ambos habían recibido malas noticias, incluso aunque no haya sido así.

La segunda explicación a la existencia de los comportamientos de imitación se basa en el análisis del comportamiento individual humano. En general, los individuos a la hora de tomar decisiones individuales lo hacen analizando las decisiones tomadas por otros individuos en situaciones similares. En este sentido, en el modelo desarrollado por Calvo y Mendoza (1998) una de las conclusiones obtenidas es que si un inversor obtiene una menor rentabilidad media que la media del mercado, soporta, además de las pérdidas monetarias que correspondan, un coste añadido en términos de su reputación como inversor o como gestor de fondos de inversión. Este hecho hace que en los mercados financieros se den los comportamientos de imitación como respuesta al temor que tiene un inversor a equivocarse en sus decisiones individuales.

Dentro de esta corriente literaria Shiller (1995) diseña un modelo en el que los participantes en los mercados financieros comparten el acceso a la misma información, pero la interpretan de diferentes formas, en función de su propia experiencia y de las experiencias que han tenido lugar en otros mercados locales cercanos. Por ello, la reacción que un mercado tiene ante una nueva información puede tener implicaciones globales al provocar que los agentes en otros mercados aprendan de lo ocurrido a su alrededor y reaccionen en una determinada dirección. Es decir, el hecho de que un mercado obtenga conclusiones dramáticas de un tipo de información, puede extenderse a otros mercados y provocar una revisión de expectativas. En base a estas hipótesis se observa que un ataque en un tipo de cambio puede llevar rápidamente a los agentes de otros mercados de moneda a

atacar otros tipos de cambio también, contagiándose así la crisis cambiaria de unos países a otros.

I.2.5. MODELOS DE TERCERA GENERACIÓN

I.2.5.1. Distintas tipologías en la modelización

La corriente teórica de modelos de “tercera generación” surge debido a que los episodios de crisis que tuvieron lugar en distintos países asiáticos en 1997 y 1998, no podían ser explicados por los modelos teóricos desarrollados con anterioridad. Ante este vacío es necesario incluir nuevos elementos en el desarrollo de una crisis que hasta ahora no se habían tenido en cuenta.

En los modelos de “primera generación” el mal comportamiento de los fundamentos origina la crisis cambiaria, mientras que en los de “segunda generación”, un cambio en las expectativas de los agentes que intervienen en los mercados sobre la evolución futura de los fundamentos es la causa de que la crisis termine produciéndose. Ninguno de estos factores servían para explicar las crisis asiáticas, ya que durante el período pre-crisis, estos países se caracterizaban por amplios niveles de reservas internacionales y de superávit fiscales, pero sin embargo, entraron en procesos de crisis.

Si bien los fundamentos de estos países eran buenos, existían otro tipo de debilidades asociadas a las deficiencias de sus sistemas financieros. Era por tanto necesario incorporar este elemento en la explicación de las crisis cambiarias, dando lugar a los modelos de “tercera generación”, en los que se añade una nueva fuente adicional de inestabilidad sobre el tipo de cambio: el sector bancario. Así, en muchos de los modelos la existencia de una crisis bancaria alerta sobre la ocurrencia de una crisis cambiaria. Sin embargo esta relación causa - efecto no se da únicamente en una dirección, ya que también puede darse el caso en que la crisis cambiaria es la que genera a la bancaria.

Siguiendo el análisis realizado por Vittorio Corbo (2002), entre los factores que explican como una crisis bancaria da lugar a una crisis cambiaria se encuentran:

- El sector público financia el rescate de la banca quebrada generando un déficit fiscal con emisión monetaria. El incremento de la masa monetaria conduce a la crisis cambiaria tradicional, al iniciarse un ataque especulativo contra la moneda.

- La crisis bancaria deteriora el saldo del sector público hasta el punto en que éste se convierte en insostenible con una política de defensa del tipo de cambio, lo que conduce a la crisis de balanza de pagos tradicional.

A su vez, la crisis cambiaria se traslada a una crisis bancaria a través de los siguientes mecanismos:

- Una caída en el nivel de reservas no esterilizada conduce a una contracción del nivel de créditos lo que actúa como detonante de la crisis bancaria.
- La depreciación cambiaria crea pérdidas de capital a bancos endeudados en moneda extranjera, acelerando el proceso que conduce a la crisis bancaria.

En la realidad, ambas crisis suelen ocurrir a la vez, y es por ello que a este tipo de modelos se les ha renombrado como modelos de "crisis gemelas"¹⁶. La existencia de las crisis gemelas se debe a debilidades macro, una política económica insostenible con los objetivos de tipo de cambio, y debilidades micro, que quedan englobadas en el deterioro del sistema financiero del país. Si bien este fenómeno de "crisis gemelas" es aplicable a las crisis acontecidas en los países asiáticos, para algunos autores no siempre tienen que producirse ambas crisis a la vez¹⁷.

La novedad que presenta esta nueva corriente frente a las anteriores generaciones de modelos que analizan el proceso de crisis cambiarias, se encuentra en la inclusión de variables financieras a las que no se prestó atención en los modelos de "primera" y "segunda generación". Sin embargo, en estos modelos siguen siendo válidos los axiomas básicos propios de las generaciones anteriores.

Así, los argumentos que explican la aparición de la crisis bancaria son similares a los utilizados para describir una crisis cambiaria en los modelos de "primera" y "segunda generación". La filosofía del modelo de crisis cambiaria de "primera generación" aplicado a una crisis bancaria, conduce a pensar que ésta se produce debido a una inconsistencia en la política bancaria que define el Banco Central. De esta manera, una política monetaria destinada a reducir la inflación generará problemas de liquidez en los bancos. En la medida en que el líquido disponible en los bancos no sea suficiente para hacer frente a sus depósitos, cuando los depositantes comiencen a liquidar sus depósitos el banco quebrará.

¹⁶ También se las conoce con el nombre de "twins crisis" en terminología anglosajona.

¹⁷ En el modelo desarrollado por Chang y Velasco (1998) solo una de las crisis tendrá lugar dependiendo de la opción de política económica elegida por el gobierno. Así, si el objetivo es la defensa del tipo de

De la misma manera, los modelos de crisis cambiarias de “segunda generación” se utilizan para explicar como una crisis bancaria puede ocurrir debido a un repentino cambio en las expectativas que altera una situación de equilibrio en el sistema bancario conduciendo a la quiebra del mismo. Dado que los inversores asumen un coste por liquidar sus inversiones a largo plazo antes de tiempo, bajo expectativas racionales, los bancos se ven incentivados a redistribuir estas inversiones para obtener un mayor beneficio, ya que en una situación de equilibrio los inversores acudirán a liquidar su inversión en el momento en que vence el plazo, y no antes. Dado que el banco habrá previsto esta situación, dispondrá de líquido suficiente para hacer frente a los pagos. Sin embargo, si se modificasen las expectativas de los inversores hacia una posibilidad de crisis bancaria, la mayoría de ellos acudirían al banco para liquidar su inversión incluso antes de que venciese el plazo de la misma. La falta de liquidez del banco para hacer frente a esta situación no prevista es lo que generaría la quiebra bancaria.

Los modelos de crisis cambiarias de “tercera generación” se construyen en base a los dos enfoques existentes en la generación de las crisis bancarias, existiendo dos alternativas de modelización diferentes¹⁸:

- Modelos de “riesgo moral” que se basan en la idea de inconsistencias políticas desarrollada en los modelos de “primera generación”.
- Modelos de “retirada repentina” en los que las alteraciones de las expectativas de los agentes son las que generan la crisis del sistema bancario.

Modelos de “riesgo moral”

A pesar de que el problema de “riesgo moral” fue tratado por primera vez en la literatura en 1985 por Díaz Alejandro, no es hasta una década después que esta filosofía comienza a cobrar importancia. Dentro de los autores que han seguido este enfoque destacan los estudios de McKinnon y Pill (1996), Dooley (1997), Corsetti, Pesenti y Roubini (1998) y Krugman (1998).

La existencia del “riesgo moral” se debe al hecho de que el gobierno actúe como aval del sistema financiero, lo que se interpreta como una garantía de que el gobierno acudiría al rescate del sistema bancario en una situación de iliquidez del mismo. En esta situación los intermediarios financieros están más incentivados a realizar

cambio, tendrá lugar una crisis bancaria, mientras que si opta por una política de auxilio del sistema financiero, estas medidas conducirán a una crisis cambiaria.

¹⁸ Algunos modelos han tratado de incorporar en un único modelo los aspectos referidos a cada una de las versiones como ocurre en el modelo desarrollado por Schneider y Tornell (2000).

estrategias de inversión que comporten un alto riesgo. Esto es así debido a que las ganancias de la estrategia serán revertidas hacia él, mientras que las pérdidas de la misma, en caso de quiebra, serán “nacionalizadas”, es decir, las garantías que ofrece el gobierno protegen al sistema bancario de posibles pérdidas. En la medida en que la responsabilidad de las pérdidas del sector bancario son asumidas por el gobierno, el sistema debe estar regulado con medidas de supervisión bancaria que no siempre son fáciles de aplicar.

Uno de los primeros modelos que incorpora el concepto de “riesgo moral” es el desarrollado por Dooley (1997). En su modelo, el gobierno tiene dos intereses contrapuestos:

- Por un lado quiere mantener reservas con el objetivo de hacer frente a un shock imprevisto (por ejemplo una caída en el consumo interno).
- Por otro lado, protege al sector financiero nacional haciendo de prestamista de última instancia, a través de sus tenencias de reservas.

Se asume que el gobierno solo puede actuar de aval del sistema bancario si sus activos netos en reservas son positivos, entendiendo por activos netos el crecimiento de los activos menos sus pasivos. Dooley (1997) parte de un país con un nivel neto de reservas cero o negativo. En esta situación, una caída del tipo de interés internacional, debería suponer un incremento de las reservas del país al reducirse las deudas del gobierno con el exterior. Al ser sus reservas netas positivas, está capacitado para hacer frente a las deudas del sistema bancario que éste no pueda asumir, lo que conduce a un comportamiento de “riesgo moral” por parte de la banca nacional. Si no existe un buen sistema de supervisión bancaria, los bancos se ven incentivados a obtener depósitos prometiéndole un alto rendimiento a los inversores. Los inversores realizarán la inversión aún sabiendo que el banco podría no hacer frente a la totalidad de la misma en el momento del vencimiento, ya que en ese caso esperan una compensación vía los activos en reserva que mantiene el gobierno.

La situación es sostenible siempre que el gobierno obtenga un saldo neto positivo de reservas, pero en la medida en que los bancos pidan asistencia financiera al gobierno porque no sean capaces de liquidar todas sus deudas, las reservas del gobierno disminuirán. Tan pronto como las reservas netas sean cero los inversores comenzarán a sacar su dinero del país ante el temor de que no les sea devuelta su inversión, ya que el gobierno ha perdido credibilidad como aval. Este ataque contra las reservas del gobierno imposibilita el mantenimiento de una política de defensa del tipo de cambio.

En esta misma línea Krugman (1998) argumenta que la ruptura de un tipo de cambio fijo se puede producir como resultado del "riesgo moral" que suponen las garantías del gobierno al sector financiero sin un adecuado sistema de regulación y supervisión. Krugman asume una función de producción con rendimientos decrecientes de escala respecto al capital invertido. Si el gobierno decide garantizar la liquidez del sistema bancario los intermediarios financieros están más motivados a realizar inversiones de alto riesgo con unas tasas de interés más elevadas frente a las de menos riesgo. Sin embargo, para un determinado nivel, las nuevas entradas de capital no generan eficiencias en la función de producción lo que desestabiliza el equilibrio del sistema financiero, viéndose reducidas las reservas del gobierno en la medida en que haga frente a las pérdidas del sistema bancario.

Modelos de "retirada repentina"

Un segundo enfoque de los modelos de "tercera generación" es el seguido por autores como Chang y Velasco (1998) o Radelet y Sachs (1998) que analizan las crisis bancarias desde el enfoque de la "retirada repentina" analizado en el modelo de Diamond y Dybvig (1983).

Chang y Velasco (1998) estudian un modelo sencillo para explicar el comportamiento de "retirada repentina" de los agentes que conduce a una crisis cambiaria. Suponen una economía pequeña abierta en la que se distinguen tres periodos. En el periodo cero cada residente posee unos recursos que puede invertir en la economía doméstica a largo plazo o en el mercado de capitales internacionales. Si invierte en la economía doméstica la rentabilidad obtenida es $r < 1$ cuando se liquida la inversión en el periodo 1, y $r > 1$ cuando se liquida en el periodo 2, por lo que liquidar en el periodo 1 tiene un coste. Si invierte en el mercado de capitales internacionales la rentabilidad será fija liquide su inversión en el periodo 1 o en 2, aunque siempre inferior a la obtenida en la economía doméstica a largo plazo.

Existen dos tipos de agentes. El tipo de agente "impaciente" necesitará para su consumo del periodo 1 la inversión realizada en el periodo anterior, por lo que su mejor opción de inversión en el periodo 0 hubiese sido invertir en el mercado de capitales internacionales. El tipo de agente "paciente" prefiere postergar su decisión de consumo hasta el periodo 2, por lo que claramente él debió invertir en el mercado nacional a largo plazo. Pero los agentes en el momento 0 desconocen el tipo de agente que son, y habrán invertido sus recursos siguiendo una función de optimización en el periodo 0.

Los bancos, durante el periodo 0 han recolectado los recursos prestados por los agentes, existiendo la posibilidad de prestarlos en el periodo 1 si éstos no son retirados. Los bancos desconocen el tipo de agente que es cada individuo, pero busca optimizar sus recursos manteniendo un líquido para hacer frente a las devoluciones de los depósitos del periodo 1 e invirtiendo el resto (prestándolo) para obtener un beneficio con ello.

Cuando llega el periodo 1 los depositantes deciden si desean retirar sus fondos o no. El banco intentará pedir prestado en el exterior la cantidad que se desea retirar, ya que para él es más rentable seguir disponiendo del dinero que puede volver a prestar, dado que la rentabilidad de la inversión nacional a largo plazo es mayor que la rentabilidad del mercado de capitales internacional. Si en ese periodo la cantidad que deseen retirar los depositantes es superior al líquido del que dispone el banco, éste quebrará. El líquido disponible por el banco estará formado por el líquido no invertido en el periodo cero, por lo prestado del exterior y por las nuevas inversiones de los agentes en el periodo 1.

Si el banco sobrevive hasta el periodo 2, deberá devolver los créditos extranjeros adquiridos en el periodo 1, y el dinero depositado por los inversores que no retiraron su depósito en el periodo 1. Chang y Velasco asumen que los bancos deben cumplir con la deuda extranjera adquirida antes que con la nacional. En este periodo, una vez liquidadas sus obligaciones extranjeras, si las obligaciones pendientes del banco son superiores al líquido del que dispone, el agente "paciente" que invirtió en el periodo 1 tendrá un incentivo para retirar sus fondos del banco, ya que ante el temor de que el banco entre en quiebra pasa a ser agente "impaciente". La quiebra bancaria se da cuando la retirada se generaliza, y todo el resto de agentes acuden también a retirar sus fondos, ya que en esta situación el banco no tendrá el líquido suficiente para hacer frente a las devoluciones. Es decir, cuando hay un cambio generalizado en las expectativas de los agentes, éstos pasan de ser "pacientes" a "impacientes" y acuden masivamente a retirar sus fondos generando la quiebra bancaria.

El modelo de Chang y Velasco analiza también como la quiebra bancaria puede estar generada por un episodio de pánico en el inversor extranjero en vez de en el nacional. Para hacer las devoluciones en el periodo 1, el banco se endeuda en el extranjero, pero el prestamista extranjero solo le dejará el dinero si tiene plena seguridad de que éste le será devuelto en el siguiente periodo. El caso contrario se daría cuando en el inversor extranjero existiesen dudas sobre la solvencia del banco, lo que le desincentivaría a prestar su dinero, incrementando la probabilidad de que se produzca la crisis bancaria. Otra de las conclusiones a las que llegan Chang y Velasco es que

no es el total de capital extranjero invertido en la economía lo que hace vulnerable al país a una crisis bancaria, sino sólo el volumen de deuda con vencimiento a corto plazo.

Analizadas las formas en que la crisis bancaria puede darse, es necesario unir estos episodios a los de crisis cambiarias. Ambas crisis pueden ocurrir como consecuencia de las decisiones que tome la autoridad monetaria en relación a defender la moneda o actuar como prestamista de última instancia y evitar la crisis bancaria, ya que ambos objetivos son incompatibles. En la medida en que el Banco Central intente combatir la crisis bancaria (actuando como prestamista de última instancia), los agentes utilizarán estos fondos adicionales para comprar reservas y forzar la cotización de la moneda, mientras que si la autoridad monetaria opta por defender la cotización (elevando las tasas de interés), esta medida hundiría aún más al sistema financiero. Una aportación importante, por tanto, de este modelo es que no siempre las crisis bancarias y cambiarias tienen porque ocurrir a la vez.

1.2.5.2. Hacia una nueva generación de modelos de crisis cambiarias

En los últimos años han comenzado a aparecer dudas sobre si los modelos de tercera generación sirven realmente para explicar las crisis asiáticas. El pionero en este pensamiento es Krugman, quien en 1999 pone en duda su modelo de "riesgo moral", siendo su sucesor el modelo desarrollado por Aghion et al. (2001). La principal crítica se encuentra en que en estos modelos se da poca importancia a aspectos de la economía real, lo que les invalida para explicar fenómenos como el cambio de tendencia registrado en las balanzas por cuenta corriente de los países asiáticos. Adicionalmente también se observa que si bien en la práctica la estructura del balance de las principales compañías del país influye en el desarrollo de las crisis cambiarias, los modelos teóricos no incluyen ninguna referencia a este tipo de variables.

La existencia de ambas críticas impulsan a Krugman a diseñar un modelo de múltiple equilibrio en el que las compañías nacionales se endeudan en moneda extranjera para financiar sus proyectos de inversión nacional. La pérdida de confianza en la industria nacional es el detonante de la crisis, ya que una caída de las exportaciones desajusta la balanza por cuenta corriente depreciando el tipo de cambio. La pérdida del valor de la moneda genera pérdidas en aquellas empresas que estén altamente endeudadas en moneda extranjera, al producirse un aumento de sus obligaciones de pago. La caída de beneficios, genera un descenso de la riqueza neta, y una pérdida de confianza en el valor real de la compañía, lo que, en el medio plazo, supone una menor inversión y

una reducción en el nivel de producción. Todo ello conduce a una caída de la demanda de dinero lo que deprecia aún más el valor del tipo de cambio.

Este nuevo enfoque de los modelos de crisis cambiarias¹⁹, aplicable a economías muy dependientes de los flujos de inversión extranjera, plantea la posibilidad de que las crisis cambiarias ocurran incluso en el caso de que no existan problemas en el sector bancario.

El modelo de Krugman

Para entender mejor el desarrollo de este tipo de crisis se analiza a continuación el modelo que Krugman desarrolla en 1999. Para desarrollar su modelo, parte de la versión inicial del modelo macroeconómico básico de Mundell-Fleming que trata de analizar la dinámica de una economía abierta, a través del estudio de las siguientes tres ecuaciones básicas:

$$\begin{aligned} DA &= D(y, i) + NX\left(tc \frac{P^*}{P}, y\right) \\ M/P &= L(y, i) \\ i &= i^* \end{aligned} \tag{1.27}$$

La primera ecuación relaciona la demanda agregada con el consumo interno, el tipo de interés y las exportaciones netas que a su vez dependen del tipo de cambio real y del nivel de producción. La segunda ecuación introduce el equilibrio en el mercado monetario, mientras que la última ecuación incluye el supuesto de no aversión al riesgo por parte de los inversores y que la evolución de las expectativas sobre el valor futuro del tipo de cambio sigue un proceso de expectativas estáticas. Si bien la inclusión de ambas hipótesis (aversión neutral al riesgo y proceso de expectativas estáticas) limitan la capacidad de realismo del modelo, la sencillez de las mismas permite una primera aproximación a la interpretación del proceso de generación de la crisis bajo este tipo de enfoque.

Para incluir las características básicas de esta nueva corriente de modelos de crisis cambiarias, es necesario completar el modelo introduciendo los efectos que un proceso de depreciación tiene sobre el balance de una compañía altamente endeudada en moneda extranjera. La depreciación de la moneda generará problemas financieros en la compañía que reducirán su nivel de inversión y de producción, por lo

que la ecuación de la demanda agregada debe incluir una dependencia directa con el tipo de cambio real, obteniéndose la siguiente expresión:

$$DA = D\left(y, i, tc \frac{P^*}{P}\right) + XN\left(tc \frac{P^*}{P}, y\right) \quad (1.28)$$

Por otro lado, el Banco Central tiene capacidad de intervenir en los mercados modificando la oferta de dinero, con el fin de controlar movimientos bruscos del tipo de cambio. La inclusión de este supuesto en el modelo, modifica la ecuación del equilibrio en el mercado monetario en la siguiente:

$$M(tc)/P = L(y, i) \quad (1.29)$$

donde la oferta monetaria se hace dependiente del nivel que alcance el tipo de cambio.

Una depreciación tiene dos efectos contradictorios sobre el nivel de producción del país:

- La depreciación mejora la competitividad del país frente al exterior lo que permite incrementar el nivel de exportaciones aumentando el nivel de producción.
- Sin embargo, un proceso continuado de depreciación acaba teniendo un efecto contractivo sobre la economía, ya que por un lado las compañías con problemas financieros reducen su inversión, y por otro, el gobierno se ve obligado a elevar los tipos de interés para frenar la especulación contra la moneda, lo que tiene un coste para el nivel de producción.

Tras iniciarse un proceso depreciatorio del tipo de cambio, en el muy corto plazo se produce una mejora de la competitividad que aumenta la producción nacional, sin embargo, en el medio plazo, comienzan a cobrar más peso los efectos contractivos sobre la economía provocados por una caída en los niveles de inversión y una elevación de los tipos de interés²⁰. El resultado final es que en el nuevo equilibrio el tipo de cambio se ha depreciado y la economía ha reducido el nivel de producción respecto a la situación de equilibrio inicial.

¹⁹ Chang y Velasco (2001) desarrollan un modelo de política monetaria introduciendo el efecto de la vulnerabilidad de los balances de las compañías.

²⁰ Ver Aghion, Bacchetta y Banerjee (1999)

Para frenar la tendencia al alza de la cotización las alternativas que se le presentan a un país que haya entrado en un proceso de crisis son las que se enumeran a continuación, si bien no todas ellas son igualmente aplicables en cualquier situación:

- La llegada de ayuda financiera del Fondo Monetario Internacional, aprovisiona al país con fondos adicionales, que permiten aumentar las intervenciones en los mercados para frenar el ritmo de depreciación de la moneda.
- Ya que lo que genera la depreciación es el deseo de cambiar la moneda nacional depreciada en moneda extranjera, la incorporación de medidas sobre el control de capitales frenaría el alza en la cotización, aunque las consecuencias sobre el nivel de producción pueden ser muy dramáticas.
- El mantenimiento de una política fiscal expansiva permite alcanzar más rápidamente el nuevo equilibrio. El principal límite que tiene esta solución es que no todos los países cuentan con los medios suficientes para poder abordar este tipo de políticas.
- Una política monetaria restrictiva permite recuperar la cotización de la moneda. En la medida en que la confianza de los inversores se fuera restaurando hacia los niveles iniciales se podrían suavizar las medidas de política monetaria. Los efectos de esta solución son también una contracción económica.
- Cuando la crisis ocurre el gobierno se ve obligado a anunciar reformas estructurales tales como privatizaciones, reforma del sistema financiero, etc. que permitan recuperar la confianza perdida.

En este modelo se observan rasgos característicos de los modelos de segunda generación: como son la generación de múltiples equilibrios y la retroalimentación de la crisis (o crisis "autogenerada"). En este sentido, el motivo por el que se comienza a depreciar la moneda es una pérdida de confianza en los inversores, que estará generada por las dudas existentes sobre el futuro de la economía del país. Esta pérdida de confianza deprecia la moneda iniciándose el proceso de crisis analizado, el cual, a su vez, retroalimenta la pérdida de confianza de los inversores y la depreciación de la moneda, pudiéndose generar múltiples equilibrios durante el proceso.

CAPÍTULO II:

MODELOS EMPÍRICOS PARA LA PREDICCIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: LOS SISTEMAS DE ALERTA ANTICIPADA

II.1. INTRODUCCIÓN: RECORRIDO HISTÓRICO POR LOS SISTEMAS DE ALERTA ANTICIPADA

En este capítulo se trata de profundizar en los distintos desarrollos empíricos existentes que tratan de anticipar la ocurrencia de una crisis cambiaria. Conocer la probabilidad que existe de que una crisis cambiaria tenga lugar se ha convertido en un objetivo en el que están interesados tres colectivos distintos:

- los mercados financieros están interesados, ya que con ello pueden incrementar las rentabilidades de sus inversiones;
- los políticos, porque anticipar una crisis les permite tomar las medidas necesarias para intentar evitarla;
- los académicos, a quienes les atrae conocer el entramado que explica los detonantes de las crisis.

A lo largo de la historia se han registrado innumerables crisis, aunque su frecuencia se ha intensificado en los últimos años dada la mayor integración entre los mercados financieros. De la observación de las crisis del pasado, si bien cada una con peculiaridades propias, se han podido extraer características comunes para explicar el proceso de desarrollo de una crisis cambiaria. La existencia de unos patrones de comportamiento más o menos similares entre países y momentos temporales, han permitido la elaboración de sistemas que anticipen la ocurrencia de este tipo de desequilibrios financieros, con el objeto de controlar los efectos negativos que se derivan de los mismos.

En la literatura empírica sobre crisis cambiarias, los primeros estudios realizados trataban de analizar un episodio específico de crisis utilizando un modelo de primera generación basado en la balanza de pagos. Si bien de estos estudios se desprendían particularidades concretas que explicaban una determinada crisis, no servían para extraer conclusiones aplicables a situaciones más generales, es decir, no servían como una herramienta útil para anticipar crisis. Ejemplos de este tipo de análisis se encuentran en Blanco y Garber (1986) y Cumby y Vanwijnbergen (1989).

Otros estudios posteriores, comienzan a realizar análisis multipaís de corte transversal, en el que analizan episodios de crisis en distintos países pero todos referidos a un mismo momento temporal. Dentro de estos estudios destacan el de Sachs, Tornell y Velasco (1996), quienes analizan los efectos que la crisis mexicana de finales de 1994 tiene en otras economías emergentes, y Glick y Rose (1998) en cuyo estudio se analiza como los episodios de crisis se contagian entre economías a

través de los lazos comerciales, realizando un análisis empírico para cinco momentos diferentes del tiempo. Este tipo de investigaciones sigue sin ser válido como herramienta fiable de predicción de episodios de crisis, dado que sus análisis se centran en situaciones concretas difícilmente extrapolables a un futuro cambiante.

Paralelamente a todas estas investigaciones, y con el objeto de además de profundizar en la dinámica de las crisis cambiarias poder predecirlas, se comienzan a desarrollar modelos más sofisticados que constituyen los denominados "Sistemas de Alerta Anticipada"²¹, todos ellos centrados en el análisis multipaís con datos temporales. En estos sistemas, partiendo de la información de lo que ha ocurrido en el pasado, se trata de encontrar un patrón de comportamiento común que se espera se repita en el futuro.

El diseño de un sistema de alerta anticipada se ha realizado en la literatura empírica siguiendo dos enfoques: el enfoque de señales y el enfoque econométrico. El enfoque de señales parte de un conjunto de indicadores de cuyo comportamiento se extraen señales que anticipan la ocurrencia de una crisis. Así, comparando la evolución de estos indicadores en periodos de calma y periodos de crisis, se establecen unos umbrales que cuando se superan son interpretados como una señal de alerta. El sistema así creado cubre dos objetivos: por un lado, es posible establecer un ranking de indicadores, en función de su poder predictivo, a partir del cual seleccionar los mejores indicadores adelantados; por otro lado, es posible anticipar una crisis ya que los indicadores seleccionados emitirán señales de alerta durante los periodos que anteceden a la crisis.

Si bien el enfoque de señales resulta útil para anticipar una crisis, su carácter univariante no permite incorporar en un único resultado las señales emitidas por los indicadores individuales, no ofreciendo una medida exacta sobre la vulnerabilidad de un país. Esta debilidad sí es cubierta por los sistemas elaborados según el enfoque econométrico. Estos sistemas usan un modelo utilizando técnicas econométricas, para estimar la probabilidad de que una crisis ocurra en un país y momento del tiempo determinado. La obtención de una medida única que cuantifique el grado de vulnerabilidad de un país es posible gracias al análisis simultáneo de un conjunto de variables explicativas. Si bien, el uso de técnicas paramétricas permite otorgar un mayor grado de rigor al análisis, añade complejidad en el proceso de interpretación de los resultados.

²¹ En terminología anglosajona son conocidos como "Early Warning System".

El primer sistema de alerta anticipada es elaborado en el ámbito académico adoptando el enfoque econométrico. Eichengreen, Rose y Wyplosz, en una serie de papeles que presentan en 1994, 1995 y 1996, elaboran un modelo econométrico, siguiendo la metodología econométrica Probit, partiendo de una muestra formada por países industrializados con datos trimestrales para el periodo comprendido entre 1959 y 1993. Sin embargo, los resultados de sus primeras investigaciones no resultaron ser muy contundentes, lo que potenció la búsqueda de sistemas más sencillos que adoptaban la filosofía del enfoque de señales.

El trabajo pionero que adopta esta metodología es el elaborado por Kaminsky y Reinhart (1996) para el Fondo Monetario Internacional, posteriormente mejorado en Kaminsky, Lizondo y Reinhart (1997). En sus trabajos, partiendo de un conjunto de variables relacionadas con los indicadores detectados como causas de las crisis en los estudios teóricos (principalmente los relacionados con las características macroeconómicas del país), se seleccionaron como aquellos que presentaban mayor poder explicativo las exportaciones, desviaciones del tipo de cambio real de su tendencia, el ratio oferta monetaria sobre reservas, el PIB y un índice del precio de las acciones. El seguimiento de la evolución de estos indicadores permitía anticipar la ocurrencia de crisis.

Estudios posteriores han pretendido mejorar las investigaciones iniciales de Kaminsky, Lizondo y Reinhart. Así, utilizando el enfoque de señales, Edison (2000) desarrolla para la Reserva Federal un sistema que reproduce el elaborado por Kaminsky y Reinhart, ampliando la muestra de partida hasta un conjunto de 28 países, e incluyendo una nueva categoría de variables explicativas relacionadas con la situación económica del entorno internacional. Un estudio más reciente es el publicado por Hawkins y Klau (2002) para el "Bank of International Settlements" donde, siguiendo una metodología similar, elaboran un sistema que completa a los anteriores al incluir un nuevo núcleo de variables explicativas de las crisis cambiarias, relacionadas con las corrientes teóricas más modernas que alertan sobre la importancia de las debilidades del sector bancario en los procesos de crisis.

A pesar de la mayor sencillez que presenta el enfoque de señales, el enfoque econométrico es el que ha tenido un mayor desarrollo, siendo los principales modelos elaborados por bancos centrales y organismos internacionales que utilizan este tipo de herramientas en la elaboración y diseño de sus políticas económicas. Tras los trabajos iniciales de Eichengreen, Rose y Wyplosz, desde la Reserva Federal se han publicado varios estudios en este campo. Frankel y Rose (1996) estiman un modelo econométrico utilizando un panel de datos con información anual que comprende el

periodo de 1971 a 1992, y que incluye un total de 105 economías en desarrollo. El uso de datos anuales pretendía mejorar el ajuste del modelo al permitir incluir en la estimación del mismo variables de difícil disponibilidad en otra periodicidad. También para la Reserva Federal, Kamin y Babson (1999) y Kamín, Schindler y Samuel (2001) utilizan un modelo Probit para estimar la probabilidad de ocurrencia de una crisis cambiaria. En sus estudios realizan diversas simulaciones con el objetivo de encontrar si el origen de las crisis se debe a factores internos o externos, ya que la detección del origen permitirá adoptar el régimen cambiario más acorde en cada caso.

El Fondo Monetario Internacional ha sido otra de las instituciones que más ha potenciado el desarrollo de este tipo de investigaciones. Berg y Pattillo (1999) llevan a cabo un estudio en el que miden la capacidad predictiva de dos sistemas de alerta anticipada, utilizándolos para predecir las crisis asiáticas de 1997. Para ello reproducen el sistema de enfoque de señales elaborado por Kaminsky, Lizondo y Reinhart, cuyos resultados comparan con el modelo econométrico elaborado por Frankel y Rose. De los resultados obtenidos extraen como principal conclusión un mayor poder predictivo del sistema diseñado por Kaminsky, Lizondo y Reinhart para predecir las crisis asiáticas que tuvieron lugar en 1997.

En trabajos posteriores publicados por el Fondo Monetario Internacional, Masson, Borensztein, Berg, Milesi-Ferretti y Pattillo (2000) partiendo de los desarrollos existentes en Berg y Pattillo (1999) pretenden mejorar el poder predictivo del modelo econométrico, para lo cual reajustan los países incluidos en la muestra e introducen nuevas variables explicativas que incluyen en la estimación. En un trabajo más reciente, también publicado por el Fondo Monetario Internacional, Kumar, Moorthy y Perraudin (2002) siguiendo la metodología del enfoque econométrico usan un modelo Logit para analizar crisis cambiarias en 32 economías en desarrollo durante los años 1985 y 1999. Partiendo de distintas definiciones de la variable endógena, evalúan el poder predictivo del modelo tanto dentro como fuera de la muestra analizada.

En los últimos años, algunos bancos centrales han desarrollado modelos similares a los utilizados por el Fondo Monetario Internacional. En esta línea se encuentran los trabajos de Schnatz (1998 y 1999) para el Bundesbank, Bussiere y Fratzscher (2002) para el Banco Central Europeo y Komulainen y Lukkarila (2002) desde el Banco de Finlandia, todos ellos bajo el enfoque econométrico.

Adicionalmente a todos estos estudios, en el sector privado también se han desarrollado investigaciones con el objeto de definir modelos que evalúen la probabilidad de una crisis cambiaria. Algunos bancos de inversión, han desarrollado

este tipo de modelos para ofrecer estrategias sobre el tipo de cambio a sus clientes y completar sus análisis sobre economías emergentes. En este sentido, destacan el modelo del Credit Suisse First Boston conocido como EMRI (Emerging Markets Risk Indicador), el desarrollado por el Deutsche Bank denominado DBAC (Deutsche Bank Alarm Clock), el utilizado por Goldman Sachs (GS-Watch) y el indicador de acontecimientos de riesgo diseñado por JP Morgan (ERI).

En la actualidad ambos enfoques, el de señales y el econométrico, se utilizan en el diseño de los sistemas de alerta anticipada, existiendo defensores a favor de uno u otro enfoque. Los defensores del enfoque de señales, fundamentan la utilidad de estos sistemas apoyándose en la sencillez y facilidad de su interpretación al permitir evaluar el poder predictivo de cada indicador de manera individual. Sin embargo, esta característica ha sido objeto de numerosas críticas, ya que para poder utilizar los indicadores de alerta es necesario transformarlos en variables dicotómicas en función de la definición de un umbral, con la consiguiente pérdida de información que esto supone. En concreto, esta transformación implica que, superado el umbral por la variable explicativa, el indicador emitirá una señal de crisis en las mismas condiciones sea cual sea el nivel real que registre dicha variable, lo cual es muy cuestionable.

Por otro lado, otra de las críticas de que ha sido objeto el enfoque de señales se ha dirigido al carácter univariante de la técnica, lo que impide tener en cuenta la iteración conjunta de todas las variables, dificultando obtener una medida única del grado de vulnerabilidad a que está expuesto un país. Es por ello, que los estudios más recientes publicados bajo este enfoque, se han complementado con el desarrollo de índices compuestos que agregan los resultados del análisis univariante en una única medida. Así, Herrera y García (1999) elaboran un índice de vulnerabilidad, para la región latinoamericana, como suma de las variables explicativas seleccionadas como indicadores adelantados, mientras que Edison (2000) agrega los resultados obtenidos a través del enfoque de señales en un indicador compuesto que construye como suma ponderada de las señales emitidas por los distintos indicadores adelantados.

El enfoque econométrico elimina parte de las debilidades de que adolecen los sistemas de señales, ya que permiten cuantificar toda la información sobre probabilidad de crisis en un único número de rápida interpretación, gracias a la inclusión en un mismo cálculo del efecto conjunto de todas las variables explicativas. Por otro lado, el uso de test estadísticos introduce un mayor rigor en la interpretación de sus resultados. Sin embargo, entre las críticas realizadas a este enfoque se encuentra la pérdida de información que ofrece cada indicador individualmente, es

decir, no permite conocer en que medida cada indicador predice las crisis correctamente.

En los últimos años, el avance de las técnicas econométricas han permitido mejorar los resultados en términos de ajuste de los modelos econométricos, potenciando su desarrollo. Sin embargo, el enfoque de señales ha continuado siendo el preferido por algunos autores dada su mayor simplicidad en cuanto a la interpretación de los resultados. En la práctica, ambos sistemas pueden ser utilizados como complementarios. En este sentido, el Fondo Monetario Internacional utiliza dos modelos diseñados bajo enfoques diferentes: uno sigue la metodología del sistema de señales elaborado por Kaminsky, Lizondo y Reinhart, y el otro consiste en la estimación de un modelo econométrico con metodología Logit.

II.2. DISTINTAS ESPECIFICACIONES DE UN SISTEMA DE ALERTA ANTICIPADA

Todo sistema de alerta anticipada trata de predecir las crisis cambiarias con el mayor grado de precisión posible. Sin embargo, la dificultad que implica adelantar el futuro, obliga a que los resultados de estos sistemas no sean mediciones exactas, debiendo ser interpretados como una medida de la tendencia respecto a la vulnerabilidad que registra un país. Aún con todo, la búsqueda de una mayor precisión en los resultados ha motivado la diversidad en las especificaciones de los sistemas, en aras a incorporar mejoras, que aumentan la diversidad de los mismos.

Sin embargo, y pesar de las peculiaridades propias de cada sistema, todo diseño de un sistema de alerta anticipada exige la definición de unos elementos mínimos que permiten su funcionamiento. Teniendo claro que el objetivo de todo sistema es predecir, independientemente del enfoque utilizado, será necesario en primer lugar definir aquello que se va a predecir, es decir, el primer paso consiste en especificar que se entiende por crisis cambiaria. En este sentido la definición no es única y según los autores, el sistema de alerta anticipada puede tratar de predecir dos situaciones diferentes: algunos autores entienden por crisis un ataque especulativo contra una moneda que puede o no tener éxito; mientras que para otros, el sistema tratará de analizar únicamente episodios de ataques especulativos exitosos que terminan en una fuerte depreciación del tipo de cambio.

En segundo lugar, y conocido lo que se trata de predecir, es necesario identificar las variables explicativas del fenómeno a analizar, a partir de cuya evolución será posible extraer conclusiones aplicables al futuro. En este sentido, en la literatura empírica se han ido incorporando paulatinamente distintas variables a los modelos a la vez que las

corrientes teóricas profundizaban en el estudio de las crisis. Así, junto a las variables iniciales que recogían las características propias de las políticas macroeconómicas analizadas en los modelos de primera generación, fueron incorporándose variables de expectativas y contagio, tal y como postulaban los modelos de segunda generación. En los últimos estudios, se observa una mayor proliferación de aquellas variables que tratan de cuantificar las debilidades del sector bancario tal y como defiende la nueva corriente de modelos de tercera generación.

Conocido lo que se quiere predecir, y los elementos a partir de cuyo análisis se anticipará el futuro, es necesario definir la técnica o metodología que se empleará para ordenar todos los elementos del sistema de la manera que resulten útiles para extraer conclusiones. En este sentido, y tal y como se ha indicado anteriormente, las metodologías utilizadas han sido básicamente dos: el enfoque de señales y el enfoque econométrico. Ambos enfoques han sido utilizados desde sus inicios hasta la actualidad, cobrando un mayor peso en los últimos años el enfoque econométrico, gracias a que el avance del aparato estadístico ha permitido mejorar los resultados del ajuste desde las primeras investigaciones iniciales.

Por último, será necesario disponer de una medida sobre la bondad del ajuste que permita comparar entre modelos y conocer el grado de fiabilidad de que dispone la predicción. En este sentido, la falta de exactitud en toda predicción obliga a cometer dos tipos de errores en los sistemas de alerta anticipada: no predecir una crisis que finalmente acaba ocurriendo (crisis perdida), y predecir una crisis que nunca ocurrirá (falsas alarmas). Dado que tal y como se diseña el sistema el objetivo de reducir uno de los errores implica aumentar el otro, todo sistema buscará el equilibrio entre ambos tipos de errores en aras a mejorar su poder predictivo.

A continuación se comentan las diferentes especificaciones que se han encontrado en la literatura empírica a la hora de definir cada uno de los cuatro elementos de todo sistema de alerta anticipada: definición de crisis cambiaria, variables explicativas, metodología empleada y bondad del ajuste.

II.2.1. DEFINICION DE CRISIS CAMBIARIA

En la literatura empírica sobre los sistemas de alerta anticipada, es común encontrar cierta ambigüedad en lo que se entiende por crisis cambiarias. Así, algunos autores definen un episodio de crisis como un ataque especulativo contra la moneda que puede terminar teniendo éxito o no, mientras que para otros autores la crisis cambiaria

queda definida únicamente como aquellos episodios que acaban suponiendo una brusca depreciación del tipo de cambio.

Desde el momento en que se inicia un ataque especulativo contra la moneda, las autoridades monetarias pueden controlar el tipo de cambio interviniendo en los mercados. Así, podrán evitar una depreciación introduciendo reservas o elevando los tipos de interés para hacer más atractiva la moneda nacional. Sin embargo, el tiempo que dura su intervención es limitado y está vinculado al monto de reservas disponible o al coste que supone para la economía real el alza en los tipos de interés. Si las intervenciones en el mercado de la autoridad monetaria consiguen frenar el ataque especulativo, el tipo de cambio no se habrá visto afectado y la crisis no se habrá producido. Se trataría, por lo tanto, de un ataque especulativo sin éxito. Pero no siempre la autoridad monetaria podrá frenar el ataque, en cuyo caso, el tipo de cambio sufrirá una brusca y fuerte depreciación, lo que supondría un ataque especulativo con éxito.

En determinadas ocasiones el objetivo será predecir aquellas situaciones en que se produce un ataque contra la moneda, tenga o no éxito. En estos casos se utiliza un índice de presión especulativa que se construye como una media ponderada de las variaciones registradas en el tipo de cambio, el tipo de interés y el nivel de reservas. Esta última variable entra en la ecuación con signo negativo, por lo que un aumento en el valor del índice refleja una mayor presión en el mercado. Las ponderaciones se eligen de tal manera que se iguale la volatilidad de todas las variables incluidas, por lo que se suele ponderar por la inversa de la desviación típica de cada variable.

En otras situaciones lo que interesa es predecir sólo aquellos ataques especulativos que terminan generando un episodio de crisis cambiaria, caracterizado por una fuerte y brusca depreciación del tipo de cambio. En estos casos se suele definir una crisis como un movimiento en la cotización superior a un umbral determinado. La definición del umbral es arbitraria tratando de equilibrar el número de crisis identificadas, de tal manera que éste no sea tan bajo como para que cualquier pequeña desviación del valor tendencial se considere crisis, ni tan alto como para que el número de crisis definidas sea muy escaso.

A continuación se detallan los distintos tipos de índice de presión especulativa utilizados más comúnmente en los trabajos empíricos, así como las distintas alternativas que los autores han utilizado para definir una brusca depreciación del tipo de cambio.

II.2.1.1. Elaboración de un índice de presión especulativa

El uso de los índices de presión especulativa en el campo del análisis de las crisis cambiarias se comienza a desarrollar en los trabajos de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1995 y 1996). En estos estudios los autores proponen el siguiente índice:

$$I_t = \alpha \Delta tc_t - \beta \Delta r_t + \gamma \Delta i_t \quad (II.1)$$

donde: Δtc_t es el porcentaje intermensual de variación del tipo de cambio nominal.

Δr_t es el porcentaje intermensual de variación de las reservas.

Δi_t es el porcentaje intermensual de variación del diferencial de los tipos de interés.

α , β y γ son las ponderaciones.

Las ponderaciones se seleccionan de manera que se iguale la volatilidad de los tres componentes del índice, por lo que se utiliza la inversa de la desviación típica del tipo de cambio, de las reservas y de los tipos de interés respectivamente. Herrera y García (1999) utilizan un índice de presión especulativa igual definido que el de Eichengreen, Rose y Wyplosz pero sin ponderar, ya que estandarizan previamente las variables a incluir en la ecuación. Los autores realizan algunas pruebas utilizando el índice ponderado y sin ponderar y llegan a la conclusión de que las diferencias obtenidas no son relevantes.

Una vez generada la variable cuantitativa del índice, es necesario transformarla en una variable dicotómica que tome un determinado valor cuando ocurre una crisis y otro valor para identificar los periodos en que la crisis no ocurre, que se suelen denominar como periodos de tranquilidad o calma. Para ello, conocida la evolución del índice, los autores definen como crisis un valor que se desvía de su tendencia y que se define como la media de la serie más 1,5 veces su desviación típica. Para evitar que crisis sucesivas, pero referidas a un mismo episodio, se incluyan como acontecimientos diferentes, no se tienen en cuenta las crisis si ha tenido lugar otra en los tres meses anteriores.

Otros autores también han utilizado el uso de un índice de presión especulativa para definir una crisis, sin embargo su aplicación a una muestra diferente generó algunos problemas. Si bien en el trabajo de Eichengreen, Rose y Wyplosz la muestra incluía economías desarrolladas, cuando este índice se trata de aplicar a economías en desarrollo, como se realiza en el trabajo de Kaminsky y Reinhart (1996), la ausencia

de series históricas para la variable tipos de interés invalida su inclusión en la definición del índice. Así, éste se calcula como la media ponderada de las variaciones del tipo de cambio y de las reservas, siendo las ponderaciones tales que igualan la volatilidad de ambas variables.

$$I_t = \alpha \Delta tc_t - \beta \Delta r_t \quad (11.2)$$

donde: Δtc_t es el porcentaje intermensual de variación del tipo de cambio nominal.

Δr_t es el porcentaje intermensual de variación de las reservas.

α y β son las ponderaciones.

En el trabajo de Kaminsky y Reinhart (1996) una crisis se define como un valor del índice superior a su media más tres veces la desviación típica.

El principal problema que plantea este enfoque es la existencia de episodios de hiperinflación, que al estar vinculados con fuertes depreciaciones del tipo de cambio conducirían a que el índice tomase valores indicativos de crisis durante estos periodos, que no se corresponderían con crisis reales. Como solución, Kaminsky y Reinhart dividen la muestra en dos periodos, de inflación elevada y baja, y definen la crisis referida a la media y desviación típica de cada periodo. Para establecer los subgrupos, consideran un periodo de inflación elevada cuando en los seis meses anteriores la inflación ha superado el 150%.

El Fondo Monetario Internacional (Berg y Pattillo 1998 y 1999) utiliza una estrategia similar. La diferencia estriba en que definen un episodio de hiperinflación como una tasa superior al 80%, en el primer trabajo, ó 100%, en el segundo, en los doce meses anteriores. El umbral de crisis se sitúa en la media más 1,5 desviaciones típicas en el primer trabajo y 1,625 en el segundo. Edison (2000) utiliza una metodología similar al dividir la muestra en dos grupos en función de que las economías hubiesen registrado periodos de hiperinflación, definiendo una crisis como un valor del índice superior a la media más 2,5 veces la desviación típica.

Otros autores, para resolver el problema de la existencia de periodos de hiperinflación, sustituyen el tipo de cambio nominal por el tipo de cambio real. El uso del tipo de cambio real evita tener que dividir la muestra entre periodos de elevada inflación y el resto. El índice se transforma en una media ponderada entre las variaciones del tipo de cambio real y de las reservas donde las ponderaciones suelen ser la inversa de la desviación típica de cada variable.

$$I_t = \alpha \Delta tc_t - \beta \Delta r_t \quad (II.3)$$

donde: Δtc_t es el porcentaje intermensual de variación del tipo de cambio real.

Δr_t es el porcentaje intermensual de variación de las reservas.

α y β son las ponderaciones.

Esta línea es la seguida en los trabajos de Kamin y Babson (1999), Kamin, Schindler y Samuel (2001) y Bussiere y Fratzscher (2002). En estos trabajos, una crisis ocurre cuando el valor del índice supera la media más dos veces la desviación típica.

Hawkins y Klau (2000) elaboran un índice más sofisticado que definen como una media ponderada de las variaciones del tipo de cambio en los tres meses anteriores, la variación del tipo de cambio con respecto al año anterior, el tipo de interés real y el cambio en las reservas como porcentaje de la media móvil de doce meses. Las ponderaciones se establecen iguales para cada indicador, y los valores de las variables se reescalan al intervalo (+2, -2), consiguiendo que el valor máximo del índice sea 10.

$$I_t = 1,25 \Delta tc_{t(3)} + 1,25 \Delta tc_{t(12)} + 1,25 \Delta IR_t - 1,25 \Delta r_t \quad (II.4)$$

donde: $\Delta tc_{t(3)}$ es el porcentaje de variación del tipo de cambio en tres meses.

$\Delta tc_{t(12)}$ es el porcentaje de variación del tipo de cambio en 12 meses.

ΔIR_t es el porcentaje de variación del tipo de interés real.

Δr_t es el porcentaje de variación de las reservas.

La inclusión de la variación de los tipos de cambio respecto a dos momentos del tiempo, tiene como objeto incluir los movimientos más recientes del tipo de cambio (variación respecto a los tres meses anteriores) y no identificar como crisis periodos que sean una reversión de procesos de apreciación anteriores (variación en un año).

Si bien el uso de los índices de presión especulativa se encuentra muy extendido entre las aplicaciones empíricas, entre las críticas realizadas a esta definición de una crisis cambiaria destacan:

- La falta de series históricas de los tipos de interés para determinadas economías impide la inclusión de esta variable en el indicador, por lo que éste no recoge correctamente el concepto que quiere medir.
- Por otro lado, la variable reservas no siempre sirve para expresar de una forma adecuada la presión sobre el mercado por dos razones: en primer lugar, los datos de reservas no son muy fiables en muchos países en desarrollo; en segundo lugar, la defensa del ataque especulativo a veces se realiza con la llegada de asistencia financiera por parte de los organismos multilaterales, cuyas cantidades no quedan recogidas en las reservas disponibles.
- También se critica la arbitrariedad de las ponderaciones y la falta de investigaciones que estudien la sensibilidad del indicador a cambios en las ponderaciones (Esquivel y Larraín, 2000).
- Edison (2000) señala que la identificación de crisis es dependiente de la muestra, de tal manera que cuando ésta se modifica, también lo hace la media y la desviación típica, y por lo tanto las crisis identificadas.
- Algunas de las variables utilizadas en la definición del índice aparecen luego como variables explicativas de la ocurrencia de crisis, pudiendo originar problemas de identificación. Según Rivero y Lomelí (2002), los índices de presión especulativa recogen medidas de la turbulencia de los mercados cambiarios que otros autores prefieren introducir como causas y no como método de identificación de las crisis.
- Este tipo de indicadores identifican falsas crisis, sobre todo en el caso de América Latina, donde existen fuertes variaciones en las reservas, variable con una elevada volatilidad, lo que conduce a identificar como crisis otro tipo de acontecimientos.

II.2.1.2. Cuantificación de una desviación atípica en la evolución del tipo de cambio

Este enfoque utiliza como variable para identificar las crisis la variación del tipo de cambio, evitando los problemas de fiabilidad y disponibilidad de los datos de ciertas variables, y permitiendo realizar análisis de crisis cambiarias para una muestra más amplia de países.

Los primeros autores que aplican esta definición de crisis cambiarias para economías con regímenes cambiarios flexibles son Frankel y Rose (1996). En su estudio definen una crisis como una depreciación anual de al menos el 25%, siempre que la depreciación del año considerado sea superior en un 10% a la del año anterior. Esta última condición la incluyen para no identificar como crisis aisladas las ocurridas en

dos periodos consecutivos, y que se refieren a un mismo episodio de turbulencia financiera.

En esta línea existen otros trabajos como los de Milesi-Ferreti y Razín (1998) que definen un indicador de crisis para periodos de turbulencia en el que la depreciación anual del tipo de cambio debe ser superior al 25% anual, con la condición de que ésta debe ser al menos el doble de la del año anterior, siempre que la variación registrada sea menor de un 40%. Kumar, Moorthy y Perraudin (2002) realizan distintas pruebas definiendo una crisis como una depreciación del tipo de cambio del 5% y del 10% trimestral, siempre que ésta sea el doble de la depreciación registrada en el periodo anterior.

Rivero y Lomelí (2002) elaboran un índice que recoja las variaciones del tipo de cambio nominal a CP y la historia reciente de la volatilidad de cada país, identificando como crisis un periodo en el que se produce una depreciación fuerte y atípica del tipo de cambio nominal. Así, se define una crisis cuando la variación intermensual del tipo de cambio nominal supera la media muestral para cada país más dos veces la desviación típica de los últimos dos años. El utilizar la desviación típica de los últimos dos años en vez de la correspondiente al total de la muestra, permite depurar los periodos posteriores a los desequilibrios y aproximarse más a la historia inmediata de la evolución cambiaria.

En este caso se plantea el mismo problema que cuando se trabaja con indicadores de presión especulativa, y es que en países en los que hay una elevada hiperinflación, o gran volatilidad del tipo de cambio, pueden aparecer falsas crisis. Para solucionar este problema Glick y Hutchison (1999), Glick y Moreno (1999) y Moreno y Bharat (2000) definen una crisis como una desviación de la depreciación del tipo de cambio de la media de un periodo anterior más 2 ó 3 veces la desviación típica.

Esquivel y Larraín (1998) solucionan este problema utilizando el tipo de cambio real, ya que consideran que una depreciación nominal va acompañada de un cambio brusco en el tipo de cambio real. El indicador identifica una crisis cuando el cambio acumulado en el tipo de cambio real en tres meses es mayor del 15% o cuando la variación mensual es superior a 2,54 veces la desviación típica, suponiendo que esta variación sea superior al 4%. Goldfajn y Valdés (1998) utilizan el tipo de cambio real y definen una crisis como un movimiento del mismo superior a 1,96 veces la variación del mismo.

El uso de la variación en el tipo de cambio como criterio para identificar las crisis cambiarias, ha sido criticado debido a la arbitrariedad que supone la selección del punto de corte que sirve para identificar la ocurrencia de una crisis. Por otro lado, la elección de un único punto de corte para toda la muestra hace poco fiable la identificación de crisis al comparar regiones con volatilidades muy diferentes. También el uso del tipo de cambio real, en la definición de crisis, ha sido criticado ya que esta variable sirve para medir la competitividad de un país más que para identificar episodios de crisis. Rivero y Lomelí (2002) añaden que el tipo de cambio efectivo real es uno de los indicadores que aparece con frecuencia en la literatura teórica y empírica como una de las causas más relevantes de una crisis, lo que invalida su uso como identificador de crisis.

II.2.1.3. Análisis comparativos del uso de distintas definiciones

La existencia de los distintos métodos utilizados en la literatura empírica para identificar las crisis cambiarias introduce una cierta confusión y contamina los resultados de las predicciones. En este sentido, algunos trabajos han tratado de comparar los diferentes métodos de identificación de las crisis cambiarias, para medir la fiabilidad y divergencia existente entre ellos.

En esta línea se encuentra el trabajo de Kamin y Babson (1999) donde utilizando la metodología Probit estiman dos modelos. En uno identifican las crisis con un índice de presión especulativa, que calculan como media ponderada del tipo de cambio nominal y las reservas; en el otro sustituyen en el cálculo del índice el tipo de cambio nominal por el real. Los resultados obtenidos con ambos modelos difieren en la significatividad estadística de las variables incluidas en la especificación, así como en el valor de los coeficientes estimados, aunque los signos obtenidos son coincidentes en ambos casos. Resultados similares son los obtenidos en el trabajo posterior de Kamin, Schindler y Samuel (2001).

Edison (2000), utilizando el enfoque de señales, diseña dos sistemas para la misma muestra de datos y variables explicativas utilizando dos definiciones alternativas de crisis cambiaria: un índice de presión especulativa calculado como la media ponderada de la variación en el tipo de cambio nominal y las reservas, y la definición utilizada en Frankel y Rose. Los resultados obtenidos con ambos sistemas no ofrecen grandes diferencias y así, tanto los indicadores seleccionados en ambos casos, como el poder predictivo de los dos sistemas son muy similares.

Rivero y Lomeif (2002) realizan un estudio exhaustivo comparando 11 métodos diferentes de identificación de las crisis cambiarias, con el objeto de medir la fiabilidad y divergencias existentes entre ellos, aplicándolos a una muestra homogénea. Entre sus conclusiones destacan que prácticamente todos los sistemas señalan las crisis más agudas e importantes, apareciendo numerosas discrepancias, sin embargo, en el resto de las crisis.

De todo ello se extrae que la elección de uno u otro método estriba en lo que realmente quiera medir el usuario final del modelo. La elección entre una u otra definición de crisis está relacionada con la utilidad que el modelo tiene para el usuario final del mismo, que suelen ser los políticos y los participantes en el mercado de cambios. En la mayoría de los casos, los políticos estarán más interesados en anticipar situaciones de presión especulativa con el objeto de implantar las medidas necesarias para impedir la crisis, por lo que en el diseño de este tipo de modelos se utilizará como definición de crisis cambiaria un índice de presión especulativa. Por su parte, los agentes del mercado suelen estar interesados en conocer movimientos futuros al alza en la cotización, que pueden repercutir en las rentabilidades de sus inversiones en moneda extranjera, por lo que en este tipo de modelización una crisis se definirá como un movimiento brusco del tipo de cambio.

II.2.1.4. Elección del horizonte temporal

Por horizonte temporal se entiende el periodo para el cual se quiere realizar la predicción, que comprende el espacio temporal desde que se anticipa la crisis hasta que ésta realmente ocurre. Una vez seleccionado el método de identificación de crisis, es necesario definir los valores que tomará la variable endógena del modelo. Ésta se identificará con el valor de 1 el periodo en el que ocurre la crisis, así como todos los periodos anteriores incluidos en el horizonte temporal, de modo que el resultado del modelo medirá la ocurrencia de la crisis en el horizonte temporal establecido.

En los distintos trabajos empíricos, la selección del horizonte temporal varía entre 24, 12, 3 o un mes, cuando la información estadística utilizada presenta periodicidad mensual, o un año, cuando la periodicidad es anual. La elección del horizonte temporal debe buscar el equilibrio entre dos objetivos contrapuestos: por un lado, la garantía de acierto será superior cuanto menor sea el horizonte temporal, ya que los fundamentos económicos tienden a debilitarse cuanto más cerca se encuentran de la crisis; por otro lado, lo deseable es que la crisis se anticipe lo antes posible para poder implantar las medidas necesarias que o bien la frenen o reduzcan sus efectos.

Es por ello que, en los trabajos empíricos, la elección tanto del método de identificación de las crisis como del horizonte temporal se vincula al usuario final del sistema. En los modelos utilizados para la definición de políticas económicas de los bancos centrales se suelen utilizar horizontes temporales amplios (12 y 24 meses), ya que el objetivo de los mismos es anticipar la crisis con el tiempo necesario para poder aplicar las medidas necesarias que permitan frenarla o reducir sus efectos sobre la economía; sin embargo, en los modelos elaborados por los bancos de inversión las predicciones se realizan para un horizonte temporal a corto plazo, que va de 1 a 3 meses.

II.2.2. SELECCIÓN DE VARIABLES EXPLICATIVAS

La elección de las variables explicativas surge de la observación de las crisis acontecidas en el pasado, ya que el seguimiento de aquellas variables que presentaron comportamientos similares en el pasado, permite extraer alertas que se utilicen para anticipar el futuro. Ahora bien, dado que desde que se iniciaron los estudios empíricos hasta la actualidad, la tipología de las crisis incluidas en las muestras analizadas presentan rasgos diferenciadores en cada momento temporal, es posible apreciar también una diversidad en las variables explicativas utilizadas en las investigaciones a lo largo del tiempo.

Debido a que la selección de las variables explicativas a incluir en todo sistema de alerta anticipada se fundamenta en los estudios teóricos que a lo largo del tiempo han ido explicando los procesos de crisis cambiarias, los distintos desarrollos en las corrientes de modelos de primera, segunda y tercera generación, han obligado a la incorporación de nuevas categorías de variables a medida que las muestras analizadas se ampliaban con el paso del tiempo, ajustándose a las características específicas de cada momento.

El primer estudio que trata de examinar las variables explicativas utilizadas en los distintos trabajos, es el presentado por Kaminsky, Lizondo y Reinhart en 1997. En él analizan 25 estudios empíricos sobre crisis cambiarias, que incluyen muestras que van desde comienzos de los 50 hasta mediados de los 90 tanto para economías industrializadas como para economías en desarrollo, aunque con más énfasis en estas últimas. Respecto a los indicadores utilizados por el conjunto de estudios, los autores los clasifican en:

1. Sector externo:
 - Cuenta de capital: reservas internacionales, flujos de capital, flujos de capital a corto plazo, inversión directa extranjera, diferencia entre el tipo de interés nacional e internacional.
 - Deuda: deuda pública extranjera, deuda total extranjera, deuda a corto plazo, porcentaje de deuda clasificada por tipo de crédito y por estructura de interés, servicio de la deuda y ayudas extranjeras.
 - Cuenta corriente: tipo de cambio real, saldo de la balanza por cuenta corriente, balanza comercial, exportaciones, importaciones, términos de comercio, precio de exportaciones, ahorro e inversión.
 - Variables internacionales: tasa de crecimiento del PIB real internacional, tipo de interés y nivel de precios.
2. Sector financiero:
 - Liberalización financiera: crecimiento del crédito, variaciones del multiplicador monetario, tipo de interés real, spread entre los préstamos bancario y el tipo de interés de depósitos.
 - Otras variables financieras: créditos del Banco Central al sistema bancario, diferencia entre oferta y demanda de dinero, crecimiento del dinero, inflación, el tipo de cambio "sombra", el tipo de cambio del mercado paralelo, la paridad del tipo de cambio del banco central, la posición del tipo de cambio en relación a la banda oficial, y el ratio M2 sobre reservas internacionales.
3. Sector real: crecimiento del PIB real, ratio de empleo sobre desempleo, salarios y variaciones en los índices bursátiles.
4. Sector público: déficit fiscal, consumo del gobierno y crédito al sector público.
5. Variables institucionales: apertura, concentración del comercio, dummies para los tipos de cambio múltiples, controles cambiarios, duración de periodos de tipo de cambio fijo, liberalización financiera, crisis bancarias, crisis del mercado cambiario en el pasado, y acontecimientos del mercado cambiario del pasado.
6. Variables políticas: dummies de elecciones, victoria electoral o pérdida, cambios de gobierno, transferencias del poder ejecutivo legales e ilegales, gobiernos de izquierdas que han ganado, nuevos ministros de finanzas, y grado de inestabilidad política.

Del análisis de todos los estudios se pueden extraer un conjunto de variables que son altamente significativas según los resultados obtenidos. Este grupo de variables se puede dividir en dos según el grado de significatividad:

MUY SIGNIFICATIVAS	BASTANTE SIGNIFICATIVAS
Reservas internacionales Tipo de cambio real Crecimiento del crédito Crédito al sector público Inflación	Balanza comercial Comportamiento de exportaciones Crecimiento del dinero M2/reservas internacionales Crecimiento del PIB Déficit fiscal

Existe un conjunto de variables (algunas variables institucionales, financieras y políticas) sobre las que no se asegura su utilidad para predecir crisis, dada su escasa aplicación en los estudios. Las variables asociadas con la deuda externa y con la balanza por cuenta corriente no resultan significativas en la mayoría de los estudios analizados. El resultado referido a esta última variable puede ser explicado por la inclusión de la variable tipo de cambio real, que ya recoge el efecto de la cuenta corriente.

La llegada de las nuevas corrientes teóricas sobre crisis cambiarias, obliga a la inclusión de nuevas variables explicativas en los sistemas de alerta anticipada. En un estudio más moderno, Berg y Pattillo (2000) definen grupos de indicadores que deben incluirse en todo sistema de alerta anticipada. En primer lugar, es necesario incluir factores fundamentales como los que se refieren a las dificultades del sector bancario; aspectos más tradicionales como la situación de la balanza de pagos, que puede recogerse a través del tipo de cambio efectivo real o el saldo en cuenta corriente; así como aspectos relativos a la situación macroeconómica interna, como el nivel de actividad económica, los saldos fiscales y la tasa de expansión del crédito.

En segundo lugar, también son importantes los factores de vulnerabilidad que permiten medir la posibilidad de defender la moneda en caso de un ataque especulativo. En este sentido, la cobertura que ofrecen las reservas internacionales en relación con los pasivos a corto plazo de origen interno y externo, son los indicadores más comúnmente utilizados. Otras variables, como la posición en contratos de cambio de moneda extranjera y las líneas de crédito disponibles u otros tipos de financiamiento, si bien cumplen el mismo objetivo son, en la mayoría de los casos, más difíciles de medir.

Los factores fundamentales y los indicadores de vulnerabilidad son complementarios, en el sentido de que un país cuyas variables fundamentales son débiles y goza de un nivel de liquidez adecuado podrá mantener temporalmente el ataque especulativo, mientras que un país con un nivel de liquidez inadecuado y fundamentos económicos

fuertes será objeto de ataques especulativos pero tendrá mayor capacidad para defenderse.

Por último, un sistema de alerta puede incorporar también indicadores sobre la percepción de los mercados, como indicadores derivados de la evolución de los mercados bursátiles o acontecimientos en otros países que generan un riesgo de contagio. La limitación de este tipo de indicadores es el horizonte temporal que tienen para anticipar una crisis, ya que en general sólo ofrecen indicios en las últimas etapas de gestación de una crisis.

Una clasificación similar a la expuesta hasta aquí es la utilizada en estudios empíricos²² más recientes y que agrupa los indicadores en los siguientes conceptos:

- Medidas relativas a la sobrevaloración del tipo de cambio real.
- Medidas de desequilibrios macroeconómicos como déficits fiscales y crecimiento.
- Variables que capturen posiciones externas del país que se consideran insostenibles: adecuado nivel de reservas, de deuda externa y de déficit por cuenta corriente.
- Indicadores de la situación del mercado financiero doméstico, como el nivel de crédito doméstico.
- Indicadores que reflejen las expectativas del mercado.
- Variables que capturen el riesgo de contagio.

Por último, merece la pena destacar que una vez realizada la selección de variables explicativas no siempre será posible su inclusión en los modelos. En primer lugar, para que el conjunto de indicadores sea útil deben poder ser comparados en diferentes periodos y países, lo cual no siempre es posible dadas las características propias de cada país. Por otro lado, no siempre es fácil obtener mediciones fiables de las variables que sería deseable incluir en un sistema de alerta anticipada. La relevancia que se ha comenzado a otorgar en los últimos años a ciertas variables financieras, cuenta con el obstáculo de la inexistencia de series históricas largas para muchas de estas variables. El retraso en la publicación de cierta información, también dificulta la estimación de este tipo de modelos. Todo ello obliga a que en muchas ocasiones no se puedan incorporar en los sistemas de alerta anticipada todos los factores que, según la experiencia, podrían ayudar a predecir crisis.

²² Ver Matthieu Bussiere y Marcel Fratzscher (2002) pág. 15 y Antonio Díez y Alvaro Ortiz (2001) págs. 97 y 98.

II.2.3. METODOLOGÍA Y PODER PREDICTIVO DE UN SISTEMA DE ALERTA ANTICIPADA

Existen dos metodologías a seguir en la elaboración de todo sistema de alerta anticipada: el enfoque de señales y el enfoque econométrico. En el enfoque de señales, un indicador emitirá una señal de crisis cuando supere un determinado umbral, que se definirá comparando el comportamiento del indicador durante los periodos de crisis y los periodos de calma. La utilidad del indicador será mayor en la medida en que sea capaz de reproducir mejor lo que ocurrió en la realidad. Dentro del horizonte de señalización, o periodo en el cual el sistema es evaluado, una señal que es seguida por una situación de crisis es considerada buena señal, mientras que una señal no seguida por un periodo de crisis es considerada mala señal o ruido. Siguiendo este criterio se selecciona, para cada indicador, el umbral que permite registrar unos mejores resultados, partiendo de la construcción del siguiente cuadro.

Cuadro II.1. Identificación de aciertos y falsas señales

	Ocurre una crisis	No ocurre una crisis
Se emite una señal	A	B
No se emite una señal	C	D

El valor de A es el número de observaciones en las cuales el indicador acierta al emitir una buena señal, B es el número de observaciones en que el indicador emite una mala señal o ruido, el valor de C recoge aquellos casos en que el indicador falla al emitir una buena señal, ya que no la emite cuando ocurre la crisis, mientras que D es el número de observaciones en las cuales el indicador acierta ya que no emite ninguna señal cuando en efecto no ocurre la crisis.

El indicador perfecto será aquél en que $A > 0$, $D > 0$ y $B = C = 0$. En la práctica ningún indicador resulta perfecto, por lo que el umbral se definirá de tal manera que el indicador emita el mayor número de buenas señales y el menor número de falsas señales. Existen distintos criterios para medir la eficiencia de un indicador, entre los que destacan los que se muestran en el siguiente cuadro.

Cuadro II.2. Criterios para medir la eficiencia del sistema

Cálculo	Criterio
A	Cómputo de crisis correctamente anticipadas
$(A/(A+B))$	Porcentaje de crisis correctamente predichas: número de crisis para las que el indicador emite al menos una señal durante el horizonte temporal especificado, expresado como porcentaje sobre el total de crisis que señala el indicador. Un valor del 100% en este indicador indica que antes de que ocurra una crisis, al menos una señal es emitida en el horizonte temporal especificado.
$(A/(A+C))$	Porcentaje de señales emitidas que terminan siendo crisis sobre el total de observaciones en las que una buena señal pudo haberse emitido. Un valor del 100% en este indicador indica que se emiten señales durante todo el horizonte temporal que precede a un episodio de crisis, por lo que cuanto mayor es este porcentaje, mejor es el indicador.
$(C/(A+C))$	Error de tipo I. Si se supone que la hipótesis nula es que la crisis ocurra y la hipótesis alternativa que la crisis no ocurra, el error de tipo I se define como la probabilidad de rechazar la hipótesis nula siendo cierta, es decir, el porcentaje de crisis perdidas, o crisis que realmente ocurrieron y que el sistema no ha sabido anticipar. Se busca minimizar el error de tipo I.
$(B/(B+D))$	Error de tipo II. Es la probabilidad de aceptar la hipótesis nula siendo falsa, es decir, son las falsas señales que emite el indicador sobre el total de falsas alarmas que podían haber sido emitidas. Se busca minimizar el error de tipo II.
$(B/(B+D))/(A/(A+C))$	Ratio ruido-síñal: cuantifica la habilidad de un indicador para emitir buenas señales y evitar falsas alarmas. Se calcula dividiendo las señales falsas como porcentaje de las observaciones en las que una falsa señal pudo haberse emitido, entre el número de buenas señales como proporción del número de observaciones en que una buena señal pudo haberse emitido. Un indicador basado en las señales emitidas aleatoriamente, es decir, sin poder predictivo, obtendría un ratio de ruido-síñal igual a la unidad, por lo que indicadores con un valor para este coeficiente igual o mayor a la unidad introducen excesivo ruido y no son útiles para predecir una crisis.
$(A/(A+B)) - ((A+C)/(A+B+C+D))$	Comparación entre la probabilidad de que una crisis ocurra condicionada a que el indicador haya emitido una señal, y la probabilidad de que una crisis ocurra. Para que el indicador sea útil en términos de predicción, la primera debe ser mayor que la segunda.
t	Tiempo de anticipación de la señal, es decir, el número de periodos temporales que pasan desde que se emite la señal hasta que tiene lugar la crisis. Son preferibles aquellos indicadores que anticipan con un mayor periodo temporal la crisis.

La elección del umbral para cada uno de los indicadores se realiza en función de alguno de estos criterios. Los más utilizados son:

- Minimizar el ratio ruido-síñal, lo que supone que la proporción de falsas alarmas emitidas sobre el número de crisis correctamente predichas se reduce.
- Minimizar la suma del error de tipo I y el error de tipo II. Ya que ambos tipos de error son indeseables, el mejor indicador será el que minimice la suma de ambos, ya que reducir uno de los dos errores tiene el coste de ampliar el otro.
- En determinadas ocasiones, el indicador preferido sería el que minimizase únicamente el error de tipo I, ya que no anticipar un episodio de crisis puede resultar más costoso en términos económicos.

Para minimizar el valor del ratio ruido-síñal es necesario reducir el número de falsas alarmas o aumentar el número de crisis correctamente predichas, sin embargo, ambos objetivos son contrapuestos. Lo mismo ocurre al tratar de minimizar la suma del error de tipo I y el error de tipo II, ya que reducir uno de los dos errores tiene el coste de ampliar el otro. Por ello, es necesario elegir en cada situación que es lo preferible.

En concreto, aumentar el porcentaje de crisis predichas, o reducir el error de tipo I, se podría realizar con dos procedimientos: reducir el número de crisis limitando el análisis a casos extremos donde es difícil no obtener una síñal; en segundo lugar, alterando los mecanismos de generación de síñales. La primera opción implica cambiar la definición de crisis, elevando el umbral para el índice de presión especulativa o la depreciación del tipo de cambio. La segunda opción implica reducir el umbral seleccionado para que el indicador individual emita una síñal, lo que permitiría obtener un mayor número de síñales. Ambas opciones tienen el coste de incrementar el número de falsas síñales.

Dado que la muestra de países suele ser heterogénea, para evitar sesgos en los resultados, el umbral se suele definir en términos de un percentil, de tal manera que el percentil seleccionado será el mismo para todos los países pero el valor del indicador variará en cada caso concreto. Una vez definidos los umbrales, es posible establecer distintos rankings de los indicadores en función de su poder predictivo, siguiendo los criterios expuestos anteriormente. La selección de indicadores que finalmente se incorporarán en el sistema, se realiza en función de aquellos que obtuvieron las mejores ordenaciones en los rankings.

Como resultado se obtendrán un conjunto de variables que emitirán síñales independientes cuando sus valores se alejen de los umbrales. Para obtener una medida única sobre la vulnerabilidad de un país a una crisis, se suele agregar la información obtenida a través del análisis univariante en una única medida, lo que se puede realizar siguiendo distintos métodos.

Herrera y García (1999) construyen un índice de vulnerabilidad como suma de los valores estandarizados de las variables seleccionadas. Una vez que el índice es construido es necesario definir un umbral por encima del cual se considera que se registra un nivel anómalo. El umbral se define como desviaciones del índice de su tendencia para lo cual se comparan los resultados obtenidos con cuatro metodologías diferentes: análisis de la tendencia a largo plazo, valores en niveles, análisis de la tendencia a corto plazo, residuos de un modelo ARIMA.

Edison (2000) utiliza una técnica diferente para construir el índice de vulnerabilidad, ya que en vez de sumar los valores de las variables seleccionadas en el análisis univariante, calcula la suma de las señales emitidas por dichos indicadores. Cada una de las señales las pondera en función de que el indicador que las emite tenga un mayor o menor poder predictivo, para lo cual utiliza el inverso del ratio ruido-síñal. El valor del índice así construido aumentará cuando el número de señales sea elevado y éstas señales sean las emitidas por los indicadores con mayor poder predictivo.

Sin embargo, el valor del índice de vulnerabilidad no goza de una interpretación económica, por lo que se suele expresar en términos probabilísticos. Para ello, estableciendo distintos intervalos del índice, se calcula el número de veces que el valor del índice cayó en uno de los intervalos y una crisis ocurrió, con el número total de veces en que el valor del índice se situó en dicho intervalo. Obteniéndose así una medida de la probabilidad de ocurrencia de una crisis en el horizonte temporal establecido.

El uso del enfoque econométrico facilita la obtención de una medida única sobre el riesgo de crisis existente en un país, ya que el resultado del modelo econométrico se interpreta como la probabilidad de que una crisis ocurra en una economía en concreto. El resultado de la estimación será, por tanto, un valor comprendido entre 0 y 1. Para poder cuantificar el poder predictivo del modelo es necesario comparar los resultados estimados con los reales, para lo cual se deben transformar los valores estimados en una variable dicotómica a través de la definición de un punto de corte. Cuando el valor estimado supere el punto de corte se interpreta como que el modelo predijo una crisis.

La definición del punto de corte debe ser tal que busque el equilibrio entre el error de tipo I y el error de tipo II. Al igual que en el enfoque de señales, reducir uno de los errores tiene el coste de aumentar el otro. Así, un valor alto en dicho punto de corte reducirá el error de tipo II o número de falsas alarmas predichas, mientras que un valor bajo permitirá acertar un mayor número de crisis a costa de aumentar el número de crisis mal predichas. Dado que el objetivo del modelo es anticipar una crisis para poder

aplicar las medidas necesarias que permitan frenarla, se suele priorizar la búsqueda de minimizar el error de tipo I.

Del análisis del poder predictivo de los sistemas de alerta existentes en la literatura empírica, se extrae como conclusión su utilidad como método sistemático, objetivo y consistente para predecir episodios de crisis cambiarias, sin embargo, los sistemas de alerta anticipada muestran resultados mixtos en términos de la exactitud de la predicción. La definición de la muestra a analizar juega un papel muy importante en los resultados obtenidos, ya que el momento temporal y el espacio geográfico analizado exigirán la inclusión de determinados indicadores en el análisis. Así, en economías abiertas, resultará de interés analizar los problemas de competitividad, mientras que en países de la región latinoamericana, será importante tener en cuenta variables que midan los problemas internos de liquidez. En México, la crisis se debe a una mala gestión de las finanzas del gobierno, mientras que las crisis asiáticas encuentran su justificación en la debilidad del sector privado bancario.

En resumen, todo sistema de alerta anticipada es útil para predecir crisis pero, sin embargo, su perfeccionamiento aún no está concluido, ya que siguen emitiendo un número elevado de falsas señales y crisis perdidas. Por ello, resulta aconsejable complementar los resultados obtenidos a través de estos sistemas con investigaciones más profundas de las economías a analizar.

II.3. MODELOS EMPÍRICOS PARA LA PREDICCIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS

En este apartado se presentan algunos de los diseños elaborados en la construcción de sistemas de alerta anticipada. Dentro de la amplia gama de este tipo de desarrollos que es posible encontrar en la literatura empírica, la selección de los que aquí se presentan se ha realizado en función de los siguientes criterios:

- La representatividad de los mismos dentro de la literatura empírica. Así, la metodología empleada por Kaminsky, Lizondo y Reinhart (enfoque de señales), Eichengreen, Rose y Wyplosz (enfoque econométrico) y por Frankel y Rose (identificación de crisis como una brusca depreciación del tipo de cambio) han servido de base para posteriores desarrollos que, partiendo de estos trabajos iniciales, han introducido mejoras a los sistemas a través de ampliación de la muestra o inclusión de nuevas variables explicativas. El indicador de riesgo elaborado por J.P. Morgan también se incluiría en este tipo de estudios, ya que es el primero elaborado por un banco de inversión.

- Actualidad de los trabajos publicados. En este sentido, y exceptuando los estudios seleccionados en función del criterio anterior, el resto fueron elaborados a partir del año 1999. En todos estos estudios, la inclusión de las crisis más recientes en las muestras analizadas, permite la identificación de nuevos indicadores adelantados más relacionados con la situación económica del entorno internacional actual.
- Aportación metodológica. Se han seleccionado aquellos estudios que amplían los desarrollos metodológicos básicos permitiendo mejorar los resultados de los modelos. Así, en Edison (2000) se calcula la probabilidad de ocurrencia de una crisis a partir del índice compuesto elaborado con el enfoque de señales; en Hawkins y Klaw (2002) se aplican técnicas econométricas para contrastar la validez de los índices elaborados con el enfoque de señales; en Berg y Pattillo (1999) se contrastan los resultados de modelos que utilizan distintas metodologías; Bussiere y Fratzscher (2002) introducen el uso de un Logit con datos de panel y un Logit multinomial para estimar la probabilidad de crisis; Kumar, Moorthly y Perraudin (2002) utiliza como índice de presión especulativa una medición de las variaciones registradas en las inversiones realizadas en moneda extranjera; y Komulainen y Lukkarila amplían la selección de indicadores otorgando un mayor peso a aquellos relacionados con el sector bancario.
- Por último, se han seleccionado algunos de los trabajos cuyo análisis se centra en el estudio del área latinoamericana, por ser esta la región que centrará el análisis empírico desarrollado en este estudio. Dentro de los análisis que cubren este objetivo se encuentran los de Kamin y Babson (1999), Herrera y García (1999) y Díez y Ortiz (2001).

Los estudios analizados son presentados en función del enfoque utilizado en su desarrollo. Así, se muestran cuatro estudios que utilizan el enfoque de señales y diez elaborados según el enfoque econométrico.

II.3.1. ENFOQUE DE SEÑALES

El primero de los estudios presentados en este apartado corresponde al trabajo pionero en el uso del enfoque de señales y es el desarrollado por Kaminsky, Lizondo y Reinhart. Los autores realizan el análisis para una muestra con datos de periodicidad mensual desde 1970 hasta 1995, e incluyen tanto el análisis de economías en desarrollo como economías emergentes. Siguiendo la metodología del enfoque de señales seleccionan un conjunto de indicadores a partir de cuyo análisis es posible anticipar episodios de presión especulativa.

Los trabajos posteriores amplían y mejoran el estudio de Kaminsky, Lizondo y Reinhart. Herrera y García (1999) realizan un análisis similar aplicado únicamente a países de la región latinoamericana. La mayor homogeneidad en los países incluidos en la muestra permite obtener unos mejores resultados. Los datos utilizados son también de periodicidad mensual y abarcan el período comprendido entre 1970 y 1999. Complementan el análisis univariante de los indicadores adelantados, construyendo un índice compuesto a partir del cual es posible obtener una medida cuantitativa sobre la vulnerabilidad registrada en cada país.

El trabajo presentado por Edison (2000) amplía la muestra utilizada en Kaminsky, Lizondo y Reinhart, tanto en lo que se refiere al número de países (también trabajan con economías desarrolladas y en desarrollo) como en lo que respecta al período muestral (desde 1970 hasta 1999). Por otro lado, incorpora en el análisis nuevas variables explicativas no utilizadas en trabajos anteriores. Los resultados del análisis se agregan en un índice compuesto según el número de señales emitidas por los indicadores. El resultado del índice se transforma en una probabilidad, por lo que como resultado del sistema, se obtiene una cuantificación de la probabilidad de ocurrencia de una crisis.

El trabajo más reciente es el publicado por Hawkins y Klau (2002). La muestra analizada está formada por datos que abarcan el período de 1993 a 1998, referidos a economías emergentes, y con una periodicidad trimestral. En este estudio, el enfoque de señales es utilizado para elaborar tres índices que registran puntuaciones sobre la vulnerabilidad de los países. Estos índices tratan de medir la presión del mercado financiero, la vulnerabilidad externa y la debilidad del sector bancario. El trabajo se completa con un análisis econométrico que corrobora los resultados obtenidos con el enfoque de señales.

A continuación se presentan con un mayor grado de detalles cada uno de estos trabajos. Para cada uno, tras un breve apartado en el que se resume la aportación del modelo así como la muestra seleccionada (países incluidos en el análisis, período muestral, periodicidad de la información y número de crisis identificadas), se desarrollan, en los siguientes epígrafes, el método utilizado en la identificación de los episodios de crisis, las variables explicativas utilizadas, la metodología seguida en el análisis, así como los principales resultados obtenidos.

1. Kaminsky, Lizondo y Reinhart (julio 1997)

Ficha técnica

Objetivo: Seleccionar un conjunto de indicadores económicos útiles para anticipar un episodio de presión especulativa en el mercado financiero que puede terminar o no provocando una crisis cambiaria.

Datos muestrales:	
Países:	15 economías en desarrollo y 5 economías industrializadas
Periodo muestral:	1970 - 1995
Periodicidad de la información:	Mensual
Número de crisis:	76

Definición de crisis cambiaria

Elaboran un índice de presión del mercado cambiario que se define como una media ponderada de la variación mensual del tipo de cambio nominal y de las reservas medidas en dólares. La ponderación se elige de manera que los dos componentes del índice tengan la misma varianza. Una depreciación y una caída de las reservas (ya que éstas se introducen con signo negativo) aumentan el valor del índice, por lo que crecimientos de éste indican un mayor ataque especulativo. Los períodos en que el índice supera su media más tres veces la desviación típica se definen como crisis.

La existencia en la muestra de países que han registrado períodos de hiperinflación, obliga a dividirla en dos grupos de países que diferencia a aquellos que han registrado una inflación superior al 150% durante 6 meses y el resto. En cada uno de los subgrupos, las crisis se identifican definiendo una media y varianza diferente para cada submuestra.

El horizonte temporal o período para el que se espera que el indicador sea capaz de anticipar crisis, abarca 24 meses. Por lo que se identificará una crisis cuando el valor del índice supere la media del mismo más tres veces la desviación típica, para cada una de las submuestras, durante los 24 meses siguientes.

Variables explicativas

La elección de variables se realiza atendiendo a los estudios previos y a la disponibilidad de información con periodicidad mensual. Los indicadores utilizados son:

- Reservas internacionales en dólares.
- Importaciones en dólares.
- Exportaciones en dólares.
- Relación real de intercambio, definida como el valor unitario de las exportaciones sobre el valor unitario de las importaciones.
- Desviaciones del tipo de cambio real de su tendencia (en porcentaje).
- Diferencial entre el tipo de interés real de depósitos nacional e internacional.
- Exceso del equilibrio real M1. Esta variable se define como la diferencia entre el valor de M1 en términos reales y la demanda estimada de M1 (utilizando como variables explicativas el PIB real, la inflación y una variable que recoge la tendencia).
- El multiplicador monetario de M2.
- El ratio de crédito nacional sobre PIB.
- El tipo de interés real en depósitos.
- El ratio de tipo de interés de préstamo y depósito.
- El stock de los depósitos bancarios comerciales (en términos nominales).
- El ratio de masa monetaria (convertida en moneda extranjera) sobre reservas internacionales.
- Un índice de crecimiento.
- Un índice de mercado bursátil (medido en dólares).

Todas las variables excepto la desviación del tipo de cambio real, el exceso del equilibrio real M1 y las variables relacionadas con el tipo de interés, se expresan en tasa de variación interanual. Este cálculo permite realizar comparaciones entre países y eliminar el componente estacional de las variables.

Metodología

Para identificar cuando un indicador emite una señal es necesario definir un punto de corte, el cual se selecciona minimizando el número de falsas señales y crisis perdidas

emitidas, lo que se mide a través del ratio ruido-síñal. Estos puntos de corte se definen para cada indicador en términos de percentiles. Así, si el percentil seleccionado es el número 10, el umbral es el valor del indicador que deja por debajo de él el 10% de las observaciones muestrales. El uso del percentil tiene la ventaja de facilitar el tratamiento de países con evoluciones históricas de sus indicadores diferentes. Mientras que el percentil es uniforme para todos los países, el valor específico del punto de corte variará entre países. Se realizaron pruebas con percentiles entre el 10 y el 20 y se seleccionaron aquellos que en cada indicador minimizaban el ratio ruido-síñal.

Análisis de resultados

Para examinar la efectividad de los indicadores individualmente se utilizan diversos criterios: el porcentaje de crisis correctamente predichas, el porcentaje de buenas señales emitidas sobre el total de observaciones en las que una buena señal pudo haberse emitido, el porcentaje de falsas señales sobre el número de periodos en los que las falsas señales podían haber sido emitidas, el ratio ruido-síñal, la diferencia entre la probabilidad de que ocurra una crisis condicionada a que el indicador emita una señal y la probabilidad de que ocurra una crisis, y el tiempo de anticipación de la señal. Los dos mejores y peores indicadores según cada criterio se muestran en el cuadro II.3.

Cuadro II.3. Principales resultados de Kaminsky, Lizondo y Reinhart (1997)

Criterio	Mejores indicadores	Peores indicadores
% crisis correctas	Tipo de interés real (89) Diferencial tipo de interés (86)	Depósitos bancarios (49) Importaciones (54)
% buenas señales sobre posibles buenas señales	Tipo de cambio real (25) Reservas internacionales (22)	Importaciones (9) Diferencial tipo de interés (11)
% falsas señales sobre posibles falsas señales	Tipo de cambio real (5) Exportaciones (7)	Relación intercambio (15) Multiplicador M2 (12)
Ratio ruido-síñal	Tipo de cambio real (0,19) Exportaciones (0,42)	Ratio tasa préstamo/depósito (1,69) Depósitos bancarios (1,20)
Prob(condicional)-Prob(crisis)	Tipo de cambio real (39) Exportaciones (20)	Ratio tasa préstamo/depósito (-9) Depósitos bancarios (-4)
Tiempo de anticipación de la señal	Tipo de cambio real (17) Tipo de interés real (17)	Crédito nacional/PIB (12) Ratio tasa préstamo/depósito (13)

Fuente: Elaboración propia a partir de Kaminsky, Lizondo y Reinhart (1997)

El ratio ruido-síñal es el criterio generalmente utilizado para realizar la selección de indicadores ya que evalúa no sólo el acierto de crisis, sino también las falsas señales emitidas. Un valor superior a 1 en este ratio indica que el indicador introduce un ruido excesivo en la predicción de crisis, por lo que éstos indicadores deben ser eliminados

del análisis. En este caso los indicadores eliminados con este criterio son: el ratio del tipo de interés préstamo y depósito, los depósitos bancarios, las importaciones y el diferencial del tipo de interés real. Por otro lado, los indicadores eliminados coinciden con los que obtienen una probabilidad de crisis condicionada a que el indicador emita una señal menor que la probabilidad de crisis, confirmando su nula utilidad para predecir un episodio de crisis.

Para establecer un ranking de indicadores es importante tener en cuenta que desde el punto de vista de un político que necesita predecir una crisis para implementar medidas, no es igual de importante un indicador que emite una señal con suficiente antelación que uno que la emite cuando la crisis es inminente. Por ello, otro criterio de selección que se utiliza es el número de meses que pasan desde que el indicador emite la primera señal hasta que la crisis ocurre. Todos los indicadores emiten una señal con una antelación que va desde el año hasta el año y medio antes de que la crisis ocurra, siendo el tipo de cambio real el que registra el mejor resultado.

Como conclusión se podría decir que las variables que registran mejores resultados son las exportaciones, desviaciones del tipo de cambio real de su tendencia, el ratio de masa monetaria sobre el crecimiento de las reservas internacionales, la producción y el índice bursátil. No se obtienen buenos resultados para los indicadores de importaciones, el diferencial entre el tipo de interés real nacional e internacional, el ratio del tipo de interés de préstamo y depósito y los depósitos bancarios.

2. Santiago Herrera y Conrado García (agosto 1999)

Ficha técnica

Objetivo: siguiendo la metodología de Kaminsky, Lizondo y Reinhart, se pretende desarrollar un sistema de alerta anticipada para los países de Latinoamérica. Existen tres diferencias respecto al desarrollo de Kaminsky y Reinhart:

- Se busca un sistema simple y operativo. La disponibilidad de los datos incluidos es una de las características más importantes en la elección de variables.
- Con el objeto de obtener una medida global de la vulnerabilidad de un país, se construye un índice compuesto agregando las variables. Una señal se emite cuando el valor de dicho índice supera un punto de corte determinado. Para identificar dicho punto de corte se utilizan diversos modelos en función de que el valor de dicho índice se desvíe de su tendencia a largo o corto plazo.
- Está enfocado únicamente en países de la región Latinoamérica.

<u>Datos muestrales:</u>	
Países:	Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, México, Perú y Venezuela.
Periodo muestral:	1980 - 1998
Periodicidad de la información:	Mensual
Nº de crisis:	64

Definición de crisis cambiaria

Se define un índice de presión especulativa tal que:

$$ISP = \Delta\% \text{ tipo de cambio} + \Delta\% \text{ tipo interes} - \Delta\% \text{ reservas internacionales}$$

Todas las variables, expresadas en porcentaje de variación mensual, fueron previamente estandarizadas. No se utilizan ponderaciones ya que se demuestra que las diferencias entre calcular la media ponderada o una simple suma de las variables son pequeñas. Una crisis se define como un valor de $ISP_t > \mu + 1,5\sigma$, donde μ es la media muestral y σ es la desviación típica. Para aquellos países con una elevada inflación (Argentina, Brasil y Perú) se divide la muestra en dos submuestras, periodos de elevada y baja inflación, para determinar umbrales diferentes en cada periodo. Se encuentran un total de 64 crisis.

El horizonte temporal empleado es de 24 meses. Para contrastar la eficiencia de este periodo se realiza una prueba para un horizonte temporal de 18 meses obteniéndose unos resultados muy similares.

Variables explicativas

Se utilizan como variables explicativas:

- el ratio M2 sobre reservas (M2/R);
- el crecimiento del crédito interno real (DCG);
- el tipo de cambio real (REER);
- la tasa de inflación (π).

Con estas variables, estandarizadas, se construye el siguiente índice de vulnerabilidad macroeconómica (IMV) para cada país

$$IMV=REER+DCG+M2/R+\pi$$

Mientras que en el método de Kaminsky, Lizondo y Reinhart cada indicador individual emitía una señal, en este caso la señal es extraída del índice compuesto. Este procedimiento asume que todos los indicadores se mueven más o menos en la misma dirección o tienen un elemento común en su comportamiento anterior a la crisis. Si esto no ocurre así el indicador no será bueno, ya que no emitirá una señal.

En una segunda etapa, con objeto de mejorar los resultados se añade como nueva variable explicativa un índice bursátil, y se construye el índice IMVEQ como

$$IMVEQ=REER+DCG+M2/R+\pi +EQ$$

donde EQ es el índice bursátil en moneda local deflactado por el IPC. El coste de introducir esta variable es perder información de los primeros años de la muestra, ya que no existen datos disponibles de esta variable hasta 1986.

Metodología

Una vez que el índice es construido es necesario definir un umbral por encima del cual se considera que se registra un nivel anómalo. Se utilizan cuatro métodos para definir el umbral: desviaciones del índice con respecto a su nivel a largo plazo (definido como la tendencia Hodrick-Prescott), el índice en niveles (no filtrado), desviaciones del índice con respecto a una media móvil a CP (6 meses) y los residuos de un modelo ARIMA que estima el IMV.

Desviaciones de la tendencia: modelo DT

Para determinar cual es la tendencia de la serie a largo plazo se podría utilizar, como en algunos trabajos del FMI, una media móvil de 3 años. Sin embargo, este procedimiento introduce autocorrelación lo que conduciría a emitir señales de crisis en periodos próximos. Es por ello que se utiliza el filtro de Hodrick-Prescott. El IMV señala una crisis cuando supera un umbral determinado por la media más 1,5 la desviación típica. Una característica común de todos los IMV calculados es que su volatilidad cambia con el tiempo. Muchos índices presentan gran volatilidad desde mediados de los ochenta hasta comienzos de los noventa, por lo que la desviación típica calculada fue la estimada a través de un modelo de heterocedasticidad condicional autorregresiva generalizada (GARCH).

El modelo en niveles

El modelo anterior supone implícitamente que las desviaciones temporales de las variables de su tendencia proveen información sobre las crisis futuras, pero la tendencia en sí misma no se incluye como una variable que mida la vulnerabilidad de un país. Debido a que ésta debería aportar información útil al modelo se calcula el índice IMV con las variables en niveles. Los umbrales se construyen con la desviación típica condicional estimada por un modelo GARCH para el IMV de cada país, siguiendo el mismo mecanismo que en el modelo anterior. Una señal es emitida si el IMV excede la media más 1,5 la desviación típica.

El modelo chartista (media móvil)

Una crítica al enfoque anterior es que el cálculo de la tendencia a largo plazo puede conducir a error, por lo que otro método alternativo es comparar la variable IMV con su tendencia a corto plazo. Basándose en el test de causalidad de Granger la media móvil de 6 meses fue la seleccionada para medir la tendencia a corto plazo. Una señal es emitida cuando el IMV excede la media móvil de 6 meses.

Los residuos de un modelo ARIMA

Se supone que una crisis es más probable que ocurra cuando el conjunto de indicadores tienen un comportamiento extraño. El comportamiento normal o regular es el descrito por un modelo ARIMA para el IMV, de forma que los residuos recogerán las desviaciones de ese comportamiento normal. En teoría el residuo debería ser un ruido blanco con media cero, pero algunos residuos se desviarán aleatoriamente del comportamiento normal. Se construye una media móvil de los residuos y una señal es emitida cuando el estadístico excede el valor cero.

Resultados

Para evaluar cada modelo se utilizan cuatro estadísticos:

- El error de tipo I.
- El error de tipo II.
- El ratio ruido-síñal
- La probabilidad de que una crisis ocurra cuando se emite una señal.

En el siguiente cuadro se presentan los resultados obtenidos, para cada país y para el modelo que ha presentado un mejor comportamiento en cada caso, de acuerdo a

cuatro criterios: minimizar la suma del error de tipo I y tipo II, minimizar el error de tipo I, minimizar el ratio ruido-síñal y maximizar la probabilidad de que ocurra una crisis emitida una señal. Se presentan los resultados obtenidos con el índice que no incluye como variable explicativa el índice bursátil (IMV) y el que la incluye (IMVEQ).

Cuadro II.4. Principales resultados de Herrera y García (1999)

País Modelo seleccionado	Error tipo I IMV - IMVEQ	Error tipo II IMV - IMVEQ	Ratio ruido-síñal IMV - IMVEQ	Probabilidad IMV - IMVEQ
Argentina Modelo ARIMA	0,55 – 0,49	0,37 – 0,30	0,83 – 0,59	0,65 – 0,7
Brasil Modelo chartista	0,42 – 0,47	0,14 – 0,24	0,25 – 0,45	0,93 – 0,93
Chile Modelo en niveles	0,60 – 0,40	0,11 – 0,13	0,27 – 0,22	0,88 – 0,84
Colombia Modelo ARIMA	0,41 – 0,35	0,16 – 0,10	0,28 – 0,16	0,92 – 0,91
Ecuador Modelo ARIMA	0,52 – 0,41	0,24 – 0,26	0,49 – 0,45	0,90 – 0,83
México Modelo en niveles	0,43 – 0,66	0,17 – 0,02	0,30 – 0,05	0,87 – 0,96
Perú Modelo en niveles	0,75 – 0,42	0,12 – 0,13	0,47 – 0,22	0,79 – 0,60
Venezuela Modelo en niveles	0,74 – 0,63	0,05 – 0,08	0,19 – 0,23	0,93 – 0,95

Fuente: Elaboración propia a partir de Herrera y García (1999)

Independientemente de que se utilice el índice con o sin índice bursátil, el modelo, para cada país, que presenta un mejor ajuste siempre es el mismo, y es el que se especifica para cada caso en el cuadro II.4. En la mayoría de los casos el modelo en niveles es el que registra mejores resultados, excepto en Argentina y Colombia donde el preferido es el modelo ARIMA, y en Brasil donde es elegido el modelo chartista.

Por otro lado, la inclusión del índice bursátil en el cálculo del índice de vulnerabilidad macroeconómica mejora considerablemente los resultados de los modelos para la mayoría de los casos, con la excepción de Brasil y Venezuela. Estos peores resultados pueden ser debidos a la exclusión de parte del periodo muestral cuando se incluye el índice bursátil.

En cuanto a la anticipación con que las señales son emitidas, los resultados son favorables. En Brasil, Chile y Perú, el 50% de las señales fueron emitidas 12 meses antes de la crisis. En México y Venezuela cerca del 50% de las señales fueron

emitidas 6 meses antes de la crisis. El peor comportamiento es el de Argentina donde un año antes de la crisis solo el 40% de las señales fueron emitidas.

Se realizan algunas pruebas para medir la capacidad del modelo de predecir crisis fuera del periodo muestral, en concreto se trata de predecir la crisis de Brasil en enero de 1999, la de Ecuador en febrero de 1999, la de Colombia en septiembre de 1998 y la de México en 1994. Para ello se estiman modelos individuales para cada país para una muestra de cinco años que comienza dos años antes de que se inicie la crisis. El número de señales emitidas durante los 24 meses anteriores a la crisis, para cada país y para el modelo que mejores resultados ofrece, es de 13 señales en la crisis brasileña, 14 en la colombiana, 20 en la mexicana y 23 en Ecuador.

3. Edíson (julio 2000)

Ficha técnica

Objetivo: mejora el sistema desarrollado por Kaminsky, Lizondo y Reinhart ampliando la muestra de países y añadiendo más variables explicativas. Agrega los resultados obtenidos a través del análisis individual de las variables, en un índice compuesto que permite estimar una probabilidad de crisis. Por otro lado, para testar la sensibilidad de los resultados ante cambios en la definición de crisis, se reestima el modelo utilizando una definición de crisis alternativa.

<u>Datos muestrales:</u>	
Países:	28 países, correspondientes a economías desarrolladas y mercados emergentes, pertenecientes a tres grupos de regiones: <ul style="list-style-type: none">- Latinoamérica: Argentina, Bolivia, Brasil, Colombia, Chile, México, Perú, Uruguay y Venezuela;- Asia: Indonesia, Malasia, Filipinas, Corea, Tailandia, India, Pakistán, Sri Lanka y Singapur;- Otros: Dinamarca, Finlandia, Israel, Noruega, España, Suecia, Portugal, Turquía, Grecia y Sudáfrica.
Periodo muestral:	1970 – 1999
Periodicidad de la información:	Mensual
Nº de crisis:	94

Definición de crisis cambiaria

Se construye un índice de presión del mercado cambiario para cada país. Este índice se calcula como la media ponderada de cambios en el tipo de cambio nominal y el porcentaje de cambio en las reservas internacionales. Las ponderaciones son tales

que los dos componentes del índice tengan la misma volatilidad. La expresión del índice es:

$$emp_t = \% \Delta e_t - \alpha_1 \% \Delta r_t$$

Donde e_t es el tipo de cambio en el momento t , r_t es el nivel de reservas internacionales, α_1 es el ratio de la desviación típica de la tasa de variación del tipo de cambio sobre la desviación típica de la tasa de variación de las reservas. El tipo de cambio aparece con signo positivo y las reservas con signo negativo, de tal manera que una depreciación del tipo de cambio y una caída en el nivel de reservas elevan el índice de presión especulativa.

Un episodio se define como crisis cuando el índice supera un umbral, de tal manera que,

$$\begin{aligned} \text{Crisis} &= 1 && \text{si } emp_t > 2,5 \sigma_{emp} + \mu_{emp} \text{ durante los 24 meses anteriores} \\ &= 0 && \text{en caso contrario} \end{aligned}$$

Donde σ_{emp} y μ_{emp} son la desviación típica y la media de emp respectivamente. Una crisis ocurre cuando el índice de presión es superior a la media más 2,5 veces la desviación típica.

El índice de presión del mercado cambiario se calcula para los 20 países del modelo, de tal manera que los valores del índice y del umbral varían entre países. En los países en que hubo hiperinflación se definen dos umbrales, uno para periodos normales y otro para periodos de hiperinflación.

VARIABLES EXPLICATIVAS

Realiza una primera estimación utilizando las mismas variables explicativas que las incluidas en Kaminsky, Lizondo y Reinhart, para posteriormente ampliar el análisis incluyendo el nivel de M2 sobre las reservas internacionales, la variación en el ratio deuda a corto plazo sobre reservas internacionales, el nivel de deuda a corto plazo sobre reservas internacionales y, una nueva categoría de variables que se relacionan con variables externas o del entorno global, donde se encuentra el PIB de los países del G-7, el PIB de Estados Unidos, el tipo de interés de Estados Unidos y los precios del petróleo.

Para la mayoría de estas variables el indicador se define como la tasa de variación con respecto al año anterior. El uso de la tasa interanual permite comparar las variables entre países y transformarlas en variables estacionarias sin efectos estacionales. Esta transformación no fue usada para la desviación del tipo de cambio real de su tendencia, el exceso del equilibrio real de M1 y las variables de tipo de interés.

Metodología

En una primera etapa, se sigue un enfoque univariante donde cada variable se analiza por separado. Para cada variable se define un umbral que cuando se supera se identifica con una señal de alerta de que la crisis puede ocurrir. El umbral, X_{bar} , se determina minimizando el ratio de ruido-síñal, tal que:

$$S_t = 1 \quad \text{si} \quad |X_t| > |X_{bar}|$$
$$S_t = 0 \quad \text{si} \quad |X_t| \leq |X_{bar}|$$

Los valores se expresan en valor absoluto ya que la probabilidad de crisis aumentará según que el valor supere por encima o por debajo el umbral, dependiendo de la variable explicativa de la que se trate. El umbral es definido en función del percentil de la distribución del indicador por país. Así, el percentil es el mismo entre países pero el valor del umbral varía. El uso de los percentiles elimina la dificultad de trabajar con países diferentes con una distribución de las variables diferente. Los resultados obtenidos muestran que para el conjunto de variables analizadas el umbral se sitúa entre el percentil 10 y 20, situándose la mayoría en el percentil 10.

En una segunda etapa, se agregan los resultados obtenidos en el análisis univariante, construyendo un indicador compuesto que sirve para estimar la probabilidad de crisis. Para la construcción del indicador compuesto se siguen dos metodologías. En principio, si todos los indicadores emiten una señal de crisis, la probabilidad de que ésta ocurra en el futuro será la más alta posible. Por lo tanto, una de las maneras de identificar la vulnerabilidad de un país a una crisis es contar el número de señales que son emitidas. Utilizando este criterio, el primer índice compuesto se construye sumando el número de indicadores que en un momento determinado emiten una señal de una futura crisis. El segundo método pondera las señales emitidas por los indicadores, dando más peso a aquellos indicadores que más útiles han resultado en la anticipación de una crisis. Los pesos que se utilizan son el inverso del ratio ruido-

señal, de tal manera que aquellos indicadores con un bajo ratio reciben un mayor peso.

Para extrapolar a partir de los valores del índice compuesto la probabilidad de que ocurra una crisis en el futuro se utiliza la siguiente expresión:

$$P(C_{t,t+h} / I_i^2 < I_t^2 < I_j^2) = \frac{\sum \text{meses con } I_i^2 < I_t^2 < I_j^2 \text{ donde una crisis ocurrió en } h \text{ meses}}{\text{meses con } I_i^2 < I_t^2 < I_j^2}$$

donde P es la probabilidad, $C_{t,t+h}$ es la ocurrencia de una crisis en el intervalo desde t hasta $t+h$, h es el horizonte temporal de predicción (24 meses), I^2 es el índice compuesto, y i y j hacen referencia a los valores más altos y bajos para el índice. Por tanto, $P(C_{t,t+h} / I_i^2 < I_t^2 < I_j^2)$ denota la probabilidad de que una crisis ocurra los h meses siguientes desde t , dado que el índice compuesto cae dentro del rango I_i^2 y I_j^2 .

Resultados

El criterio utilizado para medir la utilidad de los indicadores para predecir crisis es el valor del ratio ruido-señal. Los resultados del modelo original (el que incluye los mismos países y variables explicativas definidas en Kaminsky, Lizondo y Reinhart) y el modelo ampliado (que incluye un mayor número de variables explicativas y 8 nuevos países) se muestran en el cuadro II.5.

Todas las nuevas variables incluidas en el modelo ampliado obtienen un ratio ruido-señal inferior a uno, aunque el tipo de interés de Estados Unidos y el precio del petróleo, registran un valor muy próximo a la unidad. Las variables que en el modelo inicial registran un ratio ruido-señal superior a la unidad (importaciones, depósitos bancarios comerciales, diferencial del tipo de interés real, y el ratio del tipo de interés préstamo/depósito) coinciden con las que obtienen los mayores valores para este mismo ratio en el modelo ampliado.

Cuadro II.5. Principales resultados de Edison (2000)

	Modelo inicial	Modelo ampliado
Tipo de cambio real	0,22	0,26
Variación deuda/reservas	-	0,40
Nivel M2/reservas	-	0,47
Nivel deuda/reservas	-	0,47
M2/reservas	0,54	0,52
Reservas	0,57	0,53
Exceso equilibrio M1	0,60	0,55
Índice bursátil	0,57	0,57
Producción USA	-	0,58
Producción G-7	-	0,58
Producción	0,57	0,59
Exportaciones	0,52	0,60
Tipo de interés real	0,69	0,66
Crédito nacional/PIB	0,63	0,75
Multiplicador M2	0,89	0,86
Importaciones	1,20	0,88
Depósitos bancarios comerciales	1,05	0,94
Tipo interés USA	-	0,97
Precio petróleo	-	0,99
Diferencial tipo de interés real	1,20	1,00
Ratio tipo préstamo/deposito	2,30	2,70

Fuente: Edison (2000)

El mejor indicador, en ambos casos, es el tipo de cambio real, resultado que coincide con el obtenido en el modelo original de Kaminsky, Lizondo y Reinhart. Atendiendo al modelo ampliado, las señales que mejor anticipan la ocurrencia de una crisis son la apreciación del tipo de cambio real (en relación a su tendencia), un alto ratio de deuda a corto plazo sobre reservas, un alto ratio de M2 sobre reservas, pérdidas en las reservas internacionales, y una caída en los índices bursátiles.

Respecto a los resultados obtenidos a través del indicador compuesto, merece la pena destacar que si bien la probabilidad estimada se adecua a la real para algunos países de la muestra, no es capaz de captar debilidades en otros casos. Si bien la probabilidad de crisis incrementa antes de la crisis mexicana de 1994 y de la crisis brasileña en 1999, no en todos los países asiáticos se identifican los episodios de crisis que registraron en 1997.

Por último, para medir la sensibilidad de los resultados ante cambios en la definición de crisis, se reestima el modelo utilizando la definición de crisis utilizada por Frankel y Rose (depreciación nominal de la moneda superior al 25% en un año, y superior a la del año anterior en un margen de al menos un 10%).

Reestimando de nuevo el modelo utilizando la nueva definición de crisis, el resultado es que utilizando el criterio del ratio ruido-síñal, el indicador que mejor anticipa una crisis vuelve a ser la desviación del tipo de cambio real de su tendencia, seguido de cambios en el índice bursátil, crecimiento de las exportaciones, y cambios en el ratio de deuda a corto plazo sobre reservas. Por lo que los resultados no cambian significativamente al utilizar distintas definiciones de crisis.

4. Hawkins y Klau (agosto 2002)

Ficha técnica

Objetivo: medir la vulnerabilidad que un país presenta a episodios de presión en los mercados financieros, para lo que se utiliza la construcción de tres índices: índice de presión financiera, índice de vulnerabilidad externa y el índice de vulnerabilidad del sistema bancario.

<u>Datos muestrales:</u>	
Países:	24 economías emergentes
Período muestral:	1993 - 1998
Periodicidad de la información:	Trimestral

Variables explicativas y metodología empleada

Para los autores, una crisis es una excesiva presión en los mercados financieros que surge debido a varias razones en una economía vulnerable. La presión sobre el mercado financiero puede deberse a situaciones políticas, desastres naturales o contagio, fenómenos todos impredecibles. Pero a menudo las crisis ocurren por un deterioro en varios aspectos de la economía real y/o del sector financiero que aumentan la vulnerabilidad del país a este tipo de shocks impredecibles. Tales incrementos de la vulnerabilidad pueden ser medidos a través de índices.

Con este objetivo construyen tres índices utilizando indicadores ponderados y reescalándolos de tal forma que la máxima puntuación de cada uno de ellos sea 10. El

primero es un índice mensual de presión en los mercados financieros, el segundo es un índice de vulnerabilidad en el exterior, y el tercero un índice de vulnerabilidad del sector bancario.

Índice de presión financiera

La primera señal de que una economía está bajo presión es una depreciación del tipo de cambio. Sin embargo, las autoridades monetarias pueden aguantar el ataque durante algún tiempo introduciendo reservas en el mercado o elevando los tipos de interés, por lo que utilizan un índice de presión del mercado que incluye los tres componentes. La variable tipo de interés la incluyen en términos reales, mientras que el tipo de cambio se introduce en la ecuación dos veces, como la variación sobre los tres meses anteriores (para dar más importancia a los movimientos más recientes) y como la variación en un año (para no incluir movimientos que se refieren a procesos de depreciación que siguen a etapas de apreciación).

El índice de vulnerabilidad externa.

Se utiliza el tipo de cambio efectivo real, el déficit por cuenta corriente, y la tasa de crecimiento de las exportaciones. Las variables de tipo de cambio y exportaciones se expresan en variaciones interanuales. Esta elección es arbitraria y se podría haber sustituido por una variación respecto a un periodo tranquilo, pero la definición del mismo es compleja teniendo en cuenta que el análisis es multipaís.

Índice de la vulnerabilidad del sistema bancario.

La dificultad para encontrar series históricas de las variables de esta área obliga al uso de cinco proxys para medir la vulnerabilidad del sistema bancario:

- Tasa de crecimiento del crédito bancario nacional: un rápido crecimiento del crédito a menudo se asocia con una caída del riesgo del crédito y con la aparición de burbujas especulativas.
- El crecimiento de los préstamos de los bancos internacionales. Un incremento de esta variable implica un aumento de la cantidad de moneda extranjera.
- Los préstamos bancarios denominados en moneda extranjera frente a los préstamos nacionales, ya que a medida que crece el ratio más incrementa la exposición al riesgo cambiario.

- El nivel del tipo de interés real. Un tipo de interés muy alto puede generar problemas en el pago de las deudas por parte de los bancos, mientras que con tasas bajas es más difícil atraer depósitos.
- El tipo de interés nacional en relación al de Estados Unidos. Un diferencial alto positivo crea un incentivo a pedir prestado fuera, mientras que un diferencial negativo implica que el crédito nacional se mantiene muy barato.

La metodología empleada en su análisis difiere en parte del enfoque de señales, ya que los índices construidos no se utilizan para emitir señales sino para medir la vulnerabilidad de distintos países. Es por ello, que cada índice no se transforma en una variable dicotómica a partir de un umbral seleccionado, sino que sus valores se interpretan como mayor vulnerabilidad cuanto más elevada sea la puntuación del indicador.

Partiendo de las variables explicativas incluidas en cada índice, para agregar los resultados se transforma la valoración de cada variable individual en una escala con cinco valores (-2, -1, 0, 1 y 2). Cada índice es una suma ponderada de las variables explicativas usadas, que tomará como máximo un valor de 10. Las ponderaciones se mantienen iguales entre todas las variables y dependerá del número de éstas que incluya cada índice.

Resultados

Si bien los tres indicadores anticipan la crisis de 1997 al registrar, durante el período anterior, puntuaciones altas, el que registra un peor comportamiento es el índice de vulnerabilidad del sector bancario, en parte, por los problemas derivados en la accesibilidad a los datos de las variables que lo componen.

Para completar el análisis, los autores realizan un ejercicio, a través de un enfoque econométrico, utilizando como endógena el índice de presión del mercado cambiario en función de valores pasados de la endógena, así como del índice de vulnerabilidad externa y del sector bancario. Aunque admiten que el ejercicio no es muy riguroso, ya que ambos índices de vulnerabilidad se encuentran correlacionados, encuentran un cierto poder predictivo en las variables explicativas que utilizan para explicar la evolución del índice de presión del mercado. El resultado es consistente con la noción de que los desequilibrios en los fundamentos generan presiones sobre el tipo de cambio, en otras palabras, las crisis no ocurren por casualidad.

Se realizaron también regresiones entre las variables explicativas individuales y sus respectivos índices de vulnerabilidad. El tipo de cambio real es la variable con mayor poder explicativo para medir la sostenibilidad externa, mientras que el tipo de interés real es la variable más importante para medir la vulnerabilidad del sector bancario. Como ocurre en otros estudios empíricos, no se obtiene una significatividad estadística aceptable para la variable que mide el saldo de la balanza por cuenta corriente.

II.3.2. ENFOQUE ECONOMETRICO

Dentro de los estudios que utilizan el enfoque econométrico en el diseño del sistema de alerta anticipada, y al igual que ocurre con los trabajos desarrollados bajo el enfoque de señales, la variedad en la especificación de la muestra es elevada. Si bien la mayoría de los trabajos utilizan datos con periodicidad mensual, algunos, como el de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1995) usan datos trimestrales, mientras que en otros como los de Frankel y Rose (1996), Kamin y Babson (1999) y Kamin, Schindler y Samuel (2001) se utilizan datos con periodicidad anual, lo que les permite incluir un mayor número de variables explicativas en el análisis, difíciles de encontrar con otra periodicidad.

Los países incluidos en los estudios muestran también una cierta diversidad. Si bien la mayoría de los estudios se centran en economías en desarrollo, en el trabajo de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1995) sólo se incluyen economías desarrolladas, mientras que el indicador elaborado por J.P. Morgan (1998) se construye a partir de datos que corresponden tanto a economías en desarrollo como desarrolladas. Por otro lado, algunos trabajos analizan únicamente el caso de la región latinoamericana, con el fin de homogeneizar las características económicas de las economías incluidas en la muestra. Este es el caso de los estudios publicados por Kamin y Babson (1999) y Díez y Ortiz (2001).

Respecto al periodo temporal incluido en la muestra, en la mayoría de los estudios se analizan las crisis acontecidas entre 1980 hasta la última década de los 90. En algún estudio, como el de Bussiere y Fratzscher (2002), el análisis se centra únicamente en las crisis ocurridas entre diciembre de 1993 hasta septiembre de 2001. La reducción del periodo muestral, respecto a otros estudios, se justifica por el hecho de que será posible encontrar mayores similitudes entre las crisis futuras que se tratan de anticipar y las ocurridas durante los últimos años, que con las acontecidas hace dos décadas con un entorno económico y financiero diferente.

Entre los estudios presentados se encuentran algunos elaborados en el ámbito académico, otros elaborados a instancias de algún banco central o del Fondo Monetaria Internacional, y uno destinado al uso de inversores diseñado por J.P. Morgan. Respecto a las variables explicativas utilizadas, en algunos de los estudios el análisis se centra en un tipo de variables concreto. Así, Eichengreen, Rose y Wyplosz (1995) analizan la importancia del efecto contagio en el desarrollo de las crisis. En estudios como el de Kamín y Babson (1999) y Kamín, Schindler y Samuel (2001) se trata de identificar el peso del componente interno y externo en la probabilidad de ocurrencia de una crisis. En Díez y Ortiz (2001) cobra especial importancia la categoría de variables relacionadas con el entorno internacional. Mientras que en los trabajos presentados en los últimos años, las variables relacionadas con la medición de las debilidades de sector bancario, los flujos de capital, la liberalización del sector financiero y la composición de la deuda externa, han ido cobrando paulatinamente un mayor peso.

Por último, algunos de los estudios consisten en análisis comparativos que tratan de testar la existencia de diferencias en los resultados por el uso de distintas metodologías. Así, en Berg y Pattillo (1999) se comparan los resultados de modelos que utilizan el enfoque de señales con otro elaborado bajo el enfoque econométrico. En otros estudios, como el de Kumar, Moorthy y Perraudin (2002), se estudian las diferencias existentes en la identificación de crisis utilizando distintos métodos en la definición de las mismas. Por último, Bussiere y Fratzcher (2002) comparan los resultados obtenidos con la estimación de un modelo Logit, un modelo Logit con panel de datos y otro Logit multinomial.

A continuación se describen los estudios analizados ordenados en función de la fecha de publicación. En la presentación de cada uno de ellos se incluyen los mismos apartados que en el caso del enfoque de señales: ficha técnica sobre el objetivo del estudio y muestra analizada, método utilizado en la identificación de los episodios de crisis, variables explicativas utilizadas en la investigación, metodología empleada, y principales resultados.

1. Eichengreen, Rose y Wyplosz (octubre 1995)

Ficha técnica

Objetivo: utiliza un índice de presión especulativa como la variable endógena de un modelo Probit que estima la probabilidad de ocurrencia de una crisis cambiaria. Se trata también de testar la importancia del efecto contagio en la predicción de crisis,

entendiendo como tal el incremento en la probabilidad de un ataque especulativo a la moneda nacional debido a la existencia de un ataque especulativo (no necesariamente exitoso) en cualquier otro lugar del mundo.

Datos muestrales:	
Países:	20 países industriales
Periodo muestral:	1959 – 1993
Periodicidad de la información:	Trimestrales
Nº crisis:	77

Definición de crisis cambiaria

Para analizar cuando una crisis tiene lugar se utiliza una medida de presión especulativa. Si bien, lo correcto sería utilizar un modelo estructural de determinación del tipo de cambio, ante la falta de un modelo macro válido empíricamente se utiliza el modelo de determinación de presión sobre el tipo de cambio de Girton y Roper (1977). La idea es que un exceso de demanda de moneda extranjera, o presión especulativa, puede presentarse a través de varios canales no excluyentes mutuamente: si el ataque tiene éxito la depreciación o devaluación ocurre, pero la autoridad monetaria puede frenar la presión disminuyendo sus reservas internacionales o elevando los tipos de interés. Es por ello, que como medida de una presión especulativa se construye una media ponderada de variaciones en el tipo de cambio, variaciones en el nivel de reservas y variaciones en los tipos de interés. Todas estas variables se miden en relación a Alemania, que se toma como país de referencia. Se escoge este país como país central ya que ha tenido siempre una moneda fuerte, y ha sido un miembro crítico de todos los sistemas de tipo de cambio fijo importantes de la OCDE (incluyendo Bretton Woods, el Sistema Monetario Europeo y el predecesor a este último).

El índice que mide la presión sobre el tipo de cambio queda:

$$EMP_{i,t} \equiv \left[(\alpha \% \Delta e_{i,t}) + (\beta \Delta (i_{i,t} - i_{G,t})) - (\gamma (\% \Delta r_{i,t} - \% \Delta r_{G,t})) \right]$$

donde: $e_{i,t}$ es el precio de la moneda i respecto al marco alemán en el momento t ;

$i_{i,t}$ es el tipo de interés a corto nacional en el momento t ;

$i_{G,t}$ es el tipo de interés a corto alemán en el momento t ;

$r_{i,t}$ es el ratio de reservas internacionales del Banco Central del país;

$r_{G,t}$ es el ratio de reservas internacionales del Banco Central de Alemania;
 α , β y γ son las ponderaciones tales que equilibren la volatilidad de los tres
componente.

La crisis se define como los valores extremos del índice,

$$\begin{aligned} Crisis_{i,t} &= 1 && \text{si } EMP_{i,t} > 1,5\sigma_{EMP} + \mu_{EMP} \\ &= 0 && \text{en el resto de los casos,} \end{aligned}$$

donde μ_{EMP} y σ_{EMP} es la media y la desviación típica de EMP respectivamente.

Por tanto, se asocia ataque especulativo a un valor del índice superior a 1,5 la desviación típica más la media. El resto son periodos de no-crisis o periodos de tranquilidad que se usan como grupo de control. Se obtienen así 77 periodos de crisis y 1.179 periodos de tranquilidad.

Variables explicativas

Las variables explicativas utilizadas en la estimación del modelo han sido:

- Variable de contagio que mide la ocurrencia de crisis en otros lugares del mundo en el mismo momento del tiempo, con valores 1 para estos casos y cero para los contrarios;
- La presencia de controles de capital;
- Victorias electorales o fracasos del Gobierno;
- El crecimiento del crédito interno;
- La inflación;
- El crecimiento del PIB;
- El crecimiento del empleo;
- La tasa de paro;
- El superávit o déficit presupuestario del Gobierno Central expresado como porcentaje del PIB;
- El superávit o déficit de la balanza por cuenta corriente expresado como porcentaje del PIB.

La mayoría de las series se han transformado en diferencias de variaciones porcentuales entre los valores nacionales y los alemanes en logaritmos y multiplicados por 100.

Resultados

Se realizan diferentes estimaciones incluyendo los valores de las variables explicativas con distintos retardos (valores actuales, medias móviles de valores actuales y de dos retardos, medias móviles de dos retardos, medias móviles de valores actuales y de cuatro retardos, medias móviles de valores actuales y de ocho retardos), con el objeto de comprobar cual es el horizonte temporal para el que los indicadores mejor anticipan la ocurrencia de una crisis. Los resultados sobre los coeficientes estimados y la bondad global del modelo se muestran en el cuadro II.6.

Cuadro II.6. Principales resultados de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1995)

	Valores actuales	MM ⁽⁷⁾ valores actuales y 2 retardos	MM ⁽⁷⁾ 2 retardos	MM ⁽⁷⁾ valores actuales y 4 retardos	MM ⁽⁷⁾ valores actuales y 8 retardos
Nº de observaciones	645	626	703	608	572
Pseudo R ²	0,15	0,12	0,13	0,12	0,10
Crisis en otros lugares	7,45 (3,8)	8,33 (4,0)	8,14 (4,3)	8,72 (4,0)	8,83 (3,8)
Controles de capital	-1,66 (0,7)	0,22 (0,1)	0,66 (0,3)	0,48 (0,2)	1,24 (0,4)
Victorias electorales	-4,24 (1,0)	-1,71 (0,3)	-0,60 (0,2)	5,30 (1,6)	-0,45 (0,2)
Fracasos electorales	-3,45 (0,9)	-7,44 (1,3)	-3,34 (1,2)	2,49 (0,8)	-0,63 (0,2)
Cto. crédito interno	0,19 (1,8)	0,11 (0,8)	0,10 (1,2)	-0,00 (0,0)	-0,09 (0,4)
Inflación	0,75 (3,5)	0,57 (2,4)	0,40 (1,9)	0,59 (2,1)	0,64 (1,8)
Crecimiento del PIB	0,21 (0,6)	-0,39 (0,9)	-0,50 (1,4)	-0,74 (1,3)	-0,36 (0,4)
Crecimiento del empleo	0,37 (0,7)	0,86 (1,5)	0,78 (1,5)	1,08 (1,6)	1,30 (1,6)
Tasa de paro	0,86 (3,0)	0,96 (3,2)	0,92 (3,5)	1,04 (3,3)	1,19 (3,4)
Presupuesto del Gobierno	0,47 (1,9)	0,41 (1,6)	0,35 (1,5)	0,46 (1,6)	0,57 (1,8)
Balanza cuenta corriente	-0,23 (0,8)	-0,36 (1,1)	-0,51 (1,9)	-0,42 (1,2)	-0,34 (0,8)

(1) MM: media móvil

Entre paréntesis valores del estadístico z. En negrita coeficientes que resultaron ser estadísticamente distintos de cero.

Fuente: Eichengreen, Rose y Wyplosz (1995)

Los resultados son consistentes con la existencia del efecto contagio lo que es económicamente importante y estadísticamente significativo. Un ataque especulativo en cualquier lugar del mundo incrementa la probabilidad de una crisis de la moneda nacional alrededor de un 8%. La influencia de otras variables sobre la probabilidad de crisis cambiaria no es tan fuerte, aunque vale la pena observar algunos otros efectos. Por ejemplo, una alta inflación y tasa de paro se asocian a incrementos en la probabilidad de que ocurra un ataque especulativo. Del trabajo se extrae también que

los países susceptibles a crisis son aquellos en los que los Gobiernos han mantenido políticas monetarias que han permitido una elevada inflación y pérdida de reservas, generalmente como respuesta a unas condiciones deterioradas de la tasa de paro. Es decir, en general las variables identificadas como más importantes para explicar una crisis cambiaria son aquellas que se relacionan con los modelos de primera generación, lo que se justifica dado que el periodo muestral para el que se realiza la estimación finaliza en el año 1993.

Respecto a la bondad total del modelo, los mejores resultados se obtienen para el modelo que incluye los valores contemporáneos de las variables. Si bien en principio cabría esperar un mejor resultado cuando se incluyen los valores con retardos, dado el carácter predictivo del modelo, el uso de información trimestral permite anticipar con suficiente antelación el rápido proceso de gestación de una crisis.

2. Frankel y Rose (enero 1996)

Ficha técnica

Objetivo: a través del análisis de las crisis del pasado ocurridas en economías en desarrollo, se trata de identificar las causas que justifican el incremento de vulnerabilidad en estas economías durante los periodos que anteceden a la crisis cambiaria. Se utilizan datos anuales para permitir la inclusión en el modelo de ciertas variables que son difíciles de encontrar con una periodicidad inferior.

Datos muestrales:	
Países:	105 economías en desarrollo
Periodo muestral:	1971 hasta 1992
Periodicidad de la información:	Anuales
Nº de crisis:	117

Definición de crisis cambiaria

Se define una crisis cambiaria como una depreciación del tipo de cambio nominal superior a un 25% anual siempre y cuando exceda a la variación del año anterior en al menos un 10%. Este último requisito se introduce para distinguir entre episodios de depreciación que son consecuencia de una elevada inflación de aquellos que se deben a un ataque especulativo. No se incluyen aquellas crisis que ocurren con una diferencia temporal inferior a 3 años ya que son consideradas la misma crisis.

Variables explicativas

Las variables explicativas que se utilizan se agrupan en cuatro categorías: indicadores macroeconómicos, variables del sector externo, variables internacionales, y composición de los flujos de capital. El último grupo de variables es el que se presenta como novedoso respecto a otros estudios anteriores, y el que centra el análisis. Con este tipo de variables se trata de identificar la estructura de los flujos de capital que incrementan la vulnerabilidad de un país ante episodios de crisis cambiarias.

Para identificar el grupo de indicadores que se incluirán dentro de esta última categoría de variables explicativas se tienen en cuenta algunos criterios. En primer lugar, la inversión directa se considera más estable que la inversión en cartera, ya que ante un periodo de inestabilidad será más fácil para los inversores deshacer sus posiciones en cartera que dismantelar las empresas creadas con los flujos de inversión directa. Por otro lado, un porcentaje elevado de deuda concesional o deuda de bancos multilaterales en desarrollo reduce la vulnerabilidad del país, ya que es más difícil que este tipo de flujos salga del país en momentos de crisis, en los cuales incluso aumentan como fuentes de ayuda financiera internacional. Por último, la estructura de madurez de la deuda también juega un papel importante en las crisis, ya que estos episodios se asocian más a países con una fuerte composición de deuda a corto plazo, circunstancia que incrementa el riesgo de financiación del país.

Las variables explicativas utilizadas finalmente son las que se indican a continuación:

1. Indicadores macroeconómicos:

- Tasa de crecimiento del crédito nacional
- Déficit público como % del PIB
- Tasa de crecimiento del nivel de producción

2. Medidas de vulnerabilidad ante shocks externos:

- Ratio de deuda sobre PIB
- Ratio de reservas internacionales sobre importaciones mensuales
- Cuenta corriente como % del PIB
- Tipo de cambio real

3. Variables de la economía internacional

- Tasa de crecimiento del PIB real en la OCDE.
- Tasa de interés extranjera construida como la media ponderada del tipo de interés a CP de Estados Unidos, Alemania, Japón, Francia,

Reino Unido y Suiza con un peso proporcional a la fracción de deuda denominada en cada moneda.

4. Composición de los flujos de capital²³:

- Deuda prestada por los bancos comerciales sobre la deuda externa total.
- Deuda concesional.
- Deuda a tasa variable.
- Deuda del sector público.
- Deuda a corto plazo.
- Deuda prestada por bancos de regiones en desarrollo.
- Flujos de inversión directa.

Resultados

Se realizan dos estimaciones de un modelo Probit incluyendo, respectivamente, los datos de las variables como valores contemporáneos y con un retardo. Las variables que resultaron estadísticamente significativas en cada una de las estimaciones se muestran en el cuadro II.7.

Cuadro II.7. Principales resultados de Frankel y Rose (1996)

Grupo de variables	Valores contemporáneos	Valores con un retardo
Pseudo R ²	0,20	0,17
Indicadores macroeconómicos	Crédito nacional (+) Nivel de producción (-)	Crédito nacional (+)
Medidas de vulnerabilidad ante shocks externos	Reservas sobre importaciones (-)	Reservas sobre importaciones (-) Tipo de cambio real (+)
Variables de la economía internacional	Tipo de interés internacional (+)	Tipo de interés internacional (+)
Composición de los flujos de capital	Flujos de inversión directa (-)	Flujos de inversión directa (-) Deuda del sector público (+) Deuda concesional (-)

Los datos entre paréntesis indican el signo de los coeficientes estimados

Fuente: Elaboración propia a partir de Frankel y Rose (1996)

Respecto al grupo de variables que mide la composición de los flujos de capital, los resultados de la estimación del modelo Probit que incorpora los valores contemporáneos de las variables, indican un efecto nulo de estas variables sobre la probabilidad de crisis. Sin embargo, los resultados mejoran cuando se incorporan los

²³ Todas las variables se expresan como porcentaje de la deuda total externa.

datos con retardos, lo que se identifica con una capacidad predictiva de las variables que resultaron significativas con una antelación de un año.

Los autores concluyen que una crisis es más probable que ocurra en economías con caídas en los flujos de inversión directa, un nivel de reservas bajo, crecimiento elevado del crédito nacional, tipos de interés internacionales altos, cuando el tipo de cambio real se encuentra sobrevalorado, y la economía se encuentra en una etapa de recesión. A pesar de la importancia que se le da en la literatura teórica a las variables balanza por cuenta corriente y déficit público, ninguna de ellas resulta significativa en los modelos estimados.

3. Indicador de acontecimientos de riesgo de J.P. Morgan (mayo de 1998)

Ficha técnica

Objetivo: cuantificar las relaciones existentes entre la probabilidad de crisis y las variables explicativas que identifica la teoría económica, ayudando al inversor en la toma de decisiones sobre donde dirigir el dinero para obtener una mayor rentabilidad. Para ello se elabora un indicador de acontecimientos de riesgo denominado ERI.

<u>Datos muestrales:</u>	
Países ²⁴ :	25 países: Australia, Canadá, Chile, Colombia, Grecia, Finlandia, Francia, Hong-Kong, India, Indonesia, Italia, Malasia, México, Noruega, Nueva Zelanda, Filipinas, Polonia, Portugal, Sudáfrica, Corea del Sur, España, Suecia, Taiwán, Tailandia y Reino Unido.
Periodo muestral:	Enero de 1980 hasta diciembre de 1994
Periodo fuera de la muestra:	Enero de 1995 hasta diciembre de 1997
Periodicidad de la información:	Mensual
Nº de crisis:	36

²⁴ Se comenzó seleccionando una muestra amplia de países de la que luego se excluyeron algunos siguiendo los siguientes criterios: 1) se excluyen monedas con mayor probabilidad de no contagiarse, ya que incluirlas complicaría el encontrar una regla común de contagio, tales como el yen japonés, el marco alemán, el franco suizo, el dólar y un grupo de pequeñas monedas europeas; 2) se excluyen aquellos países con un ratio de inflación anual superior al 50% ya que estos países tienen diferentes medidas de ajustes macroeconómicos a sobrevaloraciones que los países con baja inflación, y en la actualidad la economía mundial se caracteriza por una baja inflación; 3) se excluyen, por último, países con poca liquidez o mercados cerrados al exterior.

Definición de crisis cambiaria

Se define una crisis como una depreciación del tipo de cambio bilateral superior al 10% medida en términos mensuales. La dificultad de definir el punto de corte se encuentra en que la variación debe ser lo suficientemente elevada como para que resulte un dato atípico, pero no tan elevada como para no disponer de datos suficientes que analizar. Se observan pocos países que presentan variaciones del tipo de cambio bilateral superior al 15% y demasiados con variaciones superiores al 5%, por lo que se opta por fijar el punto crítico en el 10%. Para asegurar que los resultados del modelo son buenos se testa si la selección de otro umbral diferente al 10% (8% o 12%) podría alterar el poder predictivo del modelo, no obteniéndose cambios significativos.

De esta manera se dispone de 42 crisis entre enero de 1980 y diciembre de 1994 (periodo de estimación), y 14 crisis más desde enero de 1995 a diciembre de 1997 (periodo fuera de la muestra que se utilizará para medir el poder predictivo del modelo), obteniéndose un total de 56 crisis. Se usa el dólar para el tipo de cambio bilateral de la mayoría de los países excepto para los países europeos donde se utiliza el marco alemán (o el ECU en el caso de Grecia) y para algunos atípicos se considera una cesta de monedas.

Se define el periodo de calma como el total del periodo muestral exceptuando el mes en que se produce una crisis y el mes anterior y posterior a que la misma tenga lugar. No se usa como periodo de calma cada uno de los meses en los que no hay crisis, tal y como se hace en otros estudios, ya que en ese caso el porcentaje de crisis respecto a periodos de calma sería muy reducido, lo que reflejaría valores muy bajos de la probabilidad debido a la falta de equilibrio en los datos muestrales.

VARIABLES explicativas

El planteamiento teórico del modelo es sencillo y con pocas variables, haciéndolo más comprensible para los usuarios. La base teórica del modelo se apoya en que la crisis comienza con una pérdida de competitividad internacional y una sobrevaloración del tipo de cambio real. El tiempo en que esta sobrevaloración conduce a una brusca depreciación está determinado por dos factores: la credibilidad que tiene el Gobierno para defender el tipo de cambio (en función de las expectativas del crecimiento económico y el tamaño de las reservas extranjeras), y la fuerza del contagio financiero (en función de lo que ocurra en otros mercados). Así, una moneda sobrevalorada puede mantener la sobrevaloración un largo tiempo si el crecimiento económico es

fuerte, las reservas son altas en relación a la deuda externa y no existe riesgo de contagio. Dentro del contagio se distinguen dos fuentes del mismo: existe el contagio comercial provocado por la caída de competitividad ante la depreciación de la moneda de un país que es un importante socio comercial, o el contagio financiero debido a la reducción de las inversiones por la desconfianza que genera entre los inversores la debilidad de la moneda.

Siguiendo este enfoque teórico, las variables explicativas seleccionadas para incluir en el modelo son:

- Una medida de sobrevaloración de la moneda: Con esta variable se trata de medir el grado de competitividad del país, utilizando como indicador la variación del tipo de cambio efectivo real.
- Expectativas de crecimiento: Para medir el crecimiento esperado de la producción nacional se usa la variación en los precios durante los últimos tres meses. Se justifica el uso de esta variable, y no de los datos de crecimiento, porque los precios recogen mejor presiones sobre el tipo de cambio tales como las subidas en los tipos de interés que tienen lugar cuando se trata de defender la moneda o la desconfianza por parte de los inversores al sistema de tipo de cambio. Por otro lado, esta variable anticipa más rápidamente que los datos sobre crecimiento o que otros indicadores macroeconómicos un ataque especulativo sobre la moneda.
- Nivel de reservas: Para medir la credibilidad del sistema de tipo de cambio se suele utilizar el ratio reservas sobre masa monetaria o sobre importaciones. Sin embargo, las últimas crisis han mostrado el papel importante que juega la deuda externa, especialmente a corto plazo. Así, un país con deuda en moneda extranjera sufrirá más presión sobre su moneda que un país con deuda en moneda nacional. Es por ello que se utiliza el ratio de reservas sobre deuda externa a corto plazo como medida de la presión sobre la moneda. Sin embargo, la dificultad de encontrar información sobre la deuda externa a corto plazo, obliga a utilizar la deuda externa total.
- Contagio: Se usan dos variables para medir el efecto contagio:
 - Contagio financiero: Se construye un índice para medir esta variable que consiste en el coeficiente de correlación entre los beneficios del mercado analizado y el riesgo del mismo. Así un coeficiente de correlación alto indica que los inversores muestran cierto estímulo al riesgo, mientras que una correlación negativa está indicando aversión por el riesgo. Se introduce también esta variable retardada 6 meses debido a que se considera que el contagio será más fuerte cuando el estímulo por el riesgo está cayendo después de un periodo en el que se ha mantenido elevado.

- **Contagio por proximidad:** Esta variable es una medida de como una crisis incrementa el riesgo de crisis en otra moneda de un país cercano. La variable se crea como una media ponderada del número de crisis que han ocurrido en los 6 meses anteriores en el mismo bloque-moneda, definiéndose dos bloques-moneda: el bloque-dólar y el bloque-euro. Se da a cada crisis un peso en función del tiempo que hace que la crisis ocurrió. La regla general es que el peso (w) vale $w=1-(m/6)$, donde m indica el número de meses que hace que ocurrió la crisis. Se asume que la suma de los pesos no puede ser superior a 2,5 debido a que cuando varias crisis han ocurrido ya, y nos encontramos en una situación de contagio, una nueva crisis no afecta al contagio de manera lineal. Por último se definen tres categorías (categoría 3 si la variable es mayor a 0,7; categoría 2 si la variable está entre 0,3 y 0,7 y categoría 1 en el resto de los casos).

Los valores de las variables se incluyen en el modelo de manera diferente según que hagan referencia a periodos de crisis o de calma:

- Cuando el dato acompaña a un periodo de crisis se incluye con un retardo de un mes, con lo que la estimación del modelo mide la probabilidad de que ocurra una crisis en un país determinado el mes siguiente.
- Si el valor se refiere a un periodo de calma, el dato se calcula siguiendo tres criterios en función de la estabilidad del país: 1) la media de cada variable; 2) la media de las variables más la desviación típica; 3) la media de las variables menos la desviación típica.

Resultados

El valor de los coeficientes estimados así como el nivel de significación obtenido para la hipótesis nula de no significatividad estadística se muestran en el cuadro II.8.

Cuadro II.8. Principales resultados de J.P. Morgan (1998)

	Coefficiente	Nivel de significación
Constante	-11,0265	0,0000
Reservas/Total deuda	-1,3427	0,0022
Desviación del tipo de cambio efectivo real	1,044	0,0466
Variaciones en los precios	-0,0313	0,1563
Contagio financiero	-2,362	0,0009
Contagio financiero retardado 6 meses	1,1656	0,0851
Contagio por proximidad	2,997	0,0014

Fuente: J.P. Morgan (1998)

Los resultados de la estimación muestran que la probabilidad de crisis depende fuertemente de las variables de contagio, aunque respecto al contagio financiero, funciona mejor la variable incluida con valores contemporáneos que la que utiliza valores retardados. Con menor importancia aparecen variables como el ratio reservas sobre deuda total, seguida de la desviación del tipo de cambio efectivo real. La variable que mide las variaciones en los precios resulta como no significativa para un nivel de confianza del 95%.

Para medir el porcentaje de aciertos estimados por el modelo se adopta un punto de corte de tal manera que cuando la probabilidad estimada es superior a 0,4 se supone que se ha estimado una crisis. Atendiendo a este criterio el ERI predice el 92% de las crisis en el periodo 1988 y 1997 y el 100% entre 1995 y 1997, periodo fuera de la estimación, lo que puede considerarse como una buena predicción dado el tamaño y la frecuencia de las crisis.

4. Berg y Patillo (junio 1999)

Ficha técnica

Objetivo: partiendo de la metodología empleada en los análisis de Kaminsky, Lizondo y Reinhart y Frankel y Rose estiman dos modelos econométricos que utilizan para anticipar las crisis asiáticas de 1997, comparando los resultados obtenidos en términos de su poder predictivo.

Datos muestrales:	
<i>Modelo de Kaminsky, Lizondo y Reinhart:</i>	
Países	23 economías desarrolladas y en desarrollo
Periodo muestral:	1970 hasta abril de 1995
Periodicidad de la información:	Mensual
Nº de crisis:	122
<i>Modelo de Frankel y Rose</i>	
Países	Más de 100 economías en desarrollo
Periodo muestral:	1970 hasta 1996
Periodicidad de la información:	Anual
Nº de crisis:	60

Metodología

La definición de crisis y las variables explicativas utilizadas en la estimación de cada uno de los modelos se ajustan exactamente a las especificaciones planteadas en los

modelos originales de los autores. Así, el modelo que reproduce el diseño de Kaminsky, Lizondo y Reinhart sigue un enfoque de señales, mientras que el que se basa en el estudio de Frankel y Rose consiste en una estimación econométrica a través de un modelo Probit.

Las variables que resultaron ser útiles en cada uno de los modelos diseñados se muestran en el cuadro II.9.

Cuadro II.9. Principales resultados de Berg y Pattillo (1999) (1)

Metodología Kaminsky, Lizondo y Reinhart	Metodología Frankel y Rose
Desviación del tipo de cambio real de su tendencia	Tipo de interés internacional
Crecimiento de M2 como porcentaje de las reservas	Crecimiento del crédito nacional
Crecimiento de las exportaciones	Tipo de cambio real
Variaciones en las reservas internacionales	Balanza por cuenta corriente (% PIB)
Crecimiento del crédito nacional en % del PIB	Déficit fiscal (% PIB)
Exceso del equilibrio de M1	Deuda externa concesional
El tipo de interés real	Inversión directa
La relación real de intercambio	

Fuente: Elaboración propia a partir de Berg y Pattillo (1999)

En el modelo que sigue la metodología de Frankel y Rose destaca, en relación a los resultados obtenidos en el modelo original, la significatividad de las variables tipo de cambio real y cuenta corriente y la no significatividad de las reservas, lo que alerta sobre la sensibilidad de los resultados al uso de distintas fuentes de información estadística.

El objetivo de este estudio es tratar de comprobar si las probabilidades individuales predichas por cada modelo para un conjunto de países aumentan a medida que el país es más vulnerable a la crisis. Para ello se ordenan los países de más a menos vulnerable en función de los datos reales: en el modelo de Kaminsky, Lizondo y Reinhart utilizando el índice de presión especulativa, y en el modelo de Frankel y Rose calculando la tasa de variación del tipo de cambio. Por otro lado, se ordenan los países en función de las probabilidades predichas por cada modelo. En cada ordenación, a cada país le corresponderá un número que identificará su orden dentro del conjunto de países. Para cuantificar el poder predictivo de cada modelo se analiza la relación existente entre ambas ordenaciones (las reales y las predichas) a través del cálculo del coeficiente de correlación y midiendo la bondad de una regresión entre ambas variables.

En el modelo construido según la metodología seguida por Kaminsky, Lizondo y Reinhart la probabilidad predicha se calcula a partir de las señales emitidas por cada

indicador individual. En primer lugar, se seleccionan como indicadores útiles para predecir crisis cambiarias aquellos que registran un ratio ruido-síñal inferior a la unidad. Con el objeto de transformar las señales emitidas por los indicadores seleccionados en un único valor que mida la vulnerabilidad de los países, se genera un índice compuesto como suma ponderada de los indicadores seleccionados, donde la ponderación es la inversa del ratio ruido-síñal. El valor del índice compuesto se transforma en una probabilidad observando el número de crisis ocurridas durante los 24 meses siguientes para distintos intervalos del índice.

Para el caso del modelo construido siguiendo la metodología de Frankel y Rose, la probabilidad predicha se obtiene como resultado directo de la estimación del modelo Probit. Sin embargo, para establecer la ordenación real, no es posible utilizar la definición de crisis utilizada por los autores, ya que con este procedimiento ninguna crisis es detectada durante 1997. Por ello, para establecer una ordenación sobre la vulnerabilidad de los países, éstos se ordenan en función de la variación registrada en cada uno de los tipos de cambio durante 1997.

Resultados

Dentro de la muestra, ambos modelos registran un número elevado de falsas alarmas y crisis pérdidas, obteniéndose mejores resultados, tal y como se puede observar en el cuadro II.10, en el modelo diseñado según la metodología de Kaminsky, Lizondo y Reinhart.

Cuadro II.10. Principales resultados de Berg y Pattillo (1999) (2)

Metodología de Kaminsky, Lizondo y Reinhart				Metodología de Frankel y Rose			
	Valores reales				Valores reales		
Predicción	Calma	Crisis	Total	Predicción	Calma	Crisis	Total
Calma	286	91	377	Calma	373	34	369
Crisis	52	31	83	Crisis	31	26	57
Total	338	122	460	Total	404	60	426

Fuente: Berg y Pattillo (1999)²⁵

El estudio sobre la utilidad de estos modelos para anticipar las crisis de 1997, también arroja unos mejores resultados para el modelo diseñado siguiendo la metodología de Kaminsky, Lizondo y Reinhart. Para este modelo, el coeficiente que mide la correlación existente entre las ordenaciones reales y predichas registra un valor de 0,54, mientras que el R^2 de la regresión entre ambas variables es de 0,28. Si bien estos valores no

²⁵ Los resultados que se muestran son los correspondientes a un umbral en la predicción de crisis definido por una probabilidad superior a 0,25.

pueden calificarse como muy satisfactorios, son mejores si se comparan con los obtenidos utilizando el diseño de Frankel y Rose, donde el coeficiente de correlación vale 0,33 y el R^2 0,11.

Dado que, incluso en el mejor de los casos (diseño de Kaminsky, Lizondo y Reinhart), los resultados obtenidos tienen un bajo poder predictivo, Berg y Patillo tratan de mejorar este modelo incluyendo nuevas variables explicativas. En concreto, utilizan la tasa de crecimiento de M2 sobre reservas y el ratio de la cuenta corriente sobre el PIB. La inclusión de estas dos nuevas variables mejora los resultados del modelo tanto dentro como fuera de la muestra. Así el 32% de las crisis observadas son correctamente predichas frente al 25% del modelo original. La correlación entre los dos rankings también se eleva hasta el 0,60 desde el 0,54.

Los autores señalan que la probabilidad estimada da una idea de la vulnerabilidad que presentan los países, pero el poder explicativo de los indicadores utilizados es bajo, es decir, los modelos de crisis cambiarias ayudan a predecir las crisis pero no demasiado bien. De los modelos analizados el que mejores resultados obtiene es el de Kaminsky, Lizondo y Reinhart, si bien, con todo, registra muchas falsas señales y crisis perdidas.

Sin embargo, se podrían definir algunas variables como las más importantes para anticipar una crisis. En los dos modelos se obtiene que la probabilidad de una crisis incrementa cuando el crecimiento del crédito nacional es alto, el ratio de M2 sobre reservas es elevado y la economía registra continuados déficits en la balanza por cuenta corriente.

Como conclusión general podría decirse que mientras los modelos de crisis pueden ayudar a indicar la vulnerabilidad de los países, su poder predictivo se encuentra aún muy limitado.

5. Kamin y Babson (septiembre 1999)

Ficha técnica

Objetivo: elaborar un sistema de alerta anticipada que permita identificar las fuentes de vulnerabilidad que han generado las crisis cambiarias en la región latinoamericana, distinguiendo entre factores internos y externos. Conocer la raíz de las crisis permitirá la adopción del régimen cambiario más apropiado, teniendo en cuenta que si las crisis encuentran su principal justificación en la existencia de shocks externos, el mantenimiento de un tipo de cambio fijo puede resultar costoso en términos

económicos, régimen que si resultaría beneficioso si fuesen los desequilibrios internos los causantes de las crisis.

Datos muestrales:	
Países:	Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Venezuela
Periodo muestral:	1981 hasta 1998
Periodicidad de la información:	Anuales
Nº de crisis:	30

Definición de crisis cambiaria

Se utilizan tres sistemas diferentes para definir una crisis:

- Siguiendo el enfoque de los índices de presión especulativa, se identifica como crisis un mes donde la media ponderada de variaciones en el tipo de cambio nominal y las reservas internacionales (las ponderaciones son la inversa de su desviación típica) excede un umbral de tres veces la desviación típica sobre su media. Para tener en cuenta el efecto de periodos de elevada inflación sobre el tipo de cambio, se divide la muestra en dos periodos, de alta y baja inflación. Como el modelo es luego estimado con datos anuales se transforman las series identificadas en una serie de observaciones anuales para cada país.
- Con el objeto de no tener que dividir la muestra en dos submuestras según los periodos de inflación, se sustituye, en el cálculo del índice de presión especulativa anterior, el tipo de cambio nominal por el tipo de cambio real. Caídas por debajo, en esta media ponderada, de dos veces la desviación típica se considera una crisis.
- Por último, se trata de identificar un ataque especulativo a través de una variable no basada en la presión sobre el tipo de cambio. Durante una crisis de balanza de pagos, una caída en las entradas de capital requiere incrementos en las exportaciones, reducción del nivel de reservas o reducciones de las importaciones para mantener en equilibrio la balanza de pagos. Durante las crisis en Latinoamérica ni las exportaciones ni las reservas han sido suficientes para compensar la caída en los flujos, por lo que las importaciones han tendido a disminuir reflejando la depreciación del tipo de cambio y la reducción de la demanda nacional. Partiendo de este supuesto, una crisis se define como una caída en las importaciones (expresadas en dólares) superior a $\frac{3}{4}$ de su desviación típica en un año. La elección de este umbral es porque niveles más altos identifican pocos episodios de crisis y más bajos identifican demasiados.

Las crisis detectadas por los tres sistemas difieren en algunos casos, por lo que dichas diferencias servirán para testar la sensibilidad de los resultados a cada sistema de definición de crisis.

Variables explicativas

Dado que el objetivo del documento es poder conocer el peso que tienen las distintas fuentes que explican una crisis (factores internos y externos), las variables explicativas se agrupan en tres grupos: variables internas, variables de shocks externos, y una categoría intermedia entre ambas definida como variables de equilibrio externo. Los indicadores específicos incluidos en cada grupo se muestran en el cuadro II.11.

Cuadro II.11. Selección de indicadores en Kamin y Babson (1999)

Variables internas	Variables de equilibrio externo
- Desviación en el crecimiento del PIB real de su media en los tres años anteriores	- Desviación en el tipo de cambio real en relación a su media en el periodo muestral
- Crecimiento del crédito bancario nacional en tres años	- Desviación del crecimiento de las exportaciones de su media en tres años
- Déficit del sector público	- Balanza por cuenta corriente (% PIB)
- Deuda externa total en % del PIB	Variables de shocks externos
- Ratio de reservas internacionales sobre importaciones	- Crecimiento del PIB de los países industrializados
- Ratio de reservas internacionales sobre deuda externa a CP	- Porcentaje de cambio en el tipo de interés real de Estados Unidos a tres meses
- Crecimiento en tres años del ratio de M2 sobre reservas internacionales	- Porcentaje de variación de la relación real de intercambio (precio de las exportaciones sobre precio de las importaciones)

Las variables internas y de equilibrio externo entran en el modelo Probit con un retardo de un año, mientras que las variables de shocks externos se introducen sin retardos.

Resultados

Se estiman tres modelos cada uno correspondiente a una definición de crisis diferente. Los resultados de las estimaciones finales, que únicamente incluyen las variables estadísticamente significativas en cada caso, se muestran en el cuadro II.12.

Cuadro II.12. Principales resultados de Kamin y Babson (1999)

	Índice presión especulativa Tipo cambio real	Índice presión especulativa Tipo cambio nominal	Crecimiento de importaciones
Chi ²	40,85	25,35	44,75
Pseudo R ²	0,3251	0,2266	0,3754
% cto. PIB (R)	-3,38 (-3,43)	-1,36 (-1,96)	-0,96 (-1,25)
Déficit fiscal (% PIB) (R)	-	0,91 (1,26)	2,17 (2,69)
Préstamos / PIB (R)	-	-	-0,24 (-2,18)
Tipo cambio real (R)	0,51 (2,69)	0,32 (1,96)	-
% cto. Exportaciones (R)	-	-	-
Cuenta corriente/PIB (R)	-2,26 (-2,09)	-	-4,67 (-3,89)
Reservas/Importaciones (R)	-	-	-
M2/Reservas (R)	0,14 (2,83)	-	0,12 (2,12)
Deuda Externa Total/PIB (R)	0,43 (2,00)	-	-
Reservas/Deuda a CP (R)	-	-0,10 (-1,43)	-
Relación real intercambio	-0,70 (-1,68)	-0,59 (-1,68)	-0,69 (-1,72)
Tipo interés USA	-	0,03 (1,40)	-
% cto. Países industrializados	-	-	-

(R): Retardo de un año

Las cifras entre paréntesis indican el valor del estadístico z.

Fuente: Kamin y Babson (1999)

En general, la probabilidad estimada, usando los tres diferentes modelos, parece representar una tendencia similar, incrementando durante los años de crisis y reduciéndose durante los años de no crisis. Incluso, cuando siguiendo algún sistema se estima una crisis para un año en que no se ha identificado crisis, ocurre que para ese año si se identificó una crisis utilizando los otros sistemas.

Sin embargo, existen diferencias según las distintas definiciones de crisis utilizadas. En cuanto a la significatividad estadística de las variables explicativas, solo dos aparecen en todas las estimaciones (crecimiento del PIB y relación real de

intercambio), mientras que cuatro aparecen en al menos dos de las tres ecuaciones (el tipo de cambio real, la balanza por cuenta corriente, crecimiento de M2 sobre reservas, y el déficit fiscal). Si bien los signos de los coeficientes coinciden entre ecuaciones, existen diferencias en cuanto a la magnitud de los mismos, lo que alerta de la sensibilidad de los resultados según los esquemas de definición de crisis utilizado. De los tres factores externos que en principio deberían estar correlacionados con la ocurrencia de una crisis, solo la variable relación real de intercambio aparece como significativa en las tres ecuaciones.

Si bien la tendencia es identificada de forma similar por los tres enfoques, estas diferencias en la especificación de cada modelo justifica la distinta exactitud en el ajuste de los datos. Así, el poder explicativo de las variables en su conjunto difiere entre modelos y va desde el 0,375 de la ecuación que estima la crisis utilizando las importaciones, un 0,325 para la ecuación que incluye en la definición del índice de presión especulativa el tipo de cambio real, y tan solo un 0,227 para la ecuación que incluye en la definición de crisis el tipo de cambio nominal.

Con el fin de identificar si el origen de la crisis se encuentra en los factores internos o externos, se realizan varias simulaciones, consistentes en medir el efecto individual sobre la probabilidad de crisis de cada grupo de variables. Así, con el objeto de medir la incidencia de los factores internos, en una de las simulaciones se introducen para las variables referidas a los factores internos sus valores contemporáneos, y para el resto de variables se incluyen los valores medios del período. Siguiendo esta metodología se realizan distintas simulaciones obteniéndose como resultado un mayor peso de los factores referidos a las políticas económicas internas de cada país que a las variables que están más influenciadas por factores externos.

Sin embargo, tal y como advierten los autores, esta afirmación debe ser interpretada con cuidado por varias razones: en primer lugar, estos factores funcionan muy bien para explicar las crisis en ciertos países, sin embargo no son tan útiles para otros países; por otro lado, dada la dependencia de las economías latinoamericanas del entorno internacional, hay que tener en cuenta que las variables internas se ven afectadas por factores externos; por último, aún si los factores macroeconómicos han tenido un peso importante en las crisis del pasado, esto no tiene porque seguir reproduciéndose en un futuro, debido a que las reformas estructurales realizadas en estos países y una tendencia hacia una política macroeconómica más prudente podría estar cambiando las estructuras que definen a estas economías.

6. Díez y Ortiz (marzo 2001)

Ficha técnica

Objetivo: estimar la probabilidad de crisis cambiaria en los principales países latinoamericanos, con un horizonte temporal de 12 meses.

Datos muestrales:	
Países:	Argentina, Brasil, Chile, México y Venezuela
Periodo muestral: ²⁶	<ul style="list-style-type: none"> - Argentina: desde octubre de 1986 hasta junio de 2000. - Brasil: desde diciembre de 1991 hasta junio de 2000. - Chile: desde enero de 1981 hasta junio de 2000. - México: desde enero de 1981 hasta junio de 2000. - Venezuela: desde enero de 1986 hasta junio de 2000.
Periodicidad de la información:	Mensual

Definición de crisis cambiaria

Para definir una crisis cambiaria, y siguiendo la metodología de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1995), se construye un índice de presiones especulativas tal que:

$$IPE_t = \Delta s_t - \frac{\sigma_s}{\sigma_r} \Delta r_t$$

donde: IPE_t : es el índice de presiones especulativas.

Δs_t : es la tasa de crecimiento interanual del tipo de cambio nominal (en unidades de moneda nacional por dólar estadounidense) en el momento t .

Δr_t : es la tasa de crecimiento interanual del nivel de reservas.

σ_s y σ_r : son la desviación típica del tipo de cambio y de las reservas respectivamente.

Los periodos de crisis cambiarias se definen como aquellos en que el índice alcanza valores extremos, entendiendo por tales aquellos en que se supera un determinado umbral:

²⁶ La base de datos trata de incluir al máximo las disponibilidades de datos existentes con lo que los rangos muestrales se definen siguiendo esta máxima para cada país.

$$Crisis_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } IPE_{i,t} > 1,75\sigma IPE_i + \mu IPE_i \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

donde σIPE_i y μIPE_i representan la desviación típica y la media muestral del índice de presiones especulativas para cada país.

El horizonte temporal para el que se aplica el modelo es de 12 meses, por lo que para definir la variable endógena del modelo se utiliza una variable binaria que toma el valor 1 en el periodo t si entre $t+1$ y $t+12$ se ha producido una crisis según la definición propuesta.

Variables explicativas

Los indicadores utilizados para anticipar los procesos de crisis cambiarias en este modelo se dividen en dos grandes grupos de variables:

Factores específicos del país:

- Sobrevaloración del tipo de cambio real: medida como la desviación porcentual del tipo de cambio real respecto a su media móvil de los últimos cinco años. Una sobrevaloración del tipo de cambio junto con un sector externo vulnerable anticipan una crisis.
- Ratio M2-Reservas: como medida de la adecuación del nivel de reservas.
- Exportaciones: que además de medir la vulnerabilidad del sector exterior, se considera una proxy de las expectativas y confianza respecto al país.
- Índice bursátil: como indicador de las expectativas de la situación financiera.

Factores comunes que reflejan la situación económica internacional:

- Tipo de interés de EEUU: un incremento de tipos de interés en Estados Unidos puede provocar una salida de capitales especulativos.
- Índice de producción industrial de EEUU: para medir el efecto que el ciclo económico mundial tiene sobre la probabilidad de crisis cambiaria.
- Índices bursátiles de Latinoamérica y Asia: para captar la situación económica y financiera en estas dos áreas e incluir el efecto contagio en el modelo.

Resultados

El método econométrico utilizado para predecir la probabilidad de crisis cambiaria es la estimación de un modelo Logit para datos de panel por máxima verosimilitud. Los

resultados referidos a los coeficientes estimados así como al estadístico z se muestran en el cuadro II.13.

Cuadro II.13. Principales resultados de Díez y Ortíz (2001) (1)

Variable	Coefficiente	Estadístico z
Sobrevaloración	1,092	1,24
Ratio M2/reservas	0,643	1,77
Exportaciones	1,428	3,49
Índice bursátil	-0,635	2,74
Tipo de interés EEUU	3,288	5,21
IPI EEUU	-0,140	1,98
Índice bursátil Latinoamérica	0,001	0,89
Índice bursátil Asia	-0,003	-2,18
Argentina	-0,243	-
Brasil	0,364	-
Chile	-1,177	-
México	0,415	-
Venezuela	0,287	-

Fuente: Díez de los Ríos y Ortíz 2001 (pág. 99)

Si bien los coeficientes estimados tienen un signo correcto para todas las variables incluidas en el análisis, excepto para el índice bursátil del área de Latinoamérica, resultan no significativas, con un índice de confianza del 95%, las variables sobrevaloración, ratio M2/reservas (que lo es al 90%), y el índice bursátil del área de Latinoamérica. Los resultados sugieren que un aumento del ratio M2/reservas, una caída de las exportaciones, una caída del índice bursátil del país, un incremento de los tipos de interés de EEUU, una desaceleración de la economía americana, y una caída del índice bursátil del área asiática están asociados a una mayor probabilidad de crisis.

La importancia que tienen los factores específicos del país a la hora de explicar la existencia de tensiones en el tipo de cambio, induce a pensar que las políticas internas tendentes a corregir los principales desequilibrios (reales y financieros) constituyen las principales herramientas en la prevención de este tipo de crisis. Se hacen necesarias políticas que fomenten los ratios de liquidez altos, la existencia y mantenimiento de líneas de crédito, niveles adecuados de reservas, y fomento de la inversión productiva y el consumo interno que pueda compensar posibles desequilibrios externos.

Entre las variables internacionales que registran significatividad estadística se encuentra el tipo de interés internacional, lo que indica que ante una subida del tipo de interés de EEUU, el inversor prefiere la seguridad de los activos estadounidenses. Por

ello, las políticas que incentiven una reducción de la inversión en los activos líquidos a favor de aquellos más estables, como es el caso de la inversión directa extranjera, tienen un papel importante tanto para el desarrollo económico del país como para la prevención de los episodios de crisis.

La significatividad estadística que presentan las variables relacionadas con la sobrevaloración del tipo de cambio y los activos bursátiles inducen a pensar en la existencia de los efectos self-fulfilling, indicativos de que las expectativas que los agentes tienen sobre la evolución futura de una variable acaba ocurriendo tal y como habían anticipado.

Como conclusión general destaca la utilidad de este tipo de modelos en la predicción de crisis cambiarias, ya que los indicadores propuestos tienen la capacidad de adelantar con un periodo razonable de tiempo la existencia de una crisis cambiaria. En el cuadro II.14 se muestran los resultados en términos de la bondad del ajuste, identificando dos puntos de corte para identificar cuando el nivel de la probabilidad estimada se identifica con una crisis (0,5 y 0,25).

Cuadro II.14. Principales resultados de Díez y Ortiz (2001) (2)

Umbral	0,5%	0,25%
Observaciones acertadas	78,63	76,85
Periodos tranquilos acertados	95,00	80,52
Pre-crisis acertadas	15,33	62,67
Falsas alarmas	55,77	54,59

Fuente: Díez de los Ríos y Ortiz 2001 (pág. 101)

El número de crisis acertadas se eleva considerablemente cuando el punto de corte se reduce hasta el 0,25, si bien, esto supone un deterioro en el número de periodos tranquilos correctamente predichos. Dado que la utilidad del modelo es predecir la ocurrencia de una crisis, un punto de corte de 0,25 permite obtener mejores resultados que niveles superiores. La razón se encuentra en que tal y como se define la variable endógena, el porcentaje de crisis resulta relativamente bajo respecto al de periodos de calma, lo que exige reducir el punto de corte para obtener el máximo posible de aciertos.

Por último, el modelo demuestra la existencia de efectos contagio entre países, ya que en las estimaciones realizadas se observa que la probabilidad aumenta para casi todos los países los meses anteriores a diciembre de 1994 y a agosto de 1998. Sin embargo no detecta el contagio de la crisis asiática.

7. Kamin, Schindler y Samuel (septiembre 2001)

Ficha técnica

Objetivo: reestima el sistema de alerta anticipada elaborado en 1999 por Kamin y Babson, ampliando la muestra a un mayor número de economías emergentes e incrementando el periodo temporal. El objetivo es, de nuevo, identificar si el origen de las crisis cambiarias se debe a factores internos o externos.

Datos muestrales:	
Países:	26 economías emergentes
Periodo muestral:	1981 hasta 1999
Periodicidad de la información:	Anuales
Nº crisis:	110

Definición de crisis cambiaria

Se utilizan tres enfoques diferentes en la definición de crisis cambiarias, con el objeto de testar la sensibilidad de los resultados al uso de distintas definiciones.

- En primer lugar, crean un índice de presión sobre el tipo de cambio, siguiendo el mismo diseño que el presentado en el trabajo anterior, construido como una media ponderada del porcentaje de cambio hace dos meses en el tipo de cambio real y en las reservas internacionales. Las ponderaciones son proporcionales a la inversa de la desviación típica de ambas series. Caídas en esta media ponderada superiores a 1,75 la desviación típica indican un mes de crisis. Se utilizan variaciones respecto a dos meses anteriores para recoger situaciones en que las caídas del tipo de cambio y de las reservas no se producen de manera esporádica en un mes concreto. Ya que el modelo Probit es estimado utilizando datos anuales, un año en que una crisis ocurre en un mes es considerado como un año de crisis. Si existen meses con crisis en el siguiente año, éste no es considerado como un año de crisis a menos que: la variable de presión sobre el tipo de cambio se recupere a su nivel inicial antes de la nueva caída; existan más de cuatro meses consecutivos en los que no se registre ninguna crisis, o el mes en el que se registra una crisis en el segundo año sea después de junio.
- Siguiendo el enfoque utilizado por Kaminsky, Lizondo y Reinhart (1998), elaboran otro índice de presión especulativa a partir de las variaciones en el tipo de cambio nominal en vez de en el real, con las apropiadas modificaciones

de los criterios de crisis durante periodos de alta inflación. Calculan las variaciones en las reservas y el tipo de cambio con respecto al mes anterior en vez de a dos meses anteriores, y usan un umbral de tres desviaciones sobre la media, en vez de un valor superior a 1,75.

- Por último, utilizan el diseño de Frankel y Rose (1996) para definir una crisis cambiaria, de modo que ésta ocurre cuando la variación anual en el tipo de cambio nominal es superior al 25% y excede la variación del año anterior en un 10%.

Los métodos que incluyen el cálculo de un índice de presión especulativa muestran resultados similares, ya que coinciden en el 61% de los años que identifican como crisis, mientras con el sistema de Frankel y Rose, la coincidencia es menor. Estos resultados permiten concluir que el uso de distintos sistemas para detectar crisis conduce a diferencias en los datos de crisis, de lo que resulta difícil tener completa confianza de que un sistema particular identifica correctamente las crisis en la muestra.

Variables explicativas

Las variables son básicamente las mismas que las analizadas en el estudio anterior. Únicamente, dentro de las variables macroeconómicas, se sustituye el % de deuda total sobre PIB por la desviación del ratio deuda externa sobre exportaciones de la media a LP, y dentro de las variables de equilibrio externo se incluye la inversión directa extranjera en porcentaje del PIB.

Las variables internas y de equilibrio externo se introducen con un retardo. Esta especificación es seleccionada para corregir el probable feed-back existente entre crisis y variables nacionales y de equilibrio externo. Las variables relacionadas con los shocks externos se introducen sin retardos debido a que son consideradas como exógenas.

Resultados

Se realizan tres estimaciones cada una de las cuales incluye como variable endógena la resultante según la definición de crisis utilizada. La estimación que arroja unos mejores resultados, en términos del pseudo R^2 , es la que incluye la definición del índice de presión especulativa utilizando el tipo de cambio real (R^2 de 0,21), mientras que las otras dos estimaciones muestran unos resultados muy similares (0,14 para la definición de Kaminsky, Lizondo y Reinhart y 0,15 para la de Frankel y Rose).

Respecto a las variables explicativas, tan sólo el tipo de cambio real aparece como estadísticamente significativa en las tres ecuaciones. Para el resto de variables, si bien los signos de los coeficientes coinciden en los tres casos, la importancia estadística de cada variable es diferente según la definición de crisis usada. En el cuadro II.15, se resumen las variables que resultaron estadísticamente significativas según cada definición de crisis.

Cuadro II.15. Principales resultados de Kamin, Schindler y Samuel (2001) (1)

Variables	Indicador presión especulativa (tipo de cambio real)	Indicador presión especulativa (tipo de cambio nominal)	Variación tipo de cambio
Pseudo R²	0,21	0,14	0,15
Nº observaciones	265	265	265
Crecimiento PIB	-	-	1,12 (2,58)
M2 / reservas	0,11 (2,69)	0,05 (1,94)	-
Tipo de cambio efectivo real	0,33 (2,35)	0,18 (1,92)	0,25 (2,38)
Cuenta corriente / PIB	-1,83 (-2,69)	-	-1,45 (-2,18)
Inversión directa exterior/PIB	-	-	-4,67 (-2,63)
Relación real intercambio	-0,59 (-2,95)	-0,26 (-2,04)	-
PIB países industrializados	-4,80 (-2,17)	-	-

En este cuadro se muestran los resultados para las variables que resultaron significativas, sin embargo las estimaciones incluyen el total de variables explicativas. Las cifras entre paréntesis indican el valor del estadístico z.

Fuente: Kamin, Schindler y Samuel (2001)

Los signos obtenidos en los coeficientes estimados de todas las variables son los esperados según la teoría económica, exceptuando el de la variable crecimiento del PIB donde el signo estimado es positivo.

Por otro lado, se realizan distintas estimaciones por áreas geográficas para detectar posibles diferencias. Los resultados de dichas estimaciones se muestran en el cuadro II.16.

Cuadro II.16. Principales resultados de Kamin, Schindler y Samuel (2001) (2)

	Total	Latinoamérica	Asia	Otros
Pseudo R ²	0,10	0,24	0,27	0,11
Nº observaciones	417	154	116	179
Déficit público/PIB	0,69 (1,78)	-	-	1,01 (2,27)
Créditos bancarios nacionales/PIB	-	-0,10 (-1,44)	-	-
M2/reservas	0,06 (2,39)	0,14 (3,05)	0,19 (2,73)	-
Deuda externa total/exportaciones	-	-	-	0,24 (2,37)
Tipo de cambio efectivo real	0,30 (3,43)	0,54 (3,34)	-	-
Crecimiento exportaciones	-	-	-0,87 (-2,80)	-
Cuenta corriente/PIB	-1,21 (-2,57)	-1,17 (-1,21)	-	-1,80 (2,63)
Relación real intercambio	-0,35 (-2,19)	-0,36 (-1,45)	-1,20 (-2,66)	-
Tipo interés real USA	-	3,81 (1,61)	4,96 (1,97)	-
PIB países industrializados	-4,29 (-2,58)	-	-7,10 (-2,04)	-3,70 (-1,46)

Los resultados que se muestran corresponden a las estimaciones que incluyen como variables explicativas únicamente las que resultaron ser estadísticamente significativas. Las cifras entre paréntesis indican el valor del estadístico z.

Fuente: Kamin, Schindler y Samuel (2001)

Como primera conclusión se observa que las estimaciones por regiones arrojan unos mejores resultados, en términos de pseudo R², que las que se refiere a la muestra total. En cuanto a los coeficientes estimados, en la estimación para Latinoamérica los resultados son similares a los de la muestra total. Sin embargo, esto no ocurre para la estimación de los países asiáticos, donde los coeficientes de las variables tipo de cambio efectivo real y balanza por cuenta corriente muestran signo incorrecto.

Por último, para analizar si el origen de las crisis cambiarias se encuentra en los factores internos o externos, se realizan distintas simulaciones donde en cada caso, los valores de dos grupos de variables son sustituidos por sus valores medios, con el fin de medir la contribución del otro grupo de variables a la estimación de la probabilidad de crisis. Los resultados son similares a los del estudio anterior, siendo los factores domésticos los que presenta una mayor contribución en la estimación de

la probabilidad de crisis. Sin embargo, para profundizar en esta idea, se calcula el incremento que representa la probabilidad de crisis durante los años en que hay crisis respecto a los que no las hay, realizando este cálculo para cada grupo de variables. Los resultados que se obtienen son contradictorios a los anteriores, ya que el grupo de variables de factores internos es el que registra unos menores incrementos.

La interpretación de esta contradicción es que los factores domésticos son más estables en el tiempo y tienen una importante contribución en la estimación de probabilidad de crisis, mientras que los factores de equilibrio externo y de shocks externos que han variado más en el tiempo, contribuyen menos a la probabilidad de crisis pero contribuyen más al incremento en la probabilidad cuando se pasa de un año de no crisis a uno de crisis. La conclusión final es que ningún factor puede ser señalado como predominante, ya que un nivel adverso en los factores externos unido a unos niveles altos de vulnerabilidad atribuible a factores domésticos, es lo que empuja a una economía emergente a la crisis en la mayoría de las ocasiones.

8. Bussiere y Fratzscher (Mayo 2002)

Ficha técnica

Objetivo: estimación de un Logit multinomial, que permita eliminar los efectos que produce el sesgo post-crisis mejorando los resultados de la estimación de un Logit binomial y un Logit con datos de panel.

<u>Datos muestrales:</u>	
Países:	32 países distribuidos equilibradamente entre regiones: 8 de Latinoamérica, 12 asiáticos, 11 países del este, y Sudáfrica .
Periodo muestral:	diciembre de 1993 hasta septiembre de 2001
Periodicidad de la información:	Mensual
Nº crisis:	415

Definición de crisis cambiaria

Se utiliza un índice de presión especulativa (EMP_{it}) como la variable que define una crisis cambiaria para cada país i y para cada periodo t , según la siguiente expresión:

$$EMP_{it} = w_{RER} \left(\frac{RER_{i,t} - RER_{i,t-1}}{RER_{i,t-1}} \right) + w_r (r_{i,t} - r_{i,t-1}) - w_{res} \left(\frac{res_{i,t} - res_{i,t-1}}{res_{i,t-1}} \right)$$

El índice de presión especulativa se define, por tanto, como una media ponderada de la tasa de variación del tipo de cambio real (*RER*), la variación del tipo de interés (*r*), y la tasa de variación de las reservas (*res*). El uso de las variables en términos reales permite eliminar el efecto de las distintas tasas de inflación existentes entre los países de la muestra. Las ponderaciones se utilizan para dar una mayor peso a las variables con menor volatilidad, y se definen como la inversa de la varianza de cada variable para todos los países y para todo el periodo muestral.

La crisis cambiaria ($CC_{i,t}$) queda definida a través del valor que tome el índice de presión especulativa. Así, se definirá una crisis en un determinado momento, cuando el valor del índice supere en dos veces la desviación típica más la media del índice para ese país.

$$CC_{i,t} \begin{cases} 1 \text{ si } EMP_{i,t} > \overline{EMP}_i + 2SD(EMP_i) \\ 0 \text{ en caso contrario} \end{cases}$$

El horizonte temporal utilizado es de 12 meses, por lo que se transforma la variable contemporánea CC_i en una variable Y_i que se define como:

$$Y_i \begin{cases} 1 \text{ si para } k=1, 2, \dots, 12 \text{ ocurre que } CC_{i,t+k}=1 \\ 0 \text{ en caso contrario} \end{cases}$$

Así expresado, el modelo sirve para predecir si una crisis ocurrirá durante los 12 meses posteriores.

VARIABLES EXPLICATIVAS

Las variables explicativas que se incluyen en la estimación se clasifican en 6 grandes categorías: competitividad exterior, exposición externa, economía real y sector público, sector financiero nacional, factores internacionales y medidas de contagio. Dentro de cada categoría resultó significativa al menos una variables, excepto para el conjunto incluido en los factores internacionales. Las variables que finalmente se incluyen en el modelo son:

- Sobrevaloración del tipo de cambio real.
- Balanza por cuenta corriente en porcentaje del PIB.
- Ratio deuda a corto plazo sobre reservas

- Tasa de crecimiento del PIB
- Crédito doméstico al sector privado y público.
- Interdependencia financiera

Metodología

Se realizan diferentes estimaciones utilizando tres especificaciones distintas de un modelo Logit. En primer lugar se estima un modelo Logit binomial, donde la variable endógena únicamente identifica dos estados: periodo de crisis y periodo de calma. En segundo lugar, para incluir en la estimación la información relacionada con la existencia de datos transversales y de dimensión temporal, se estima un Logit con datos de panel, tanto con efectos fijos como con efectos aleatorios. Por último se estima un Logit multinomial, donde la variable endógena permite la identificación de tres posibles situaciones: período pre-crisis durante los 12 meses anteriores a que se de una crisis, un período de recuperación o post-crisis durante los 12 meses siguientes al fin de una crisis, y los periodos de tranquilidad o calma.

Resultados

Modelo Logit binomial

La estimación del modelo Logit binomial se realiza para dos muestras. La primera incluye los 32 países, mientras que en la segunda el número de países se reduce a 20. La razón se debe a que si bien los países incluidos en la muestra tienen características en común en relación a la apertura de los flujos de capital, no en todos se da esta circunstancia con la misma intensidad. En la muestra reducida se incluyen únicamente los países con una mayor apertura del mercado. Aunque los resultados no difieren mucho en ambas estimaciones respecto a las variables explicativas que resultan significativas (todas los coeficientes de las variables incluidas resultan estadísticamente distintos de cero y con un signo correcto), el ajuste es mejor en el modelo que incluye la muestra reducida (el pseudo R^2 es en este caso de 0,31 frente al 0,22 obtenido con la muestra total). Los resultados de ambos modelos²⁷ se comparan con los obtenidos en otros estudios (el modelo presentado por Kaminsky, Lizondo y Reinhart y el modelo utilizado por Goldman-Sachs) tal y como se muestra en el cuadro II.17.

²⁷ Todos los análisis de bondad en el ajuste se han realizado suponiendo un punto de corte en la probabilidad estimada del 20% para identificar señales de crisis. La selección del punto de corte debe ser bajo ya que el porcentaje de periodos de crisis es muy pequeño respecto al total de observaciones (8%).

Cuadro II.17. Principales resultados de Bussiere y Fratzscher (2002) (1)

	BF ¹ (32 países)	BF ¹ (20 países)	Kaminsky, Lizondo y Reinhart	Goldman- Sachs
% observaciones correctamente predichas	82,4	84,1	70,2	66,1
% crisis correctamente predichas	57,8	66,7	59,8	66,2
% de falsas señales del total de señales	57,3	50,0	70,3	74,0
Probabilidad de crisis emitida señal	42,7	50,0	29,7	26,0
Probabilidad de crisis no emitida señal	7,7	6,7	9,8	8,4

¹BF corresponde a la estimación realizada por Bussiere y Fratzscher

Fuente: Bussiere y Fratzscher (2002)

El modelo estimado a partir de la muestra reducida es el que obtiene unos mejores resultados. Así, es el que predice correctamente un porcentaje más alto de crisis (66,7%) y emite un menor número de falsas señales (50%). También es el que del total de señales emitidas, un mayor número corresponde a una crisis (50%). Este valor, aunque puede parecer bajo, no lo es tanto si se tiene en cuenta que la probabilidad de predecir una crisis por el modelo es tan sólo del 15,8%.

El modelo Logit panel

Si bien los resultados del modelo Logit binomial son satisfactorios, éstos podrían mejorarse incorporando en la estimación la existencia de información de datos transversales y de dimensión temporal. Es por ello, que se estima un modelo Logit con datos de panel realizándose distintas pruebas para efectos fijo y efectos aleatorios, obteniéndose mejores resultados en este último caso. Con la estimación del modelo Logit con datos de panel se obtienen unos resultados ligeramente mejores a los obtenidos en la estimación del Logit binomial.

El modelo Logit multinomial

Por último, se pretenden mejorar los resultados eliminando un sesgo que se introduce en la especificación del modelo, que los autores denominan sesgo "post-crisis". El modelo trata de explicar o predecir cómo de vulnerable es un país a una crisis, para lo cual se compara el comportamiento de las variables independientes antes de la crisis, con el comportamiento de las mismas variables durante periodos de tranquilidad. El problema, tal y como se ha especificado el modelo, es que se comparan periodos pre-crisis con observaciones en las que se mezclan periodos de calma con periodos de recuperación. Durante los periodos de recuperación, es de esperar que el valor de las variables sea diferente al registrado en periodos de calma, dado que en estos periodos

las variables aún están afectadas por la ocurrencia de la crisis. Es la mezcla de ambas situaciones lo que introduce un sesgo en la estimación.

Existen dos posibles soluciones para eliminar el sesgo post-crisis. Una consistiría en eliminar de la base de datos todas aquellas observaciones que se refieren a un periodo post-crisis, y estimar el modelo con una variable dependiente discreta. El inconveniente que presenta este método es la pérdida de información, por lo que la segunda alternativa que se propone es la estimación de un Logit multinomial, que permite a la variable dependiente recoger las tres posibles alternativas que pueden darse: periodo de pre-crisis durante los 12 meses anteriores a que se de una crisis, un periodo de recuperación durante los 12 meses siguientes al fin de una crisis, y los periodos de tranquilidad.

$$Y_t^i = \begin{cases} 1 & \text{si para todo } k=1, 2, \dots, 12 \text{ se cumple que } CC_{t+k}^i = 1 \\ 2 & \text{si para todo } k=1, 2, \dots, 12 \text{ se cumple que } CC_{t-k}^i = 1 \\ 0 & \text{para el resto de los casos} \end{cases}$$

La alternativa de la variable endógena que toma el valor 1 mide la probabilidad de que ocurra una crisis en algún momento durante los próximos 12 meses, mientras que la alternativa 2 trata de medir la probabilidad de que el país se encuentre en un periodo de recuperación en algún momento dentro de los 12 próximos meses. Si bien los periodos de recuperación pueden ser muy diferentes de unos países a otros, a través de la observación empírica de los países incluidos en la muestra se concluye que el periodo de recuperación ocurre, generalmente, 12 meses después de la última observación que se corresponde con un valor del índice de presión que supera el umbral definido como crítico.

Como primer resultado de la estimación se observa que las seis variables utilizadas en el Logit dicotómico vuelven a resultar significativas. Del análisis de los coeficientes relacionados con los periodos de crisis se observa que un crecimiento del tipo de cambio real, un incremento del crédito al sector privado, un elevado ratio de deuda a corto plazo sobre reservas, un déficit en la balanza por cuenta corriente, la existencia de contagio financiero y una caída de la tasa de crecimiento, elevan la probabilidad de crisis. Por otro lado, del análisis del valor de los coeficientes relacionados con los periodos de recuperación, se observa que éstos son diferentes tanto en cuantía como en signo, en determinadas ocasiones, respecto a los estimados para el caso de periodos de crisis, lo que justifica nuevamente la existencia de un sesgo post-crisis en la estimación del Logit dicotómico. En concreto, la balanza por cuenta corriente se

recupera hasta registrar un superávit, mientras que el tipo de cambio real inicia una tendencia a la baja.

En términos del poder predictivo, el modelo multinomial presenta unos mejores resultados que el Logit binomial, y que el Logit con datos de panel, tal y como se observa en el cuadro II.18.

Cuadro II.18. Principales resultados de Bussiere y Fratzscher (2002) (2)

	Logit dicotómico (20 países)	Logit panel (20 países)	Logit multinomial (20 países)
% observaciones correctamente predichas	84,1	84,8	82,7
% crisis correctamente predichas	66,7	67,9	79,0
% de falsas señales del total de señales	50,0	48,5	29,1
% probabilidad de crisis emitida señal	50,0	51,5	70,9
% probabilidad de crisis no emitida señal	6,7	6,4	10,6

Fuente: Bussiere y Fratzscher (2002)

Con la estimación del Logit multinomial se incrementa el porcentaje de crisis predichas correctamente respecto al Logit binomial, de 66,7% a 79,0%, y se reduce el de falsas alarmas de 50% a 29,1%. De la misma manera, la probabilidad de que ocurra una crisis cuando existe una señal de alarma se eleva del 50% a 70,9%.

A partir del modelo multinomial, para medir que variable tiene más peso en la probabilidad de crisis, se compara la probabilidad predicha cuando todas las variables toman sus valores promedios durante periodos de calma, con la probabilidad predicha cuando se produce un cambio en alguna de las variables explicativas. Así, se observa que:

- Un incremento del tipo de cambio efectivo real de un 1% incrementa la probabilidad de crisis en casi un punto respecto a la probabilidad de crisis durante un periodo de calma; un incremento del 2% la incrementa en casi 2 puntos; un incremento del 5% la incrementa en 6,3 puntos; y un incremento del 10% la incrementa en 17,9 puntos hasta el 23,26% de probabilidad.
- Un incremento del ratio de deuda a corto plazo sobre reservas desde su nivel medio de periodo tranquilo hasta su nivel medio de periodo de pre-crisis, eleva la probabilidad en un punto.
- Cuando el déficit por cuenta corriente aumenta hasta su nivel medio de pre-crisis, la probabilidad incrementa casi un punto.
- Cuando el contagio incrementa un 10% la probabilidad incrementa casi dos puntos.

- Cuando el crecimiento disminuye hasta el 2% la probabilidad incrementa tan solo medio punto.

De todo ello se deduce que la variable que presenta un mayor peso en la probabilidad de crisis es el tipo de cambio efectivo real, sin embargo, el resto de variables también tienen un peso importante en la probabilidad de crisis. Para comprobarlo se realiza una estimación eliminando la variable tipo de cambio efectivo real y como resultado se obtiene que el resto de variables siguen resultando significativas y su poder predictivo se mantiene alto.

Para testar la bondad del modelo se comprueba la capacidad del modelo para predecir crisis cambiarias fuera de la muestra. Con este objetivo se reestima el modelo utilizando distintas muestras, para luego realizar predicciones para los periodos que han quedado fuera de la muestra. Al modificar la muestra es posible que las variables explicativas que en un principio resultaban significativas ya no lo sean, por lo que en primer lugar se realiza la estimación con las seis variables y luego para realizar la predicción se eliminan aquellas que no resultan significativas.

Una de las primeras comprobaciones que se realiza consiste en estimar el modelo con datos hasta diciembre de 1996, con el objeto de testar si el modelo es capaz de predecir la crisis asiática de 1997. Cuando se utiliza esta muestra, la balanza por cuenta corriente y el ratio deuda a corto plazo sobre reservas dejan de ser significativas. Cuando se realiza la predicción se obtiene que de las siete crisis que ocurrieron en 1997, cuatro son predichas por el modelo y tres no. En concreto, la crisis de Korea no es predicha debido a la importancia que jugó la variable deuda a corto plazo en el desarrollo de esta crisis. Por otro lado, el modelo predice dos falsas alarmas en Rusia y Colombia, que si bien no experimentaron crisis en 1997 si lo hicieron en 1998. Como conclusión de este ejercicio se obtiene que si bien los niveles de deuda a corto plazo fueron un factor importante en las crisis asiáticas, también resultaron determinantes el resto de variables si incluidas en el modelo.

Para comprobar si el modelo es capaz de predecir la crisis en Rusia y en Brasil en 1998, se reestima el modelo para una muestra que finaliza en diciembre de 1997. En el caso de Rusia, la crisis es explicada por el fuerte crecimiento del ratio deuda a corto plazo sobre reservas en un contexto de bajo crecimiento y sobrevaloración del tipo de cambio efectivo real. En el caso de Brasil, si bien los niveles de la mayoría de las variables incluidas en el modelo no exceden de sus niveles medios, se observa como la variable más significativa en el desarrollo de esta crisis es el efecto contagio que se produce de los desequilibrios existentes en Rusia.

Por último se reestima el modelo utilizando la muestra que incluye observaciones hasta diciembre de 2000, para comprobar la bondad del modelo en la predicción de la crisis en Turquía y Argentina en 2001. En este caso la crisis de Turquía es predicha correctamente, obteniéndose una probabilidad muy elevada superior al 90%. Sin embargo, para el caso de Argentina, si bien la probabilidad se sitúa en niveles próximos al 20% durante los últimos meses, no se llega a superar este umbral con lo que la crisis no sería predicha correctamente.

Para finalizar el estudio, los autores realizan una serie de simulaciones con el objeto de encontrar relaciones entre el horizonte temporal, la selección del umbral de predicción y la aversión al riesgo por parte de la autoridad monetaria que se supone será el usuario final del modelo. Cuando el modelo emite una señal el gobierno reaccionará implementando una serie de medidas que permitan frenar la crisis o al menos reducir sus efectos. En esta situación, el gobierno habrá obtenido un beneficio. Sin embargo, si la crisis ocurre y el modelo no la predice, esto supondrá un coste para el gobierno. De la misma manera, cuando el modelo emite una falsa señal, el gobierno implementará una serie de medidas que supondrán un coste innecesario, ya que la crisis nunca hubiera ocurrido. La búsqueda del equilibrio entre el beneficio obtenido y el coste, suponen la definición del horizonte temporal (H) y del umbral de predicción (T).

Por lo tanto, optimizar la función de pérdida del gobierno implica maximizar el número de crisis bien predichas y minimizar el número de falsas alarmas y crisis perdidas. La dificultad se encuentra en que el objetivo de minimizar el número de falsas alarmas y de crisis perdidas son contrapuestos. Si se alarga el horizonte temporal y se eleva el umbral de probabilidad, se reduce el número de falsas alarmas a costa de incrementar el número de crisis no predichas. Reduciendo el umbral y acortando el periodo temporal, ocurre lo contrario. Tanto no predecir una crisis, como que el modelo emita una falsa señal tiene un coste para el gobierno que se trata de minimizar. La función de pérdida del gobierno queda expresada como

$$L(T) = \theta \text{Prob}^{NS/C}(T) + (1 - \theta) \text{Prob}^S(T)$$

donde la $\text{Prob}^{NS/C}$ es la probabilidad de que una crisis no sea predicha y Prob^S es la probabilidad de que el modelo emita una señal. θ es interpretado como el grado de aversión al riesgo del gobierno de fallar en la predicción de una crisis, mientras que $(1 - \theta)$ se interpreta como el coste que tiene implementar una medida para frenar una

crisis. Los autores comprueban como la elección del horizonte temporal y del umbral de predicción dependen del valor θ , llegando a las siguientes conclusiones:

- Para un horizonte temporal dado, a medida que aumenta la aversión al riesgo es preferible reducir el umbral de predicción. Esto es así ya que si el gobierno da importancia a perder una crisis, debe seleccionarse el umbral de predicción para elevar el número de crisis correctamente predichas.
- Para un nivel de aversión al riesgo dado, a largar el horizonte temporal permite elevar el umbral de predicción. Esto es así porque para un umbral dado, elevar el horizonte temporal supone incrementar la proporción de falsas alarmas frente a señales correctas, por lo que si se eleva el horizonte temporal, se debe elevar el umbral para minimizar la función de pérdida.
- Para un nivel de aversión al riesgo bajo es preferible un horizonte temporal corto. Esto es así porque al elevar el horizonte temporal se eleva el número de señales que emite el modelo, pero si la aversión es baja, es preferible que el modelo emita pocas falsas alarmas aún con el coste de que se pierdan crisis.

9. Kumar, Moorthy y Perraudin (julio 2002)

Ficha técnica

Objetivo: Se utiliza la metodología Logit para estimar una variable endógena que mide la probabilidad de que una crisis cambiaria ocurra. La definición de crisis cambiaria se realiza siguiendo dos enfoques, con el fin de testar las diferencias existentes entre ambas.

Datos muestrales:	
Países	32 economías en desarrollo
Periodo muestral:	enero de 1985 hasta octubre de 1999
Periodicidad de la información:	Mensual y anual
Nº de crisis:	160

Definición de crisis cambiaria

Una crisis cambiaria se define siguiendo dos enfoques diferentes. En primer lugar se trata de identificar aquellos episodios de presión especulativa que pueden terminan en una crisis o no. A diferencia de otros trabajos en los que se utiliza un índice de presión especulativa, en éste, para medir la presión del mercado se analizan los movimientos

que se producen en los beneficios que obtendría un inversor si invirtiese en bonos de Estados Unidos. Así, una crisis ocurre si

$$100 \left[\frac{e_{t+\Delta} - e_t}{e_t} \right] \left[\frac{1 + r_t^*}{1 + r_t} \right] > \gamma_1$$

donde e_t es el tipo de cambio moneda local / dólar, r_t^* y r_t es el tipo de interés extranjero y nacional para un plazo Δ , y γ_1 es el punto de corte fijado en un 5% y un 10%. Esta definición permite anticipar mejor una crisis al introducir de forma implícita la predicción en el mercado de spreads.

Una segunda definición de crisis sólo tiene en cuenta movimientos en el tipo de cambio, de tal manera que una crisis se produce cuando

$$100 \left[\frac{e_{t+\Delta} - e_t}{e_t} \right] > \gamma_2$$
$$\left[\frac{e_{t+\Delta} - e_t}{e_t} \right] > (1 + \gamma_3) \left[\frac{e_t - e_{t-\Delta}}{e_{t-\Delta}} \right]$$

Los puntos de corte se sitúan en 100% para γ_3 , lo que implica una aceleración en la tasa de depreciación de más del doble que en el periodo anterior, y un 5% o 10% para γ_2 .

VARIABLES EXPLICATIVAS

Las variables explicativas utilizadas se agrupan en las siguientes categorías:

- Variables macro: tasa de variación interanual de las reservas, ratio reservas sobre importaciones, el PIB, el tipo de cambio efectivo real, las exportaciones, el saldo presupuestario sobre el PIB, una variable dummy que trata de recoger aquellos países altamente inflacionistas (de tal manera que se le asigna el valor 1 a aquellos países en los que la inflación se mantuvo en los últimos 12 meses por encima de una tasa del 100% anualizada).
- Variables que miden la influencia de los flujos de capital y de la liberalización del mercado de capitales en las crisis cambiarias: flujos de inversión directa, inversión en cartera y una dummy que mide la liberalización de la cuenta de capital.

- Variable que se refieren a la estructura de la deuda: el ratio deuda pública externa sobre deuda privada externa.
- Para medir el efecto contagio se utilizan dos dummies: la primera vale uno si un país de la misma región ha sufrido una crisis en los últimos tres meses, y la segunda vale uno si un país con un crecimiento de las exportaciones muy correlacionado al país en cuestión ha sufrido una crisis en los últimos tres meses.
- Variables del entorno financiero internacional: un indicador de liquidez global, el precio de las materias primas distintas del petróleo, una variable tendencial, y retardos mensuales en la tasa de variación del tipo de cambio. Esta última variable permite recoger efectos de sobrerreacción en los tipos de cambio.

Las variables utilizadas tienen frecuencias distintas, algunas mensual y otras anual. Para solucionar este problema las variables con frecuencia anual se transforman en mensual interpolando. Por otro lado, la existencia de observaciones perdidas en algunos casos se resuelve también interpolando, cuando dichas observaciones se sitúan en valores intermedios, o perdiendo dichas observaciones, cuando se sitúan al principio o final de la muestra.

Para reducir el impacto sobre los resultados de observaciones atípicas se transforman todas las variables continuas usando la siguiente función $f(X) = \text{signo}\{X\} \log(1 + |X|)$. También se estandarizan los datos restándoles la media y dividiéndolos por la desviación típica.

Resultados

Se realizan varias estimaciones: dos con la definición de presión en el mercado y un umbral de 5% y 10%, y dos con la definición de variación del tipo de cambio y un umbral de 5% y 10%. Las variables que aparecen como más significativas en todas las estimaciones son la tasa de variación interanual de las reservas internacionales, el PIB expresado como desviación de la tendencia, y la variable dummy de contagio regional. La inversión en cartera y el tipo de cambio retardado un mes aparece como más significativas en la ecuación que incluye en la definición de crisis la variación del tipo de cambio, mientras que el ratio reservas sobre importaciones y la deuda pública en porcentaje de la deuda total, son más importantes en la ecuación que incluye en la definición de crisis los beneficios obtenidos por el inversor en deuda de Estados Unidos.

Para evaluar el poder predictivo dentro de la muestra se analiza el error de tipo I y el error de tipo II cometidos para distintos puntos de corte de la probabilidad estimada

que van de 0,01 a 0,15. Para los valores bajos del punto de corte se cometen errores elevados de tipo II, mientras que a medida que aumenta el punto de corte se incrementan los errores de tipo I. Los mejores resultados se obtienen para un punto de corte del 0,05 cuando en la definición de crisis se utiliza el umbral de 5% y para un punto de corte del 0,02 cuando el umbral es del 10%.

Estos mismos análisis se realizan para evaluar el poder predictivo fuera de la muestra, para lo que es necesario reestimar el modelo modificando el periodo muestral. Así, se realiza una estimación para el período que va de enero de 1985 a diciembre de 1993 y se realizan predicciones para las observaciones eliminadas hasta 1999. Los resultados, para un punto de corte del 0,05 en el caso en que en la definición de crisis se usa un umbral del 5%, y un punto de corte de 0,02 para el caso en que el umbral se define en el 10%, se muestran en el cuadro II.19.

Cuadro II.19. Principales resultados de Kumar, Moorthy y Perraudin (2002)

	Definición crisis (5%) / Punto de corte 0,05				Definición crisis (10%)/Punto de corte 0,02			
	En muestra		Fuera muestra		En muestra		Fuera muestra	
	Tipo I	Tipo II	Tipo I	Tipo II	Tipo I	Tipo II	Tipo I	Tipo II
Definición de presión en el mercado								
Total muestra	44	76	-	-	44	76	-	-
Muestra reducida	39	74	46	80	42	74	42	82
Definición de variación en el tipo de cambio								
Total muestra	40	81	-	-	33	88	-	-
Muestra reducida	42	80	42	71	29	88	30	81

Fuente: Elaboración propia a partir de Kumar, Moorthy y Perraudin (2002)

En las estimaciones con la muestra reducida, se siguen manteniendo como variables más significativas las reservas internacionales, el ratio de deuda pública y la variable de contagio. Dado que lo más costoso en términos predictivos es el error de tipo I, atendiendo a este criterio se obtienen mejores resultados cuando se utiliza la definición de crisis que tiene en cuenta la variación del tipo de cambio, frente a la que mide la presión especulativa en el mercado.

10. Komulainen y Lukkarila (noviembre 2002)

Ficha técnica

Objetivo: se estima un modelo Probit que además de incorporar los indicadores macroeconómicos comúnmente utilizados, incluye indicadores del sector bancario para incorporar las debilidades de este sector en la estimación de la probabilidad de una crisis, tal y como se argumenta en los modelos de tercera generación.

<u>Datos muestrales:</u>	
Países:	31 economías emergentes incluyendo países del área Latinoamericana, Asia, África y países europeos con ingresos medios.
Periodo muestral:	enero de 1980 hasta diciembre de 2001
Periodicidad de la información:	Mensual

Definición de crisis cambiaria

Para determinar los periodos en que ocurrió una crisis se utiliza un índice de presión especulativa (*EMP*) que se construye como una media pondera entre la depreciación del tipo de cambio y la pérdida de reservas, tal que

$$EMP = \Delta e - (\sigma_e / \sigma_r) \Delta r$$

donde Δe representa la tasa de variación del tipo de cambio, Δr la tasa de variación de las reservas, y σ_e y σ_r la desviación típica de la tasa de variación del tipo de cambio y de las reservas, respectivamente. Una crisis se define como un valor del índice de presión de mercado superior a la media más dos veces la desviación típica. El horizonte temporal de predicción es de 12 meses, con lo que una crisis se define no sólo en el mes en que ocurre sino en los 11 meses anteriores.

VARIABLES explicativas

Las variables explicativas utilizadas son las señaladas en la literatura teórica y en los estudios empíricos previos, haciendo un especial hincapié en aquellas indicadores que sirven para medir posibles debilidades del sector financiero. Las categorías que se establecen son las siguientes:

- Cuenta de capital: Reservas internacionales, flujos de capital a corto plazo en porcentaje del PIB e inversión directa exterior en porcentaje del PIB.
- Cuenta corriente: saldo de la cuenta corriente en porcentaje del PIB y exportaciones.
- Sector real: producción industrial e inflación.
- Sector fiscal: saldo presupuestario en porcentaje del PIB.
- Sector financiero: depósitos bancarios, ratio tipo de interés préstamo / depósito, ratio M2 sobre reservas, crecimiento del crédito nacional, reservas bancarias sobre el total de activos y obligaciones bancarias en moneda extranjera en porcentaje del PIB.
- Otros: diferencial del tipo de interés, sobrevaloración del tipo de cambio real, y una dummy que recoge la existencia de las crisis bancarias.

Algunas de las variables incluidas sirven para medir cambios en las expectativas de los agentes del mercado, que podrían suponer un freno a la entrada de capital en el país, tales como los flujos de capital a corto plazo, oferta monetaria sobre reservas y diferencial de tipo de interés.

Recientemente se ha argumentado que la liberalización financiera es una posible razón de las crisis. Si bien muchas economías emergentes liberalizaron el sector financiero durante los años 80 y 90, se argumenta que la liberalización supone una entrada de capital en el país durante los años siguientes, que al poco tiempo se transforma en una salida de dichos flujos que es lo que provoca la crisis. Para medir este efecto se introducen variables dummy en el modelo que miden la liberalización externa (como una liberalización de la balanza de capital), y la liberalización interna (como una desregulación del tipo de interés nacional). Ambas variables se incluyen con retardos.

Resultados

Se realizan dos estimaciones para distintos periodos muestrales. La primera incluye todas las observaciones (desde 1980 hasta 2001), mientras que la segunda sólo incluye las observaciones que comprenden el período de 1991 hasta 2001. Con ello se pretende testar la existencia de diferencias en los indicadores que explican las crisis de la década de los 90 respecto a las crisis del pasado. Los resultados de ambas estimaciones se muestran en el cuadro II.20.

Cuadro II.20. Principales resultados de Komulainen y Lukkarila (2002)

	Muestra: 1980:1-2001:12		Muestra: 1991:1-2001:12	
Pseudo R ²	0,11		0,17	
Nº observaciones	6.600		3.828	
	Coefficiente	Estadístico z	Coefficiente	Estadístico z
Reservas	-0,0032	-2,54	-0,0137	-3,73
Flujos capital CP/PIB	0,0099	1,73	-0,0319	-3,38
Inversión directa extranjera/PIB	-0,0375	-4,44	0,0342	2,47
Cuenta corriente/PIB	-0,0243	-5,58	-0,0620	-8,03
Exportaciones	0,0023	1,97	0,0018	0,99
Depósitos bancarios	-0,0009	-0,30	-0,0186	-1,66
Ratio tipo préstamo/depósito	-0,0381	-1,80	-0,3182	-5,45
M2/reservas	0,0100	6,48	0,0350	7,71
Crecimiento crédito nacional	0,0019	1,58	0,0028	1,29
Reservas bancarias/Activos	0,0551	2,20	-0,1022	-2,15
Obligaciones bancarias extranjeras/PIB	0,0137	8,16	0,0445	10,59
Producción industrial	-0,0038	-1,81	-0,0001	-0,01
Inflación	0,0509	12,23	0,0378	2,80
Saldo presupuestario/PIB	-0,0032	-1,15	-0,0083	-1,74
Diferencial tipo interés	0,0000	-2,38	-0,0001	-0,68
Tipo cambio real	-0,0223	-12,16	-0,0194	-5,96
Crisis bancaria	0,7542	12,03	0,9545	9,72
Liberalización: interna	-0,1304	-1,23	-0,0930	-0,44
Liberalización: externa	-0,7045	-4,31	-1,4270	-3,62

Fuente: Komulainen y Lukkarila (2002)

Para la muestra total, la probabilidad de crisis incrementa con déficits en la balanza por cuenta corriente, cuando el ratio M2 sobre reservas, las obligaciones en moneda extranjera de los bancos, la inflación y la sobrevaloración del tipo de cambio real son altos, y los flujos de inversión directa son bajos. Las crisis cambiarias parecen estar también relacionadas con las crisis bancarias, lo que refuerza la idea de las crisis gemelas. Además, el ratio M2 sobre reservas y las obligaciones en moneda extranjera aparecen como muy significativas, lo que justifica como un país altamente endeudado en el exterior se convierte en dependiente de los mercados financieros para obtener liquidez, lo que le hace más vulnerable a una crisis cambiaria. Los resultados también indican que la liberalización externa reduce la probabilidad de crisis. Esto puede ser explicado porque la posibilidad de mantener altos diferenciales de interés favorece la entrada de capital reduciendo la probabilidad de crisis.

En la estimación que incluye como datos muestrales únicamente las crisis de la década de los noventa, un incremento del ratio M2 sobre reservas y de las obligaciones en moneda extranjera, de nuevo incrementan la probabilidad de una crisis significativamente. Durante la década de los 90 las variables tradicionales, como la producción industrial, el diferencial del tipo de interés, el crecimiento del crédito nacional y la inversión directa extranjera, no explican las crisis, mientras que indicadores del sector bancario se muestran como más significativos. Este hecho confirma la idea de que las debilidades del sector bancario fueron una causa importante para explicar las crisis de esta época. Otras variables como la sobrevaloración del tipo de cambio real, una caída en la entrada de capitales a corto plazo y déficits en la cuenta corriente también explican las crisis de los noventa.

Por último, se comparan los resultados obtenidos en este estudio con otros como los de Frankel y Rose (1996), Berg y Pattillo (1999) y Kaminsky et al. (2000). Los resultados son similares en el sentido de que las variables macroeconómicas tradicionales como la sobrevaloración del tipo de cambio real, el ratio M2 sobre reservas y el déficit de la cuenta corriente, contribuyen a que ocurra una crisis cambiaria. Una caída en la entrada de flujos de inversión y altos niveles de inflación, también incrementan la probabilidad de crisis. Variables financieras, no incluidas en otros estudios, resultan como significativas en éste. Por otro lado, indicadores que si son significativos en otros estudios no lo resultan en éste, como las exportaciones, el déficit fiscal y el crecimiento del crédito doméstico. La razón se encuentra, según los autores, en que se incluye dentro de la muestra solo economías emergentes y no países industrializados.

CAPÍTULO III:

MODELOS ALTERNATIVOS EN LA ESTIMACIÓN DE VARIABLES DISCRETAS

III.1. INTRODUCCIÓN: CLASIFICACIÓN DE LOS MODELOS DE ELECCIÓN DISCRETA

El enfoque econométrico utilizado en el diseño de un sistema de alerta anticipada para predecir crisis cambiarias, se ha basado en el uso de modelos econométricos de elección discreta, que tienen como objetivo predecir la probabilidad de que se produzca una crisis a partir de las variables más relevantes de los modelos teóricos de crisis cambiarias. Si bien este enfoque tiene como principal ventaja la de cuantificar en una única medida el grado de vulnerabilidad de un país a este tipo de procesos, ha sido criticado por su difícil interpretación.

En este capítulo se trata de profundizar en el estudio de los modelos de elección discreta, desde un punto de vista econométrico, para facilitar tanto su uso adecuado como la interpretación de sus resultados. Se comienza realizando una revisión a la tipología existente de modelos de elección discreta así como a su interpretación económica, para profundizar, en el resto del capítulo, en los conceptos teóricos que cubren las etapas de especificación, estimación de los parámetros y validación y contraste de hipótesis de los modelos.

III.1.1. DISTINTAS TIPOLOGÍAS EN LA MODELIZACIÓN DE VARIABLES DISCRETAS

La utilidad de los modelos de elección discreta frente a la econometría tradicional radica en que los primeros permiten la modelización de variables cualitativas, a través del uso de técnicas propias de las variables discretas. Se dice que una variable es discreta cuando está formada por un número finito de alternativas que miden cualidades. Esta característica exige la codificación como paso previo a la modelización, proceso por el cual las alternativas de las variables se transforman en códigos o valores cuánticos, susceptibles de ser modelizados utilizando técnicas econométricas.

La modelización de este tipo de variables se conoce genéricamente con el nombre de modelos de elección discreta, dentro de la cual existe una amplia tipología de modelos. En concreto, según el número de alternativas incluidas en la variable endógena, se distinguen los modelos de respuesta dicotómica frente a los denominados modelos de respuesta o elección múltiple. Según la función utilizada para la estimación de la probabilidad existe el modelo de probabilidad lineal truncado, el modelo Logit y el modelo Probit. Según que las alternativas de la variable endógena sean excluyentes o incorporen información ordinal se distingue entre los modelos con

datos no ordenados y los modelos con datos ordenados. Dentro de los primeros, según que los regresores hagan referencia a aspectos específicos de la muestra o de las alternativas entre las que se ha de elegir, se distingue entre los modelos multinomiales y los condicionales.

Teniendo en cuenta todos los elementos que influyen en el proceso de especificación de los modelos de elección discreta, se puede establecer una clasificación general de los mismos, que queda recogida en la el cuadro III.1.

Cuadro III.1. Clasificación de los modelos de elección discreta

Nº de alternativas	Tipo de alternativas	Tipo de función	El regresor se refiere a:	
			Características (de los individuos)	Atributos (de las alternativas)
Modelos de respuesta dicotómica (2 alternativas)	Complementarias	Lineal	Modelo de Probabilidad Lineal Truncado	
		Logística	Modelo Logit	
		Normal tipificada	Modelo Probit	
Modelos de respuesta múltiple (más de 2 alternativas)	No ordenadas	Logística	Logit Multinomial - Logit Anidado - Logit Mixto	Logit Condicional - Logit Anidado - Logit Mixto
		Normal tipificada	Probit Multinomial Probit Multivariante	Probit Condicional Probit Multivariante
	Ordenadas	Logística	Logit Ordenado	
		Normal tipificada	Probit Ordenado	

Cuando la variable a modelizar presenta únicamente dos alternativas posibles y mutuamente excluyentes entre sí, se utilizan los **modelos de respuesta dicotómica**. En este tipo de modelos la variable endógena se codifica utilizando dos únicos valores: 1 hará referencia a una de las posibles alternativas y 0 a la contraria. La variable así codificada se interpreta como la probabilidad de ocurrencia de la alternativa codificada con el valor 1, de manera que el resultado de la estimación será una probabilidad cuyo rango de variación estará limitado entre cero y uno. Valores próximos a 1 indican mayor probabilidad de ocurrencia, mientras que al ser las alternativas excluyentes entre sí, la probabilidad de ocurrencia de la alternativa codificada con el valor 0 vendrá dada por la diferencia entre 1 y el valor estimado.

Según la función utilizada para la estimación de la probabilidad se distinguen entre los modelos lineales, donde el más utilizado es el **Modelo de Probabilidad Lineal Truncado**, y los modelos no lineales. Dentro de este segundo conjunto de modelos se utilizan distintas funciones de distribución para medir la probabilidad, lo que da lugar a los modelos **Logit**, si la función utilizada es la curva logística, y el modelo **Probit**, si la

función de distribución utilizada es la de la normal tipificada. El modelo lineal presenta ciertas deficiencias que se comentarán en los próximos apartados, por lo que son más adecuados para este tipo de modelización los modelos no lineales. Las diferencias existentes en la estimación proporcionada por los modelos Logit y Probit son mínimas, por lo que la complejidad que presenta la interpretación de los modelos Probit ha hecho de los Logit los más utilizados en el terreno aplicado.

Frente a las variables dicotómicas, que presentan únicamente dos posibles alternativas, existen aquellas otras que hacen referencia a múltiples categorías o alternativas de respuesta. En este caso nos encontramos ante los **modelos de respuesta múltiple** donde la elección se realiza entre más de dos alternativas posibles. Dentro de los modelos de elección múltiple, existe una clasificación en función de la forma en que se presentan el conjunto de alternativas posibles. Así, las alternativas que presenta la variable respuesta pueden indicar un orden o tratarse simplemente de alternativas que reflejan la pertenencia a un determinado grupo, dando lugar a los **modelos con datos ordenados**, en el primer caso, frente a los datos **no ordenados** en el segundo caso.

Para el último conjunto de modelos (datos no ordenados), existen distintas especificaciones según el tipo de regresores que se utilicen. Así, las variables explicativas pueden hacer referencia a aspectos específicos del individuo, y por tanto su valor será el mismo en todas las alternativas, o a aspectos específicos de las alternativas entre las que se ha de elegir, pudiendo variar tanto entre individuos como entre alternativas. En el primer caso, este tipo de regresores se conoce con el nombre de características, y dan lugar a los **modelos multinomiales**, mientras que en el segundo caso los regresores reciben el nombre de atributos que son los que se utilizan en los **modelos condicionales**.

La estimación de los modelos multinomiales se complica a medida que aumenta el número de alternativas de la variable respuesta. Esto es así ya que, para poder recoger el efecto de cada variable explicativa en la probabilidad de decisión de cada alternativa, es necesario incluir variables ficticias con el objeto de permitir que los coeficientes varíen entre alternativas. El número de variables ficticias a incluir en el modelo estará en función del número de alternativas que presente la variable respuesta, aumentando el número de parámetros a estimar a medida que lo hacen las alternativas.

Esta situación no se da en los modelos condicionales, ya que en este caso no aumenta el número de parámetros al hacerlo las alternativas. Sin embargo, en estos

modelos puede resultar de difícil manejo el conjunto de datos cuando el número de alternativas es elevado, ya que cada nueva alternativa supone añadir al conjunto de datos una nueva fila para cada observación. Es decir, en este caso lo que incrementa cuando se añaden nuevas alternativas es el número de observaciones muestrales.

Para realizar la estimación de ambos modelos (multinomiales y condicionales) se asume el supuesto de que las perturbaciones aleatorias son independientes y homocedásticas, lo que si bien simplifica el proceso de estimación supone una restricción en la modelización del comportamiento de los individuos. Esto es así por la propiedad de independencia de alternativas irrelevantes, que se presenta en modelos con ausencia de autocorrelación y heterocedasticidad, y que implica que la comparación entre las probabilidades asociadas a dos alternativas es independiente de las restantes alternativas. En determinadas situaciones esta propiedad conduce a errores de especificación, ya que resulta muy restrictivo el hecho de que la comparación entre dos alternativas no se vea afectada por la incorporación de alternativas nuevas que sean altamente sustitutivas con las alternativas existentes.

Para relajar esta restricción, es necesario utilizar supuestos sobre la distribución conjunta de los errores que permitan dependencia entre alternativas. En este sentido, la estimación a través de un modelo **Probit Multivariante** soluciona el problema en la teoría, permitiendo una mayor flexibilidad en la modelización al permitir cualquier estructura en la matriz de varianzas y covarianzas de los errores. Sin embargo su aplicación práctica ha resultado ser muy escasa dado el elevado grado de complejidad que requiere el proceso de estimación.

Otra alternativa en la modelización surgida para relajar el supuesto de independencia de alternativas irrelevantes es el uso de los modelos **Logit Anidados**. Este tipo de modelo agrupa las alternativas posibles en subconjuntos de alternativas permitiendo correlación en un grupo de alternativas, aunque mantiene el cumplimiento de la propiedad de independencia de alternativas irrelevantes entre las alternativas de un grupo y en la elección entre grupos.

Si bien el Logit Anidado permite la modelización de situaciones en las que existen alternativas altamente sustitutivas, de una manera sencilla y evitando las complicaciones del Probit Multivariante, presenta una estructura de la matriz de varianzas y covarianzas del término de error muy simple, al no permitir la presencia de heterocedasticidad. Es por ello, que en los últimos años han comenzado a desarrollarse modelos que si bien mantiene la mayor sencillez en el proceso de estimación de los Logit, permite una mayor flexibilidad en la definición de la matriz de

varianzas y covarianzas como en los Probit. Son los denominados **Logit Mixtos**, en cuya especificación se incluyen términos aleatorios adicionales que permiten recoger la presencia de correlación y heterocedasticidad.

La última tipología en la modelización de las variables discretas, es la que hace referencia a variables con alternativas ordenadas. La especificación del modelo es diferente, en este caso, a las que se define para datos no ordenados, ya que la inclusión de mayor información en el proceso de modelización permite mejorar los resultados de la estimación. En este caso, los modelos utilizados presentan una mayor semejanza con los modelos de regresión, tendiendo a éstos cuando el número de alternativas es muy elevado.

Dentro de los modelos de elección múltiple, y al igual que en los modelos de respuesta dicotómica, según el tipo de función de distribución que se utilice en la especificación (logística o normal tipificada) el modelo se hará referencia a la especificación Logit o a la Probit.

III.1.2. INTERPRETACIÓN ESTRUCTURAL DE LOS MODELOS DE ELECCIÓN DISCRETA

En la literatura existen dos enfoques para la interpretación estructural de los modelos de elección discreta. El primero hace referencia a la modelización de una variable latente a través de una función índice, que trata de modelizar una variable inobservable o latente. El segundo de los enfoques permite interpretar los modelos de elección discreta bajo la teoría de la utilidad aleatoria, de tal manera que la alternativa seleccionada en cada caso será aquella que maximice la utilidad esperada.

Para entender ambos enfoques, el razonamiento empleado se aplicará al caso sencillo de la modelización de una variable dicotómica, siendo la aplicación generalizada al caso de los modelos de respuesta múltiple inmediata. Bajo el primero de los enfoques se trata de modelizar una variable índice, inobservable o latente no limitada en su rango de variación, I_i^* . Cuando la variable latente supera un determinado nivel, la variable discreta toma el valor 1, y si no lo supera toma el valor 0. La variable latente depende de un conjunto de variables explicativas²⁸ que generan las

²⁸ La variable latente está relacionada con sus características a través de un modelo de regresión:

$$I_i^* = X_i\beta + \varepsilon_i$$

donde $X_i\beta$ recibe el nombre de función índice.

alternativas que se dan en la realidad y que permiten expresar el modelo dicotómico como:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } I_i^* > 0 & \text{lo que ocurre cuando } X_i\beta + \varepsilon_i > 0 \\ 0 & \text{si } I_i^* < 0 & \text{lo que ocurre cuando } X_i\beta + \varepsilon_i < 0 \end{cases}$$

donde el supuesto sobre la distribución de ε_i determina el tipo de modelo a estimar: si se supone una función de distribución uniforme, se utiliza el Modelo Lineal de Probabilidad truncado; si se distribuye como una normal con media cero y varianza uno, el modelo generado será un Probit; mientras que si se supone que se distribuye como una curva logística, se trataría de un modelo Logit. La hipótesis de que el umbral a superar por la variable latente sea cero se puede modificar por cualquier otro valor sugiriéndose, en determinados estudios, que el valor crítico sea el definido por el término constante.

Bajo este enfoque el modelo probabilístico quedaría definido por

$$P_i = \text{Prob}(Y_i = 1) = \text{Prob}(I_i^* > 0) = \text{Prob}(X_i\beta + \varepsilon_i > 0) = F(X_i\beta) \quad (\text{III.1})$$

Con el modelo así definido, la variable endógena del modelo dicotómico representa la probabilidad de ocurrencia del fenómeno analizado, siendo la probabilidad de que ocurra la opción 1 más elevada cuando mayor sea el valor de I_i^* .

El segundo de los enfoques para la interpretación de los modelos de respuesta dicotómica es el que hace referencia a la modelización a través de la formulación de una utilidad aleatoria. Bajo este enfoque un individuo debe adoptar una decisión que le permita elegir entre dos alternativas excluyentes, la 1 o la 0, lo que hará maximizando la utilidad esperada que le proporciona cada una de las alternativas posibles sobre las que tiene que decidir. Es decir, el individuo i -ésimo elegirá una de las dos alternativas dependiendo de que la utilidad que le proporciona dicha decisión sea superior a la que le proporciona su complementaria.

La formulación del modelo bajo esta teoría parte del supuesto de que la utilidad derivada de una elección, U_{i0} o U_{i1} , es función de las variables explicativas de dicha decisión, que son las características propias de cada una de las alternativas de elección y las características personales propias del individuo, de manera que suponiendo linealidad en las funciones, se tiene

$$\begin{aligned} U_{i0} &= \alpha_0 + X_{i0}\beta + \varepsilon_{i0} \\ U_{i1} &= \alpha_1 + X_{i1}\beta + \varepsilon_{i1} \end{aligned} \tag{III.2}$$

donde los ε_{ij} recogen las desviaciones que los agentes tienen respecto a lo que sería el comportamiento del agente medio y que se debe a factores aleatorios. El agente i elegirá la opción 1 si la utilidad de esa decisión supera la de la opción 0 y viceversa, de manera que,

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } U_{i1} > U_{i0} \\ 0 & \text{si } U_{i1} < U_{i0} \end{cases}$$

Y el modelo dicotómico quedaría definido por,

$$\text{Prob}(Y_i = 1) = \text{Prob}(U_{i1} > U_{i0}) = \text{Prob}(U_{i1} - U_{i0} > 0) = F(X_i\beta) \tag{III.3}$$

Según que la función asociada a la perturbación aleatoria ε_{ij} (que será la función de distribución, $F(X_i\beta)$, que se suponga siga dicha probabilidad), sea una función de distribución uniforme, la función de distribución de la normal tipificada o la de la curva logística, se obtienen el Modelo Lineal de Probabilidad Truncado, el Probit o el Logit, respectivamente.

Ambos enfoques, el de la función índice y el de la formulación de una utilidad aleatoria, justifican en términos estructurales la existencia de los modelos probabilísticos bajo dos teorías económicas alternativas, aunque en ambos casos, la expresión final que define la formulación del modelo es la misma.

III.1.3. ORIGENES Y POSTERIORES DESARROLLOS DE LOS MODELOS DE ELECCIÓN DISCRETA

La función logística se inventó en el siglo XIX como una curva que servía para describir el crecimiento de poblaciones. Suponiendo $W(t)$ el tamaño de una población en el momento t , la tasa de crecimiento absoluta $\dot{W}(t)$ se expresó como

$$\dot{W}(t) = dW(t)/dt \tag{III.4}$$

Asumiendo que la tasa de crecimiento \dot{W} era proporcional a la población W , se expresó el crecimiento relativo como

$$\dot{W}(t) = \alpha W(t) \text{ donde } \alpha = \dot{W}(t) / W(t) \quad (\text{III.5})$$

El inconveniente que presentaba la tasa de crecimiento así calculada es que se mantenía constante en el tiempo, lo cual no siempre tenía porque corresponderse con la realidad. La solución que se planteó a este problema fue calcular el crecimiento de la población como

$$W(t) = A \exp(\alpha t) \quad (\text{III.6})$$

donde A es una constante que depende de las condiciones iniciales y, que en este caso, puede ser denotada por $W(0)$. Este modelo fue la base para la teoría de Malthus en 1789, para describir una población humana que dejada a su propio destino mantenía una progresión geométrica. Doscientos años después, esta función exponencial fue usada por el Club de Roma (1972) en los Modelos Globales de Economía.

La función exponencial también fue usada por Alphonse Quetelet (1795-1874), un estadístico belga quien observó que dicha función, en un horizonte de extrapolación muy grande, podía generar valores imposibles. Fue Pierre-Francois Verhulst (1804-1849), un alumno suyo, quien planteó una formulación alternativa para solucionar este problema, con la siguiente expresión

$$\dot{W}(t) = \beta W(t) [\Omega - W(t)] \quad (\text{III.7})$$

donde Ω representa un límite superior o un valor de saturación para W . Si se expresa $W(t)$ como una fracción de Ω , es decir, $P(t) = W(t) / \Omega$, la expresión anterior puede ser escrita como

$$\dot{P}(t) = \beta P(t) [\Omega - P(t)] \quad (\text{III.8})$$

siendo la solución de la ecuación diferencial

$$P(t) = \frac{\exp(\alpha + \beta t)}{1 + \exp(\alpha + \beta t)} \quad (\text{III.9})$$

a quien Verhulst denominó función logística. A partir de dicha expresión, el valor de la población $W(t)$ se obtiene como

$$W(t) = \Omega \frac{\exp(\alpha + \beta t)}{1 + \exp(\alpha + \beta t)} \quad (\text{III.10})$$

Verhulst publicó su hallazgo en diferentes documentos entre 1838 y 1847. La primera publicación fue una nota-resumen en el "*Correspóndanse Mathématique et Physique*" editado por Quetelet en 1838, en la que de una manera muy breve se expone la función y se realiza un ajuste de la misma para las poblaciones de Francia, Bélgica y Rusia, pero sin detallar el proceso de estimación. Un segundo documento más completo se publica en el "*Proceedings*" de la Real Academia Belga en 1845. Aquí se la denomina por primera vez como curva logística y se desarrolla el proceso para estimar los tres parámetros: Ω , α y β . Sin embargo, los resultados obtenidos para el parámetro Ω resultaron no ser satisfactorios (la estimación arrojaba valores para este parámetro inferiores a los valores reales del momento), por lo que en 1847 se publica un segundo documento en el "*Proceedings*", en el que se desarrollan métodos de corrección para mejorar el ajuste de la curva.

Después de esta última publicación no se conoce ninguna otra aplicación de dicha función, y no es hasta 1920 que la curva logística es redescubierta por Raymond Pearl, biólogo, y Lowell J. Reed, matemático y bioestadístico. Ambos autores, a pesar de desconocer el trabajo de Verhulst, llegaron a la misma expresión de la curva logística que la presentada por éste. Los trabajos aplicados que Pearl y Reed hicieron de la curva descubierta por ellos, a la cual no denominaron como logística, fue en el campo de la Biología.

Fue Yule en 1925, quien hace una referencia en su trabajo al documento presentado por Verhulst renombrando a la expresión utilizada por Pearl y Reed como curva logística. El uso que hizo Yule de la curva fue en el campo de la Química, donde la función logística fue empleada, con algunas variaciones, para describir los procesos de catálisis.

Desde entonces, la curva logística ha sido muy empleado en distintos terrenos siendo actualmente utilizada para estudiar los ciclos de vida de los productos. La idea básica del crecimiento logístico, curva en forma de "S", recoge las cuatro etapas básicas de los modelos de penetración de un producto en el mercado, que se resumen, tal y como se muestra en el siguiente gráfico, en las etapas de introducción, crecimiento, maduración y saturación.

Estos fenómenos de difusión suelen representarse mediante una curva en 'S' en la que en el eje de abscisas se sitúa el tiempo y en el de ordenadas el porcentaje de población que usa el producto. Tras un periodo en el que pocos sujetos aceptan la innovación o producto a continuación, y de forma progresiva, se inicia una senda de rápidos crecimientos (basados en el efecto contagio de los agentes que participan en el mercado), para pasar, a medida que una parte del mercado se va cubriendo, a una fase de disminución en el ritmo de crecimiento hasta un nivel de saturación con crecimiento cero. En los últimos años, este tipo de modelos se han utilizado también para describir la penetración en los mercados de las nuevas tecnologías.

Los antecedentes de la aplicación de la curva logística a los modelos probabilísticos, se remontan a la década de los 30, cuando paralelamente al uso de la curva logística para explicar los procesos de catálisis, en el campo de la biología se comenzaron a desarrollar los análisis de probabilidades en experimentos biológicos. Aunque la invención de estos modelos se suele atribuir a Gaddum (1933) y Bliss (1934), se encuentran antecedentes en la escuela alemana de Fechner (1801-1887). Fechner estudió la respuesta humana a estímulos externos a través de experimentos, observando que tales respuestas no eran uniformes para estímulos idénticos. La aportación de Gaddum y Bliss fue en esta línea, al desarrollar el modelo Probit, cuyo nombre se debe a Bliss, y surge como una abreviatura de "probabilidad unitaria" (probability unit).

En estos modelos, cada observación consistía en n_i individuos que recibían una cierta dosis X_i , donde la proporción P_i respondían al tratamiento. Lo que se trataba de modelizar era la probabilidad de que un individuo respondiese al tratamiento, a través de la función de distribución normal, al asumir que la distribución de los errores era normal. La función de distribución normal cumple la propiedad de estar acotada entre 0 y 1, por lo que su estimación podía ser interpretada como una probabilidad.

En los años 50 se extiende el uso de estos modelos probabilísticos, que en un primer momento modelizan una variable dicotómica con dos únicas alternativas posibles, a otros campos como la economía y los estudios de mercado. Así, Farell (1954), emplea un modelo Probit para estimar la probabilidad de ser propietario de un automóvil en función de distintos niveles de renta y Adam (1958) utiliza curvas log-normales para estimar la probabilidad de compra de cigarrillos dados distintos niveles de precios.

Joseph Berkson, quien había trabajado con Reed en el estudio de los procesos de catálisis, en 1944 propone usar la función logística como alternativa a la función normal, dando lugar a los modelos Logit, denominación que se crea por similitud con

los modelos Probit de Bliss. La similitud entre la función de distribución logística y la normal, había sido ya descubierta con anterioridad por Wilson (1925), sin embargo Berkson es el primero que defiende su uso como alternativa a la función de distribución normal. Entre 1944 y 1980 escribió un gran número de documentos centrados en el estudio del proceso de estimación de los modelos Logit. Si bien en sus primeros momentos el uso de la curva logística en los modelos probabilísticos no tuvo una buena aceptación, con el paso del tiempo comenzaron a reconocerse las propiedades del análisis logístico, cuya principal ventaja frente al Probit era una mayor simplicidad en sus cálculos. Entre 1960 y 1970 el uso de los modelos Logit comienza a cobrar importancia hasta equipararse a los modelos Probit.

La generalización de los modelos probabilísticos dicotómicos a los modelos de múltiples alternativas fue debida a Cox (1966) y a los trabajos posteriores e independientes de Theil (1969). Los avances de los ordenadores y de las técnicas de estimación por máxima verosimilitud contribuyeron enormemente al desarrollo de este tipo de modelos.

Fue en 1973, cuando los trabajos en esta línea de McFadden, para estimar la elección de distintos medios de transporte, le permitieron conectar este tipo de modelos con el aparato teórico que dio origen a la teoría de la elección discreta, por la que la elección de una alternativa discreta se justifica a partir de la maximización de la utilidad individual. A partir de entonces, los modelos de elección discreta son interpretados como modelos que solucionan un problema de elección a través de la maximización de la utilidad que le proporcionan al individuo las distintas alternativas sobre las que tiene que elegir. En 1975 McKelvey y Zavoina añaden un nuevo enfoque teórico a los modelos probabilísticos, al formular explícitamente el modelo de la regresión latente para justificar desde un punto de vista estructural, distinto al de la teoría de la utilidad, la estimación de los modelos de elección discreta.

Los estudios de McFadden han permitido un importante desarrollo de los modelos de respuesta múltiple condicionales y multinomiales, y es quien postula la propiedad conocida como "independencia de las alternativas irrelevantes" por la que la comparación de las probabilidades asociadas a dos alternativas es independiente del resto de alternativas. Toda su contribución a la ciencia en este campo le llevó a conseguir el Premio Nóbel de Economía en el año 2000.

Actualmente los esfuerzos, en el campo de la modelización de las variables discretas, se centran en la especificación de un modelo que permita relajar el supuesto de independencia y varianza constante que supone la estimación del Logit Multinomial,

hacia nuevas estructuras de la matriz de varianzas y covarianzas de la perturbación aleatoria que permitan incorporar presencia de autocorrelación y de heterocedasticidad, supuestos éstos más reales en determinadas circunstancias.

En este sentido, el desarrollo de la modelización Probit Multivariante depende de los avances en computación, debido al costoso proceso de estimación que presentan estos modelos. Una alternativa ha sido la resolución de la estimación a través de métodos de simulación que permiten llegar a soluciones coherentes. El desarrollo de los modelos Logit mixtos, también permite avances en esta línea de investigación al permitir incorporar los supuestos de correlación y heterocedasticidad en la perturbación aleatoria. Sin embargo, su reciente aparición obliga a una escasa existencia de trabajos aplicados en este campo, que hoy en día continúa desarrollándose.

Por otro lado, el uso de especificaciones alternativas, que reduzcan la rigidez de la que adolecen los modelos Logit y Probit, se presenta como una nueva línea de investigación en la modelización de variables discretas. En este sentido, ya desde hace tiempo, se utiliza el modelo Gompit o Valor Extremo, que utiliza en su especificación la curva de Gompertz o función de distribución valor extremo tipo I, como una alternativa a la modelización discreta tradicional. Con este tipo de modelización se relaja la condición de simetría que incorpora la curva logística y la función de distribución normal, sin embargo, sigue sin solucionarse el problema de flexibilidad al mantenerse la existencia de un punto de inflexión fijo (situado en el valor 0,37 en el modelo Gompit frente al valor 0,5 del Logit y Probit).

Enlazando con los modelos de difusión de nuevos productos, Vicéns (2003) propone como alternativa a la modelización de variables dicotómicas el uso de la curva Nelder, también conocida como logística generalizada. Esta función soluciona los problemas de rigidez que presentan las otras curvas, ya que la inclusión de un nuevo parámetro permite determinar el punto de inflexión en el proceso de estimación. Si bien sus resultados en el campo aplicado no han sido aún muy contrastados, abre una nueva línea de investigación hacia la estimación de modelos probabilísticos con curvas flexibles.

III.2. MODELOS DE RESPUESTA DICOTÓMICA .

III.2.1. MODELO LINEAL DE PROBABILIDAD (MLP)

III.2.1.1. Especificación e interpretación del MLP

La primera tentativa teórica desarrollada para estudiar modelos con variables dicotómicas se planteó como una mera extensión del Modelo Lineal General que viene expresado por:

$$Y_i = \alpha + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \quad (\text{III.11})$$

donde:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si ocurre una alternativa} \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

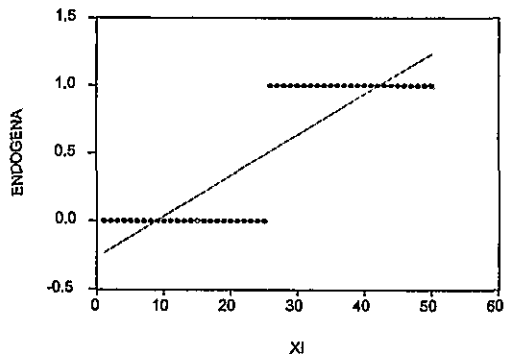
$$X_{ki} = \text{Variables explicativas}$$

$$\varepsilon_i = \text{Variable aleatoria que se distribuye normal } N(0, \sigma^2)$$

La distribución de la muestra en este tipo de modelos se caracteriza por configurar una nube de puntos de tal manera que las observaciones muestrales se dividen en dos subgrupos. Uno de ellos está formado por las observaciones en las que ocurrió el acontecimiento objeto de estudio ($Y_i = 1$), y el otro, por los puntos muestrales en los que no ocurrió ($Y_i = 0$).

Una representación gráfica de la nube de puntos para el caso de una sola variable explicativa es la que aparece en el gráfico III.1, en el que la variable explicativa se representa en el eje de abscisas y la variable endógena en el eje de ordenadas. La elaboración del modelo lineal de probabilidad requiere el ajuste de esa nube de puntos a una función lineal (recta de regresión) capaz de explicar de la mejor manera el comportamiento de la muestra.

Gráfico III.1. Nube de puntos en un modelo de respuesta dicotómica



El Modelo Lineal de Probabilidad, ecuación (III.11), se puede interpretar en términos probabilísticos, en el sentido de que un valor concreto de la recta de regresión mide la probabilidad de que ocurra el acontecimiento objeto de estudio, es decir, la probabilidad de que $Y_i = 1$. La demostración matemática de esta afirmación se puede realizar desde dos ópticas: a través del cálculo de la esperanza matemática de Y_i , o a través del cálculo de la esperanza matemática de ε_i .

Suponiendo que la probabilidad de que ocurra el acontecimiento objeto de estudio, $Pr obb(Y_i = 1)$, es $f_i(1)$, y que la probabilidad de que no ocurra el acontecimiento, $Pr obb(Y_i = 0)$ es $f_i(0) = 1 - f_i(1)$, se puede calcular la esperanza de Y_i en términos probabilísticos como:

$$E(Y_i) = 1 * f_i(1) + 0 * f_i(0) = f_i(1) \quad (III.12)$$

Y dados los posibles valores de Y_i , se tiene que:

$$E(Y_i) = E(\alpha + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i) = \alpha + \beta_k X_{ki} + E(\varepsilon_i) = \alpha + \beta_k X_{ki} \quad (III.13)$$

Por lo que:

$$E(Y_i) = \alpha + \beta_k X_{ki} = f_i(1) \quad (III.14)$$

De la misma manera, a partir de la ecuación (III.11) se obtiene:

$$\varepsilon_i = Y_i - \alpha - \beta_k X_{ki} \quad (III.15)$$

por lo que, los valores que toma la perturbación aleatoria son $(1 - \alpha - \beta_k X_{ki})$ cuando $Y_i = 1$ y $(-\alpha - \beta_k X_{ki})$ cuando $Y_i = 0$. Si se admite que $E(\varepsilon_i) = 0$ y aplicando de nuevo el concepto de esperanza

$$E(\varepsilon_i) = (1 - \alpha - \beta_k X_{ki}) f_i(1) + (-\alpha - \beta_k X_{ki}) (1 - f_i(1)) = 0 \quad (III.16)$$

De donde, nuevamente

$$f_i(1) = \alpha + \beta_k X_{ki} \quad (III.17)$$

Ambas demostraciones llegan a la conclusión de que el modelo estimado se puede interpretar como la estimación de una probabilidad. Es decir, \hat{Y}_i se puede considerar como la estimación de la probabilidad de que ocurra el acontecimiento objeto de estudio ($Y_i=1$) siguiendo el siguiente criterio: valores próximos a cero se corresponden con una baja probabilidad de ocurrencia del acontecimiento analizado (menor cuanto más próximos a cero); mientras que a valores próximos a uno se les asigna una probabilidad elevada de ocurrencia (mayor cuanto más próximos a uno).

III.2.1.2. Limitaciones de la estimación por MCO

La estimación del modelo anterior por Mínimos Cuadrados Ordinarios plantea una serie de limitaciones que se pasan a comentar a continuación:

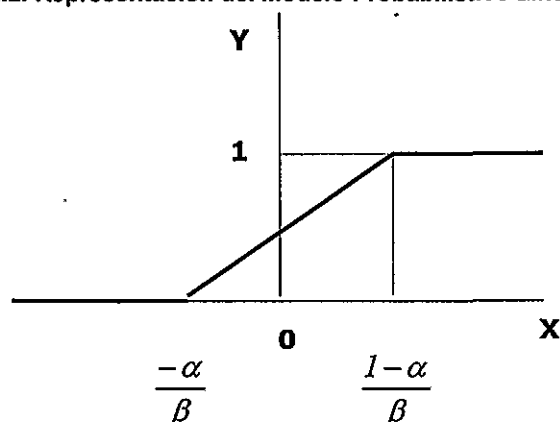
1. El valor estimado puede estar fuera del rango (0 - 1). La estimación del Modelo Lineal de Probabilidad a través de MCO no garantiza que los valores estimados de Y_i estén entre 0 y 1, lo cual carece de lógica al interpretarse el valor estimado como una probabilidad. Este problema se soluciona truncando el rango de variación del valor estimado, dando lugar al modelo conocido con el nombre de **Modelo Probabilístico Lineal Truncado**, y que, para una única variable explicativa, se expresa de la forma:

$$Y_i \begin{cases} 1 & \alpha + \beta_k X_{ki} \geq 1 \\ \alpha + \beta_k X_{ki} & 0 < \alpha + \beta_k X_{ki} < 1 \\ 0 & \alpha + \beta_k X_{ki} \leq 0 \end{cases}$$

Sin embargo, si se restringen los valores de Y_i a 0 y 1, los valores del término independiente y la pendiente varían según los valores de X_i , de tal forma que:

- Para $X_i \leq -\alpha / \beta$: Término independiente y pendiente iguales a 0.
- Para $-\alpha / \beta \leq X_i \leq (1-\alpha) / \beta$: Término independiente igual α y pendiente igual a β .
- Para $X_i \geq (1-\alpha) / \beta$: Término independiente igual a 1 y pendiente igual a 0.

Gráfico III.2. Representación del Modelo Probabilístico Lineal Truncado



Esto hará que si se incluyen en la estimación puntos en los que $X_i \leq -\alpha/\beta$ ó $X_i \geq (1-\alpha)/\beta$ los estimadores serán sesgados e inconsistentes.

2. La perturbación aleatoria puede no seguir una distribución Normal: Dados los valores que toma la perturbación aleatoria no se puede asegurar que ésta se distribuya como una normal, al tratarse de una distribución binaria o dicotómica. Si bien el incumplimiento de la hipótesis de normalidad no invalida la estimación por MCO, ya que los estimadores así estimados siguen siendo ELIO, sin embargo, la ausencia de normalidad imposibilita el uso de los estadísticos habituales utilizados para realizar el contraste de hipótesis tales como la t-Student, la F-Snedecor, etc, al basarse dichos contrastes en la hipótesis de normalidad de la perturbación aleatoria.

3. Problemas de heterocedasticidad: Aún en el caso de que se cumplieren las hipótesis de media y correlación nula en la perturbación aleatoria ($E(\varepsilon_i) = 0$ y $E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0$ para todo $i \neq j$) no se cumple la hipótesis de varianza constante, es decir, la perturbación aleatoria no es homocedástica. Para comprobarlo se calcula la varianza de la perturbación aleatoria a través de su definición:

$$\begin{aligned} Var(\varepsilon_i) &= E(\varepsilon_i - E(\varepsilon_i))^2 = E(\varepsilon_i)^2 = (1 - \alpha - \beta_k X_{ki})^2 f_i(1) + (-\alpha - \beta X_{ki})^2 (1 - f_i(1)) = \\ &= (1 - f_i(1))^2 f_i(1) + (f_i(1))^2 (1 - f_i(1)) = (1 - f_i(1)) f_i(1) (1 - f_i(1) + f_i(1)) = (1 - f_i(1)) f_i(1) \end{aligned} \quad (III.18)$$

La varianza de la perturbación aleatoria es una función de la probabilidad $f_i(1)$, la cual es a su vez función de cada una de las observaciones de las variables explicativas X_{ki} . La perturbación aleatoria es, por tanto, heterocedástica y la estimación del

modelo mediante el método de MCO obtiene unos estimadores de los coeficientes de regresión con varianza no mínima, es decir, no eficientes.

Este problema podría solucionarse estimando el modelo a través de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG). A este tipo de modelos se les denomina Modelos Lineales Probabilísticos Ponderados. La estimación a través de MCG requiere la realización de los siguientes pasos:

- Se estima el modelo (III.11) mediante MCO sin tener en cuenta el problema de heterocedasticidad, obteniéndose el valor estimado \hat{Y}_i .
- El valor \hat{Y}_i se utiliza para calcular la varianza de la perturbación aleatoria, a través de la fórmula anteriormente obtenida:

$$Var(\varepsilon_i) = (1 - f_i(1))f_i(1) = \hat{Y}_i(1 - \hat{Y}_i) = \sigma_i^2 \quad (III.19)$$

- Si los valores estimados de \hat{Y}_i son mayores que la unidad o menores que cero, deben sustituirse por la unidad (en el primer caso) o por cero (en el segundo). En ambos casos el valor resultante del cálculo de la varianza de ε_i será cero, lo que generaría problemas al utilizar la $Var(\varepsilon_i)$ como ponderador. Ante esta situación se puede optar por eliminar las observaciones que generan estos valores, incurriendo en pérdida de información. Es por ello que la opción preferida es sustituir los valores mayores o iguales a la unidad por 0,999, y los valores menores o iguales a cero por 0,001.
- Se pondera el modelo (III.11) dividiendo ambos miembros de la ecuación por la desviación típica estimada $\sqrt{\sigma_i^2} = \sqrt{\hat{Y}_i(1 - \hat{Y}_i)}$, con el fin de transformar el modelo en homocedástico.

$$\frac{Y_i}{\sqrt{\sigma_i^2}} = \beta_1 \frac{1}{\sqrt{\sigma_i^2}} + \beta_2 \frac{X_{1i}}{\sqrt{\sigma_i^2}} + \dots + \beta_k \frac{X_{ki}}{\sqrt{\sigma_i^2}} + \varepsilon_i \frac{1}{\sqrt{\sigma_i^2}} \quad (III.20)$$

La estimación por MCO del modelo transformado es equivalente a aplicar MCG en el modelo (III.11) y en ambos casos se obtienen estimaciones eficientes de los coeficientes de regresión.

Sin embargo, uno de los problemas que presenta la estimación por MCG es la pérdida del término independiente en el modelo. La omisión del término independiente puede

provocar que la suma de los residuos sea distinta de cero lo que puede tener consecuencias sobre el coeficiente de determinación (puede ser negativo), la función de verosimilitud estimada a partir de los residuos y los estadísticos que se obtienen a partir de ella.

4. El coeficiente de determinación R^2 está subestimado. La suma de los cuadrados de los residuos ($\sum e_i^2$) es más grande de lo habitual debido a la forma específica en que se distribuye la nube de puntos de una variable dicotómica. Dado que el cálculo del coeficiente de determinación²⁹ se ve afectado por $\sum e_i^2$, el R^2 calculado en la estimación por MCO es más pequeño de lo que realmente debería ser.

III.2.1.3. Interpretación de los coeficientes estimados

La interpretación de los coeficientes estimados en los Modelos Lineales de Probabilidad (MLP) es similar a la del Modelo Lineal General. Para conocer su significado es necesario obtener la derivada parcial del modelo respecto a cada una de las variables explicativas que acompañan al parámetro. Así, la derivada parcial de la ecuación (III.11) quedaría como:

$$\partial Y_i / \partial X_{ki} = \beta_k \quad (\text{III.21})$$

Por lo que en el caso de los MLP, los parámetros del modelo miden el efecto de una variación unitaria en cada una de las variables explicativas sobre la probabilidad de ocurrencia del acontecimiento objeto de estudio. Así, si se produce un incremento de una unidad en la variable explicativa X_{1i} , ese aumento provocaría una variación igual a β_1 en la probabilidad $f_i(1)$.

En el caso de que la variable explicativa fuese una variable cualitativa (bien dicotómica o politómica), la interpretación del coeficiente se realiza calculando la diferencia entre los valores esperados según que la variable cualitativa tome cada una de sus posibles opciones. Para el caso sencillo en que se utilizasen como regresores del modelo una variable explicativa cuantitativa, X_1 , y otra dicotómica, X_2 , con dos posibles alternativas codificadas como 0 y 1, el valor del parámetro β_2 que acompaña a la variable cualitativa queda explicado por:

²⁹ El coeficiente de determinación se obtiene a través de la fórmula $R^2 = 1 - \frac{\sum e_i^2}{\sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2}$

si $X_2=1$, entonces, $E(Y_i / X_2 = 1) = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2$

si $X_2=0$, entonces, $E(Y_i / X_2 = 0) = \alpha + \beta_1 X_1$

La variación en la probabilidad de que un individuo elija la opción 1 de la variable Y_i en función de que ocurra la variable explicativa X_2 ($X_2=1$) o que no ocurra ($X_2=0$) se obtiene calculando la diferencia entre los dos valores esperados anteriores:

$$E(Y_i / X_2 = 1) - E(Y_i / X_2 = 0) = (\alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2) - (\alpha + \beta_1 X_1) = \beta_2 \quad (\text{III.22})$$

El término independiente se interpreta como la probabilidad de ocurrencia del acontecimiento objeto de estudio, en el caso de que el resto de variables explicativas valgan cero. En algunas ocasiones es posible encontrar valores del término independiente negativos, que, dado que se interpretan como una probabilidad, se suelen asociar a un valor igual a cero, es decir, probabilidad nula.

Uno de los problemas que plantea la interpretación de los parámetros estimados en este tipo de modelos es el relacionado con el supuesto de linealidad, por el cual el incremento que se produce en la probabilidad estimada cuando la variable explicativa incrementa en una unidad es el mismo independientemente del nivel en que se encuentre la variable explicativa, supuesto que en la realidad no es cierto.

III.2.2. MODELOS DE PROBABILIDAD NO LINEAL

III.2.2.1. Diferentes tipos de modelos de probabilidad no lineal

La estimación e interpretación de los modelos probabilísticos lineales plantea una serie de problemas que han llevado a la búsqueda de otros modelos alternativos que permitan estimaciones más fiables de las variables dicotómicas. Para evitar que la variable endógena estimada pueda encontrarse fuera del rango (0, 1), las alternativas disponibles son utilizar modelos de probabilidad no lineales, donde la función de especificación utilizada garantice un resultado en la estimación comprendido en el rango 0-1.

Las funciones de distribución cumplen este requisito, ya que son funciones continuas que toman valores comprendidos entre 0 y 1, de tal manera que tienden a 0 cuando X_i tiende a $-\infty$, y tienden a 1 cuando X_i tiende a $+\infty$. Sin embargo, el uso de una función de distribución, dado su carácter creciente, puede llevar a confusión al pensar que se

está imponiendo una relación positiva entre la variable explicativa y la endógena, es decir, que siempre que aumentan los valores de la variable explicativa, aumentará la probabilidad de ocurrencia de la alternativa 1, situación que no tiene porque corresponderse con la realidad. Sin embargo, esto no es así, ya que la función de distribución será creciente cuando se verifique que $\alpha + \beta_k X_{ki}$ sea mayor que 0 y decreciente si $\alpha + \beta_k X_{ki}$ es menor que 0, por lo que la relación entre la variable explicativa y la probabilidad de ocurrencia viene determinada por el signo del parámetro que acompaña a cada una de las variables explicativas.

Dado que el uso de una función de distribución garantiza que el resultado de la estimación esté acotado entre 0 y 1, en principio las posibles alternativas son varias, siendo las más habituales la función de distribución logística, que ha dado lugar al modelo Logit, y la función de distribución de la normal tipificada, que ha dado lugar al modelo Probit. Tanto los modelos Logit como los Probit relacionan, por tanto, la variable endógena Y_i con las variables explicativas X_{ki} a través de una función de distribución.

En el caso del modelo Logit, la función utilizada es la logística, por lo que la especificación de este tipo de modelos queda como sigue

$$Y_i = \frac{1}{1 + e^{-\alpha - \beta_k X_{ki}}} + \varepsilon_i = \frac{e^{\alpha + \beta_k X_{ki}}}{1 + e^{\alpha + \beta_k X_{ki}}} + \varepsilon_i \quad (\text{III.23})$$

o bien de forma reducida,

$$Y_i = \Lambda(X_{ki} \beta_k) + \varepsilon_i \quad (\text{III.24})$$

donde: Λ se refiere a la función de distribución logística;

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si ocurre una alternativa} \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

$$X_{ki} = \text{Variable explicativa}$$

$$\varepsilon_i = \text{Variable aleatoria que se distribuye normal } N(0, \sigma^2)$$

En el caso del modelo Probit la función de distribución utilizada es la de la normal tipificada, con lo que el modelo queda especificado a través de la siguiente expresión,

$$Y_i = \int_{-\infty}^{\alpha + \beta X_i} \frac{1}{(2\pi)^{1/2}} e^{-\frac{s^2}{2}} ds + \varepsilon_i \quad (\text{III.25})$$

donde la variable s es una variable "muda" de integración con media cero y varianza uno.

De forma reducida el Modelo Probit puede expresarse como:

$$Y_i = \Phi(X_{ki} \beta_k) + \varepsilon_i \quad (\text{III.26})$$

donde: Φ se refiere a la función de distribución de la Normal;

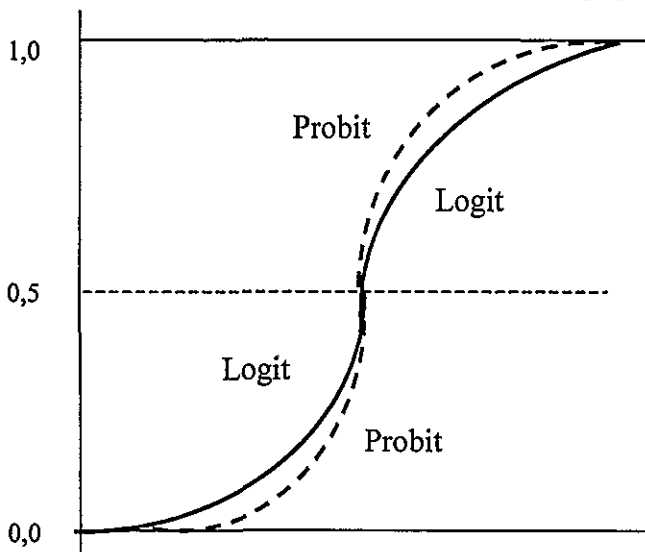
$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si ocurre una alternativa} \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

$$X_{ki} = \text{Variable explicativa}$$

$$\varepsilon_i = \text{Variable aleatoria que se distribuye normal } N(0, \sigma^2)$$

La diferencia entre los modelos Logit y Probit es, fundamentalmente, operativa ya que la forma de ambas curvas es muy similar. Discrepan, únicamente, en la rapidez con que las curvas se aproximan a los valores extremos. Así, la función logística es más achatada que la normal al alcanzar, esta última, más rápidamente los valores extremos (0 y 1).

Gráfico III.3. Comparación entre el modelo Logit y Probit



Dada la similitud existente entre ambas curvas, los resultados estimados por ambos modelos no difieren mucho entre sí, a menos que se tenga un número elevado de observaciones en los extremos, es decir, a menos que los datos se encuentren

altamente concentrados en las colas. La distribución logística tiende a dar probabilidades mayores que la distribución normal al suceso $Y=0$ cuando $X_{ki}\beta_k$ es muy pequeño, y probabilidades menores que la distribución normal cuando $X_{ki}\beta_k$ es muy grande. También se observan algunas diferencias entre las estimaciones que proporcionan los dos modelos cuando la muestra contiene pocos valores de Y iguales a una de los dos alternativas posibles. Sin embargo, ésta no es la situación habitual, obteniéndose estimaciones muy similares entre los dos modelos para valores intermedios de $X_{ki}\beta_k$.

Existe, además, una relación entre los coeficientes estimados por ambos modelos, que vienen expresados en distintas escalas. Mientras que el modelo Probit se normaliza con una desviación típica de 1, en el modelo Logit la normalización es $\pi / \sqrt{3} \cong 1,8$, por lo que aproximadamente cabría esperar la relación $1,8 \hat{\beta}_{probit} \cong \hat{\beta}_{logit}$ entre los parámetros de ambos modelos.

Amemiya (1981) argumenta que para transformar los parámetros deberían considerarse la distribución normal y logística para el tramo de probabilidades entre el 30% y 70%, proponiendo la aproximación $1,6 \hat{\beta}_{probit} \cong \hat{\beta}_{logit}$.

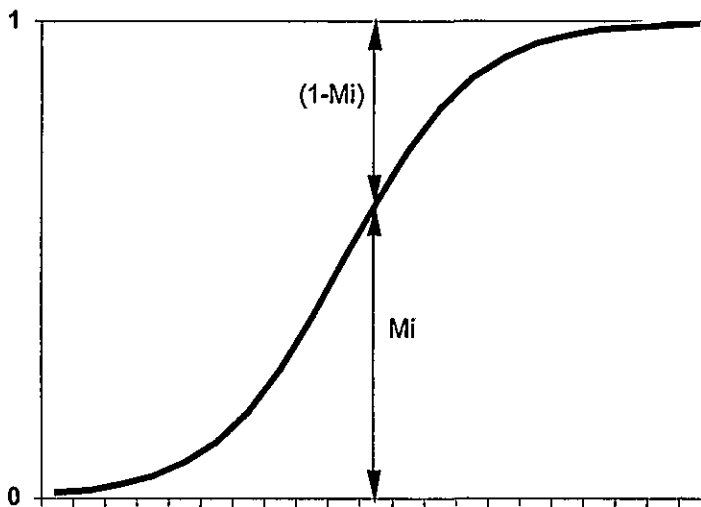
Dado que salvo raras excepciones, los resultados de las estimaciones obtenidas con ambos modelos no difieren sustancialmente, la principal diferencia entre ambos modelos es operativa, y se debe a la complejidad que presenta el cálculo de la función de distribución normal frente a la logística, ya que la primera solo puede calcularse en forma de integral, dificultando la manipulación algebraica de los parámetros y su interpretación.

Esta menor complejidad de manejo que caracteriza al modelo Logit es lo que ha potenciado su aplicación en la mayoría de los estudios empíricos. Es por ello que, en el presente trabajo, los esfuerzos se centran en desentramar el aparato estadístico en el que se apoya el proceso de ajuste de los modelos Logit, haciendo únicamente menciones expresas para el caso de los modelos Probit en determinadas ocasiones. Si bien en estos últimos los cálculos operativos diferirán dada una especificación distinta del modelo, el desarrollo teórico de los procesos estadísticos son los mismos, utilizando en cada caso la función de distribución correspondiente a cada modelo.

III.2.2.2. Interpretación del resultado de la estimación y de los coeficientes estimados en un modelo Logit

Al igual que en el Modelo Lineal de Probabilidad, el Modelo Logit (III.23) se puede interpretar en términos probabilísticos, es decir, sirve para medir la probabilidad de que ocurra el acontecimiento objeto de estudio ($Y_i=1$). Así, definiendo M_i como la probabilidad del estado o la alternativa 1, se tiene que $E(y_i)=Prob(Y_i=1)=M_i$, mientras que la probabilidad que se le asigna a que no ocurra el acontecimiento será $E(y_i)=Prob(Y_i=0)=(1-M_i)$. Puesto que la suma de ambas probabilidades debe ser igual a la unidad la interpretación gráfica del modelo queda como sigue (gráfica III.4).

Gráfico III.4. Interpretación del Modelo Logit



La interpretación probabilística del modelo Logit se demuestra a través del cálculo de la esperanza matemática de Y_i , o a través del cálculo de la esperanza matemática de ε_i . Así, si se calcula la esperanza de Y_i en términos probabilísticos se obtiene:

$$E(Y_i) = 1 * M_i + 0 * (1 - M_i) = M_i \quad (III.27)$$

y dado que para un valor concreto de las variables explicativas, el valor esperado de la variable Y_i se puede obtener a través de la ecuación (III.24)

$$E(Y_i) = E(\Lambda(X_{ki}\beta_k) + \varepsilon_i) = \Lambda(X_{ki}\beta_k) + E(\varepsilon_i) = \Lambda(X_{ki}\beta_k) \quad (III.28)$$

de donde igualando la ecuación (III.27) y (III.28) se obtiene,

$$E(Y_i) = \Lambda(X_{ki}\beta_k) = M_i \quad (III.29)$$

De la misma manera, a partir de la ecuación (III.24) se obtiene que

$$\varepsilon_i = Y_i - \Lambda(X_{ki}\beta_k) \quad (III.30)$$

Admitiendo que $E(\varepsilon_i)=0$ y aplicando el concepto de esperanza matemática a la perturbación aleatoria se obtiene que

$$E(\varepsilon_i) = (1 - \Lambda(X_{ki}\beta_k))M_i + (-\Lambda(X_{ki}\beta_k))(1 - M_i) = M_i - \Lambda(X_{ki}\beta_k) = 0 \quad (III.31)$$

De donde,

$$M_i = \frac{1}{1 + e^{-\alpha - \beta_k X_{ki}}} = \frac{e^{\alpha + \beta_k X_{ki}}}{1 + e^{\alpha + \beta_k X_{ki}}} = \Lambda(X_{ki}\beta_k) \quad (III.32)$$

De ambas maneras se llega a la conclusión de que dados unos valores concretos de las variables explicativas, el resultado del Modelo Logit es la probabilidad estimada de que ocurra la alternativa 1.

Siendo esto así, es fácil calcular la probabilidad estimada de que no ocurra la alternativa 1, es decir, que ocurra la opción 0, ya que al ser alternativas complementarias se cumplirá:

$$\text{Prob}(Y_i = 0) = 1 - \text{Prob}(Y_i = 1) = 1 - M_i = 1 - \frac{e^{\alpha + \beta_k X_{ki}}}{1 + e^{\alpha + \beta_k X_{ki}}} = \frac{1}{1 + e^{\alpha + \beta_k X_{ki}}} \quad (III.33)$$

Para conocer el efecto marginal sobre la probabilidad de un incremento unitario en una de las variables explicativas, es necesario calcular la derivada parcial de la ecuación (III.23) y (III.24) para cada una de las variables explicativas, siempre que éstas sean derivables:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Lambda(X_{ki}\beta_k)}{\partial X_{ki}} &= \frac{\partial \left(\frac{e^{X_{ki}\beta_k}}{1 + e^{X_{ki}\beta_k}} \right)}{\partial X_{ki}} = \frac{e^{X_{ki}\beta_k} (1 + e^{X_{ki}\beta_k}) \beta_k - e^{X_{ki}\beta_k} e^{X_{ki}\beta_k} \beta_k}{(1 + e^{X_{ki}\beta_k})^2} \\ &= \frac{e^{X_{ki}\beta_k}}{(1 + e^{X_{ki}\beta_k})^2} \beta_k = \lambda(X_{ki}\beta_k) \beta_k \end{aligned} \quad (III.34)$$

donde $\lambda(X_{ki}\beta_k)$ es la función de densidad de la logística (derivada de la función de distribución). A través de la ecuación (III.34) se observa que la variación de la probabilidad debida a un incremento de la variable X_{ki} , bajo la hipótesis de que el resto de variables explicativas se mantienen constantes, depende del producto de la función de densidad por el valor de β_k .

Sabiendo que el resultado del modelo es igual a la probabilidad de que ocurra el acontecimiento objeto de estudio ($Y_i=1$), y que la probabilidad de que se de la opción 0 es igual a uno menos la probabilidad de que ocurra la opción 1, del producto de ambas probabilidades se obtiene:

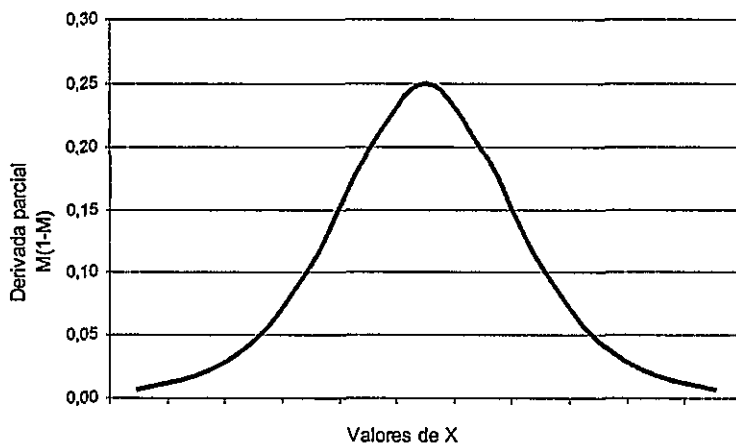
$$M_i(1 - M_i) = \frac{e^{\alpha + \beta X_{ki}}}{(1 + e^{\alpha + \beta X_{ki}})} \frac{1}{(1 + e^{\alpha + \beta X_{ki}})} = \frac{e^{\alpha + \beta X_{ki}}}{(1 + e^{\alpha + \beta X_{ki}})^2} \quad (III.35)$$

por lo que la función de densidad de la logística queda expresada como $\lambda(X_{ki}\beta_k) = M_i(1 - M_i)$, y

$$\frac{\partial \Lambda(X_{ki}\beta_k)}{\partial X_{ki}} = M_i(1 - M_i)\beta_k \quad (III.36)$$

En el gráfico III.5 se muestra la curva que representa el producto $M_i(1 - M_i)$ para los distintos valores de una variable X_k suponiendo el resto de variables explicativas constantes. Dicha curva corresponde a una función de densidad cuyo valor máximo es 0,25 cuando M_i toma el valor 0,5.

Gráfico III.5. Variación en la probabilidad para distintos niveles de la variable X



Por lo tanto, los coeficientes estimados en el Modelo Logit no cuantifican el incremento de la probabilidad de ocurrencia del acontecimiento objeto de estudio cuando incrementa en una unidad la variable explicativa correspondiente, como ocurría en el Modelo Lineal de Probabilidad. Mientras que el signo de los coeficientes sí es interpretable al indicar la dirección en que se mueve la probabilidad cuando aumenta la variable explicativa correspondiente, la cuantía del parámetro no coincide con la magnitud de la variación en la probabilidad, ya que ésta depende del nivel original de la misma. Es decir, la magnitud de la variación depende del valor concreto que tome la función de densidad, lo cual depende de la pendiente de dicha función en el punto X_i , de tal manera que cuanto más elevada sea dicha pendiente mayor será el impacto del incremento de una variable explicativa sobre la variación de la probabilidad.

La interpretación de los coeficientes del Modelo Logit elimina, por lo tanto, el supuesto de linealidad que se daba en los Modelos Lineal de Probabilidad, al suponer que los incrementos en la probabilidad, cuando aumenta en una unidad la variable explicativa, no son iguales y dependerán del nivel original de la misma, situación que refleja en mayor medida la realidad.

En el caso de que se quisiera calcular el incremento marginal en la probabilidad asociado a una variable cualitativa con tan solo dos posibles alternativas, al igual que en el caso del MLP, se debe calcular la probabilidad asociada al hecho de que dicha variable tome una alternativa o la contraria. Una vez calculadas ambas probabilidades basta con restarlas para conocer el incremento marginal que proporciona en la probabilidad el hecho de que la variable cualitativa tome un valor o su contrario.

Una interpretación más sencilla del parámetro estimado es la que se obtiene a través de la linealización del modelo. Para ello, partiendo de la ecuación general del Modelo Logit (III.23) y definido M_i como la probabilidad del estado o la alternativa 1, se tiene

$$E(Y_i) = \text{Prob}(Y_i = 1) = M_i = \frac{e^{\alpha + \beta_k X_{ki}}}{1 + e^{\alpha + \beta_k X_{ki}}} \quad (\text{III.37})$$

de donde:

$$\begin{aligned} M_i + M_i e^{\alpha + \beta_k X_{ki}} &= e^{\alpha + \beta_k X_{ki}} \\ M_i &= (1 - M_i) e^{\alpha + \beta_k X_{ki}} \\ \frac{M_i}{(1 - M_i)} &= e^{\alpha + \beta_k X_{ki}} \end{aligned} \quad (\text{III.38})$$

Al cociente entre la probabilidad de que ocurra un hecho, o de que se elija la opción 1, frente a la probabilidad de que no suceda el fenómeno, o de que se elija la opción 0, se la denomina como la ratio odds. Su interpretación es la "ventaja" o preferencia de la opción 1 frente a la 0, es decir, el número de veces que es más probable que ocurra el fenómeno frente a que no ocurra.

$$\text{Ratio odds} = \frac{M_i}{(1 - M_i)}$$

El ratio odds³⁰, tal y como está construido (cociente entre probabilidades), siempre será mayor o igual que 0. El campo de variación del ratio va desde 0 hasta $+\infty$, y su interpretación se realiza en función de que el valor sea igual, menor o superior a la unidad: si toma el valor 1 significa que la probabilidad de que ocurra la alternativa 1 es la misma que la de que no ocurra; si el ratio es menor que 1 indica que la ocurrencia de la alternativa 1 tiene menor probabilidad que la ocurrencia de la alternativa 0; mientras que si es mayor que la unidad la opción 1 es más probable que la 0.

El interés de esta medida adquiere sentido cuando se comparan las ventajas para distintos valores de la variable explicativa, calculándose el cociente entre odds. Así, si se compara la situación de la observación "i" con la de la observación "j" (que suele ser la de referencia), el cociente entre odds mide cuanto es más probable que se de la alternativa 1 en "i" que en "j".

$$\text{Cociente entre odds} = \frac{\frac{M_i}{(1 - M_i)}}{\frac{M_j}{(1 - M_j)}} = \frac{e^{\alpha + \beta_k X_{ki}}}{e^{\alpha + \beta_k X_{kj}}} = e^{\beta_k (X_{ki} - X_{kj})}$$

³⁰ Tomando logaritmos neperianos del ratio odds se linealiza la ecuación del modelo Logit, respetando el objetivo de que los valores estimados caigan dentro del rango (0-1), obteniéndose la expresión:

$$\text{Ln}\left(\frac{M_i}{1 - M_i}\right) = \text{Ln}(e^{\alpha + \beta_k X_{ki}}) = \alpha + \beta_k X_{ki}$$

La nueva variable $\text{Ln}\left(\frac{M_i}{1 - M_i}\right)$ generada representa en una escala logarítmica la diferencia entre las probabilidades de que ocurra la alternativa 1 y su contraria.

Si el valor obtenido es mayor a la unidad, la probabilidad de ocurra la alternativa 1 en la observación "i" es mayor que en la observación "j", mientras que si el valor obtenido es inferior a uno, la probabilidad de ocurrencia de la alternativa 1 es superior en la observación "j" que en la "i". Si el valor obtenido es igual a la unidad significa que las probabilidades en ambas observaciones son iguales.

El cálculo del cociente entre odds facilita la interpretación de los parámetros estimados cuando se aplica al caso concreto de calcular la variación en la preferencia o ventaja de un individuo "i" cuando incrementa en una unidad una de las variables explicativas, frente a la ventaja o preferencia del mismo individuo "i" cuando se encuentra en la situación de referencia, obteniéndose para este caso concreto

$$\text{Cociente entre Odds} = \frac{\frac{M_{i+1}}{(1-M_{i+1})}}{\frac{M_i}{(1-M_i)}} = \frac{e^{\alpha+\beta_k(X_{i+1})}}{e^{\alpha+\beta_k X_i}} = e^{\beta_k(X_{i+1}-X_i)} = e^{\beta_k}$$

De donde el parámetro e^{β_k} es un factor de cambio en el cociente entre odds cuando el valor de la variable X_k aumenta en una unidad y el resto de variables explicativas se mantienen constantes. Es decir, el parámetro β_k se interpreta como el número de veces que incrementa el logaritmo de la ventaja o preferencia de la opción 1 frente a la 0 cuando incrementa en una unidad X_k . En muchas ocasiones lo que se analiza es el valor del antilogaritmo del parámetro de tal manera que se evalúe de una forma más directa su efecto sobre la probabilidad. Un ejemplo de este enfoque puede verse en Hosmer y Lemeshow (1989).

El signo del parámetro sigue indicando, bajo esta interpretación, la dirección en que se moverá la probabilidad de ocurrencia de la alternativa 1 cuando la variable explicativa incremente en una unidad. Así, si β_k es positivo, su transformación antilogarítmica origina un valor para el cociente entre odds mayor a la unidad, lo que indica que la probabilidad de que ocurra la alternativa 1 incrementa cuando X_k aumenta en una unidad. Si el signo de β_k es negativo, su transformación antilogarítmica originará un cociente entre odds menor a la unidad, indicando una mayor probabilidad de ocurrencia cuando X_k no ha aumentado, es decir, un incremento en la variable explicativa disminuiría la probabilidad de que $Y_i=1$.

III.2.2.3. Estimación de los parámetros en los modelos Logit

Antes de abordar el método de estimación en los modelos Logit, es preciso distinguir la existencia de dos casos diferenciados que implican la utilización de métodos de estimación distintos: los modelos Logit con observaciones repetidas y con observaciones no repetidas.

Para el caso sencillo de una única variable explicativa, nos encontramos en una situación con observaciones repetidas cuando la variable X es discreta y presenta un número reducido de alternativas o intervalos (F), de manera que para cada alternativa de la variable X tendremos n_i observaciones de Y , pudiéndose calcular las proporciones o probabilidades muestrales. En este caso la matriz de n datos muestrales quedará reducida a F observaciones siendo los valores que tome la variable endógena (P_i) las proporciones muestrales calculadas a través de la expresión

$$P_i = \sum_{i=1}^F \frac{Y_i}{n_i} \quad (\text{III.39})$$

La generalización del modelo a k variables explicativas implica la existencia de observaciones repetidas de Y para cada combinación de las k variables explicativas, pudiéndose calcular las proporciones o probabilidades muestrales de la misma forma que en el caso anterior. En este caso, si bien los valores de la variable endógena están acotados en el rango 0-1, son valores continuos, por lo que el método utilizado para la estimación de los parámetros del modelo es el que habitualmente se utiliza en la econometría tradicional que trabaja con variables continuas.

Por lo tanto, ante la presencia de observaciones repetidas, se podría aplicar el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Sin embargo, la existencia de heterocedasticidad en el modelo obliga a estimar por Mínimos Cuadrados Generalizados, para garantizar el cumplimiento de las propiedades de los parámetros estimados, utilizándose la inversa de la varianza de los errores como ponderación del modelo. Tal y como indican Hosmer-Lemeshow (1989)³¹, también podría utilizarse el método de máxima verosimilitud, conduciendo a resultados asintóticamente coincidentes con los obtenidos aplicando mínimos cuadrados generalizados, siendo la ventaja de éstos su mayor sencillez de cálculo.

³¹ Hosmer-Lemeshow (1989) estiman el modelo Logit únicamente a través del método de máxima-verosimilitud independientemente de la existencia de observaciones repetidas de la variable respuesta para cada combinación de las variables explicativas.

Sin embargo, lo más habitual es no poder calcular las probabilidades muestrales, bien porque las variables explicativas incluidas en el modelo son continuas, o bien porque aún siendo éstas discretas, la combinación de las mismas impide la obtención de observaciones repetidas de la variable endógena para cada uno de los intervalos F . En esta situación, la matriz de datos muestrales estará formada por n observaciones pudiendo ser el valor de la variable endógena para cada una de ellas 1 ó 0. La naturaleza dicotómica de la variable dependiente en este tipo de modelos impide la utilización de los métodos tradicionales en la estimación de los parámetros, al no poderse calcular la inversa de la varianza utilizada como ponderación del modelo. Para la estimación de los parámetros se utiliza el método de Máxima Verosimilitud.

En la práctica, el límite estricto que se impone para considerar que existen observaciones repetidas, lo que implicaría la estimación por mínimos cuadrados generalizados, es que existan al menos 5 observaciones en cada uno de los F intervalos muestrales, cifra mínima empírica generalmente aceptada para el correcto funcionamiento de las inferencias que puedan establecerse sobre los resultados de la estimación.

En situaciones intermedias, con muy pocas observaciones para cada uno de los F intervalos muestrales, no es adecuado utilizar mínimos cuadrados generalizados, pudiéndose estimar el modelo por máxima verosimilitud suponiendo la ficción de que las observaciones repetidas son distintas a efectos de cálculo.

La ventaja de disponer de observaciones individualizadas frente a las agrupadas, reside en el hecho de permitir un mayor afinamiento en el ajuste de los cambios de la variable respuesta ante variaciones de las variables explicativas, ya que cuando las respuestas se agrupan en un mismo intervalo, éstas se sustituyen por un único valor global. La agrupación exige también suponer que las observaciones pertenecientes a cada intervalo son independientes entre sí, lo cual no tiene porque ser siempre cierto. Por otro lado, en las agrupaciones es necesario aceptar la condición de que todas las respuestas pertenecientes al mismo intervalo tienen la misma distribución, lo que puede generar problemas a la hora de establecer los niveles de la variable explicativa.

A continuación se describen ambos métodos de estimación (máxima verosimilitud y mínimos cuadrados generalizados) comenzando por el caso más habitual de ausencia de observaciones repetidas.

Estimación con observaciones no repetidas: Método de Máxima-Verosimilitud

Dada una variable aleatoria, caracterizada por unos parámetros, y dada una muestra poblacional, se consideran estimadores Máximo-Verosímiles de los parámetros de una población determinada, aquellos valores de los parámetros que generarían con mayor probabilidad la muestra observada. Es decir, los estimadores Máximo-Verosímiles son aquellos valores para los cuales la función de densidad conjunta (o función de verosimilitud) alcanza un máximo.

El primer paso, por tanto, para estimar los parámetros es conocer la función de densidad conjunta, la cual, partiendo de la hipótesis de independencia entre las observaciones de la variable $(1, 2, \dots, i, \dots, n)$, será el producto de la función de densidad individual para cada punto muestral, y se puede expresar como,

$$Prob(Y_1, Y_2, \dots, Y_i \dots Y_n) = Prob(Y_1)Prob(Y_2) \dots Prob(Y_i) \dots Prob(Y_n) = \prod_{i=1}^n Prob(Y_i)$$

Teniendo en cuenta que Y_i es una variable aleatoria con distribución Bernoulli³², y suponiendo que en primer lugar están los valores uno y luego los cero, se obtiene

$$\prod_{i=1}^n Prob(Y_i) = Prob(Y_1=1) \dots Prob(Y_i=1)Prob(Y_{i+1}=0) \dots Prob(Y_n=0)$$

Dado que el número de veces que se repite $Prob(Y_i=1)$ es $\sum_{i=1}^i Y_i$, mientras que el

número de veces que se repite $Prob(Y_i=0)$ es $\sum_{i=i+1}^{n-i} (1-Y_i)$, y que $Prob(Y_i=1)=M_i$

siendo $Prob(Y_i=0)=(1-M_i)$, la función de densidad conjunta, por ser las observaciones independientes, se puede escribir como:

$$Prob(Y_1 Y_2 \dots Y_i \dots Y_n) = \prod_{i=1}^n M_i^{Y_i} (1 - M_i)^{1-Y_i} \tag{III.40}$$

A partir de la función de densidad conjunta se puede obtener la función de verosimilitud que se define como:

$$L = \prod_{i=1}^n M_i^{Y_i} (1 - M_i)^{1-Y_i} = M_i^{\sum_{i=1}^i Y_i} (1 - M_i)^{\sum_{i=1}^{n-i} (1-Y_i)} \tag{III.41}$$

³² Una variable aleatoria sigue una distribución Bernoulli cuando puede tomar los valores 0 ó 1 con probabilidad p y $(1-p)$ respectivamente.

Por motivos de simplicidad se trabaja con el logaritmo de la función de verosimilitud, ya que al ser la función M_i monótona creciente, los valores que maximizan L son los mismos que maximizan el $\ln L$. Por tanto, el logaritmo de la función de verosimilitud queda como³³:

$$\ln L = \sum_{i=1}^i Y_i \ln M_i + \sum_{i=1+i}^{n-i} (1 - Y_i) \ln(1 - M_i) = \sum Y_i \ln M_i + \sum (1 - Y_i) \ln(1 - M_i) \quad (III.42)$$

Sustituyendo en (III.42) M_i por su valor se obtiene³⁴

$$\ln L = \sum Y_i \ln \left[\frac{e^{\alpha + \beta X_i}}{1 + e^{\alpha + \beta X_i}} \right] + \sum (1 - Y_i) \ln \left[1 - \frac{e^{\alpha + \beta X_i}}{1 + e^{\alpha + \beta X_i}} \right] \quad (III.43)$$

El método de estimación de máxima verosimilitud elige el estimador del parámetro que maximiza la función de verosimilitud ($\ln L$), por lo que el procedimiento a seguir será calcular las derivadas de primer orden de esta función con respecto a los parámetros que queremos estimar, igualarlas a 0 y resolver el sistema de ecuaciones resultante. Las derivadas de primer orden de la función de verosimilitud respecto a los parámetros α y β , tras pequeñas manipulaciones, quedan como siguen:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \alpha} = \sum_{i=1}^n (Y_i - M_i) = 0 \quad (III.44)$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n (Y_i - M_i) X_i = 0 \quad (III.45)$$

La ecuación (III.44) es un caso particular de la ecuación general (III.45), en la que $X_i=1$, al tratarse de la estimación del término constante de la ecuación. Estas ecuaciones guardan también cierta similitud con las ecuaciones normales de mínimos cuadrados, ya que el término $(Y_i - M_i)$ puede interpretarse como el residuo ordinario del modelo, obteniéndose entonces las siguientes ecuaciones,

³³ El número de veces que se repite la opción 1 es i que se puede expresar como $\sum_{i=1}^i Y_i = \sum_{i=1}^n Y_i = \sum Y_i$; de la misma manera, el número de veces que se repite la opción 0 es $n-i$, que se puede expresar como $\sum (1 - Y_i)$

³⁴ Para el caso del modelo Probit la función de verosimilitud queda definida por

$$\ln L = \sum Y_i \ln \Phi(X_i, \beta) + \sum (1 - y_i) \ln [1 - \Omega(X_i, \beta)]$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \alpha} = \sum_{i=1}^n e_i = \sum \left(Y_i - \frac{e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta} X_i}}{1 + e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta} X_i}} \right) = 0$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n X_i e_i = \sum \left(Y_i - \frac{e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta} X_i}}{1 + e^{\hat{\alpha} + \hat{\beta} X_i}} \right) X_i = 0$$
(III.46)

De la condición de primer orden que queda recogida en la ecuación (III.44) se deduce que la media de las probabilidades estimadas por el modelo, ha de coincidir con la proporción de unos que haya en la muestra.

Se trata de un sistema de ecuaciones no lineales por lo que es necesario aplicar un método iterativo o algoritmo de optimización que permita la convergencia en los estimadores.

Uno de los algoritmos más utilizados en la estimación máximo verosímil es el algoritmo de Newton-Raphson. Este algoritmo se utiliza de un modo iterativo, utilizando la nueva estimación como punto de partida en cada etapa del algoritmo, y llevando a cabo iteraciones hasta que se satisfagan los criterios de convergencia. Este algoritmo queda definido a través de la siguiente expresión que indica como obtener el punto máximo $\hat{\beta}_i$ a partir de un punto cualquier próximo $\hat{\beta}_{i-1}$:

$$\hat{\beta}_i = \hat{\beta}_{i-1} - \left(\frac{\partial^2 \mathcal{L}}{\partial \beta^2} \right)^{-1}_{\hat{\beta}_{i-1}} \left(\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} \right)_{\hat{\beta}_{i-1}}$$
(III.47)

La primera derivada viene dada por la expresión (III.45), donde el valor del parámetro está calculado utilizando como valor el parámetro $\hat{\beta}_{i-1}$. La matriz de segundas derivadas vendrá dada por:

$$\frac{\partial^2 \mathcal{L}}{\partial \beta^2} = \sum_{i=1}^n X_i \left(\frac{\partial e_i}{\partial \beta} \right)'$$
(III.48)

sustituyendo e_i por su valor y expresando el resultado como vector fila, se obtiene:

$$\left(\frac{\partial e_i}{\partial \beta} \right)' = \frac{X_i e^{-\alpha - \beta X_i}}{(1 + e^{-\alpha - \beta X_i})^2} = -X_i' M_i (1 - M_i) = -X_i' W_i$$
(III.49)

por lo que, la segunda derivada quedaría:

$$\frac{\partial^2 \mathcal{L}}{\partial \beta^2} = -\sum_{i=1}^n X_i X_i' W_i \quad (\text{III.50})$$

Sustituyendo (III.45) y (III.50) en (III.47) se obtiene:

$$\hat{\beta}_t = \hat{\beta}_{t-1} + \left(\sum_{i=1}^n X_i X_i' W_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^n X_i (Y_i - \hat{M}_i) \right) \quad (\text{III.51})$$

o expresado matricialmente

$$\hat{\beta}_t = \hat{\beta}_{t-1} + [X' W_{t-1} X]^{-1} X' (Y - \hat{M}_{t-1}) \quad (\text{III.52})$$

donde:

$t-1$: se refiere a la última iteración.

$\hat{\beta}_t$ y $\hat{\beta}_{t-1}$: son las aproximaciones del vector de parámetros en las iteraciones t y $t-1$.

W_{t-1} : es diagonal con elementos $\hat{M}_i(1-\hat{M}_i)$ con M_i estimada en $t-1$. Su dimensión es $(n \times n)$.

X : es la matriz de las variables explicativas cuya primera columna toma valores igual a 1 (correspondientes a α) y n número de filas (tantas como observaciones).

Y : es el vector de la variable endógena compuesto por 0 y 1.

\hat{M}_{t-1} : es el vector de estimaciones de las probabilidades calculadas mediante la expresión:

$$\hat{M}_{t-1} = \frac{1}{1 + e^{-\alpha - \beta_k X_k}}$$

Esta ecuación indica que el ajuste que se debe añadir al coeficiente $\hat{\beta}_{t-1}$ es el equivalente al resultado de estimar por mínimos cuadrados generalizados una regresión entre los residuos ordinarios y el vector de variables X_i , tomando como matriz de ponderación la matriz diagonal con coeficientes W_i . La forma habitual de llevar a cabo este método incluye los siguientes pasos:

1. Fijar un valor arbitrario inicial para $\hat{\beta}_{t-1}$ y obtener el vector \hat{M}_i para dicho valor.
2. Definir la variable de los residuos del modelo e_i , como la diferencia entre el valor observado y el valor estimado en el paso anterior.
3. Estimar por mínimos cuadrados una regresión con variable dependiente e_i y matriz de regresores X_i ponderada por la matriz diagonal con coeficientes W_i .

Los parámetros estimados con esta regresión \hat{b} vendrán dados por:

$$\hat{b} = (X' \hat{W}_{t-1} X)^{-1} X' (Y - \hat{M}_{t-1})$$

4. Los nuevos parámetros estiman el incremento de $\hat{\beta}_{t-1}$ que nos acerca al máximo, por lo que

$$\hat{\beta}_t = \hat{\beta}_{t-1} + \hat{b}$$

5. El valor resultante estimado en la etapa anterior, $\hat{\beta}_t$, se sustituye en la ecuación del modelo logístico para obtener \hat{M}_i , \hat{W}_i y las nuevas variables e_i y X_i ponderadas y volver a la segunda etapa. El proceso se repite hasta obtener la convergencia $\hat{\beta}_{t+1} \cong \hat{\beta}_t$. El número de iteraciones a realizar depende del error que se esté dispuesto a asumir. La finalización del proceso de convergencia se da cuando la diferencia entre los resultados de dos estimaciones consecutivas es menor que el error prefijado.

Para la utilización del algoritmo de Newton-Raphson en la estimación de los parámetros del modelo, es necesaria la existencia de las derivadas que en él aparecen, así como la invertibilidad del hessiano. Si esta matriz fuese singular sería imposible identificar alguno de los parámetros que se tratan de estimar.

Otro algoritmo similar al de Newton-Raphson, es el llamado algoritmo de "Scoring" o método de tanteo. En este algoritmo se sustituye la matriz de derivadas segundas que aparece en el algoritmo de Newton-Raphson por la matriz de información³⁵, teniéndose en este caso:

³⁵ Donde la matriz de información se define como el valor esperado de la matriz hessiano de segundas derivadas cambiada de signo.

$$\hat{\beta}_t = \hat{\beta}_{t-1} + [I(\hat{\beta}_{t-1})]^{-1} \left(\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} \right)_{\hat{\beta}_{t-1}} \quad (III.53)$$

siendo $I(\hat{\beta}_{t-1})$ la matriz de información. En el modelo Logit, puesto que la variable aleatoria Y_i no aparece en las derivadas segundas, el valor observado de la matriz hessiano de segundas derivadas coincide con su valor esperado, por tanto el algoritmo de "Newton Raphson" coincide con el de "Scoring" (ver Efron y Hinkley (1978)). La convergencia del algoritmo es rápida y ha sido estudiada, entre otros, por Wedderburn (1974) y Haberman (1977).

Otro de los algoritmos comúnmente utilizados es el que Berndt-Hall-Hausman (BHHH) proponen en 1974. Basándose en el resultado de que la esperanza de la matriz de segundas derivadas es la matriz de covarianzas de las primeras derivadas, el algoritmo de BHHH permite calcular el valor estimado del parámetro utilizando la fórmula

$$\hat{\beta}_t = \hat{\beta}_{t-1} - \left[\sum_{i=1}^n g_i g_i' \right]_{\hat{\beta}_{t-1}}^{-1} \left(\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} \right)_{\hat{\beta}_{t-1}} \quad (III.54)$$

donde $g_i = \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta}$. Este algoritmo presenta la ventaja adicional de que no requiere ningún cálculo adicional a los necesarios para resolver la ecuación de verosimilitud, y es especialmente útil cuando la evaluación de las derivadas segundas de la función de verosimilitud es compleja. Sin embargo, en muchas ocasiones es necesario un número elevado de iteraciones para alcanzar la convergencia.

Una vez estimados los parámetros, y con objeto de efectuar contrastación de hipótesis y construir intervalos de confianza, es necesario conocer su distribución, lo cual es posible cuando el número de observaciones es suficientemente elevado, ya que en este caso las propiedades asintóticas de los estimadores máximo verosímiles son:

1. Consistencia: según la cual la $Prob \lim(\hat{\beta}) = \beta$
2. Normalidad asintótica: el estimador de máxima verosimilitud, se distribuye asintóticamente como $\hat{\beta} \longrightarrow N\left(\beta; \sqrt{Var(\hat{\beta})}\right)$

3. Eficiencia asintótica: $\hat{\beta}$ es asintóticamente eficiente y alcanza la cota de Crámer-Rao³⁶ para estimadores consistentes.

El estimador de la matriz de varianzas y covarianzas asintótica de los estimadores máximo-verosímiles se define como menos la inversa de la matriz hessiano (H). Se pueden emplear diversos métodos para el cálculo de la matriz hessiano³⁷:

- Valor observado del hessiano.
- Valor esperado del hessiano.
- Cálculo del estimador conocido como BHHH³⁸ y como el estimador de productos cruzados del vector de gradientes o producto externo de gradientes.

Como ya se ha mencionado anteriormente, en el modelo Logit, el valor observado de la matriz hessiano de segundas derivadas coincide con su valor esperado, por lo tanto los dos primeros métodos de cálculo llevan al mismo resultado. Para el caso simplificado de una única variable explicativa, el cálculo del hessiano a través de estos métodos, y utilizando la expresión de la ecuación (III.50), quedaría como:

$$H = E(H) = \left(\frac{\partial^2 \mathbf{f}}{\partial \beta^2} \right) = E \left(\frac{\partial^2 \mathbf{f}}{\partial \beta^2} \right) = \begin{bmatrix} E \left(\frac{\partial^2 \mathbf{f}}{\partial \alpha^2} \right) & E \left(\frac{\partial^2 \mathbf{f}}{\partial \alpha \partial \beta} \right) \\ E \left(\frac{\partial^2 \mathbf{f}}{\partial \alpha \partial \beta} \right) & E \left(\frac{\partial^2 \mathbf{f}}{\partial \beta^2} \right) \end{bmatrix} = \quad (III.55)$$

$$= \begin{bmatrix} -\sum_{i=1}^n \frac{e^{-\alpha - \beta X_i}}{(1 + e^{-\alpha - \beta X_i})^2} & -\sum_{i=1}^n \frac{e^{-\alpha - \beta X_i}}{(1 + e^{-\alpha - \beta X_i})^2} X_i \\ -\sum_{i=1}^n \frac{e^{-\alpha - \beta X_i}}{(1 + e^{-\alpha - \beta X_i})^2} X_i & -\sum_{i=1}^n \frac{e^{-\alpha - \beta X_i}}{(1 + e^{-\alpha - \beta X_i})^2} X_i^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\sum_{i=1}^n M_i(1 - M_i) & -\sum_{i=1}^n M_i(1 - M_i)X_i \\ -\sum_{i=1}^n M_i(1 - M_i)X_i & -\sum_{i=1}^n M_i(1 - M_i)X_i^2 \end{bmatrix}$$

por lo que la varianza de los parámetros estimados quedaría expresada en forma matricial como:

$$Var(\hat{\beta}_i) = \left(\frac{\partial^2 \mathbf{f}}{\partial \beta^2} \right)^{-1} = E \left(\frac{\partial^2 \mathbf{f}}{\partial \beta^2} \right)^{-1} = (X'WX)^{-1} \quad (III.56)$$

³⁶ La cota de Cramer-Rao, dada por la inversa de la matriz de información, proporciona la menor varianza que puede tener un estimador insesgado.

³⁷ Estos métodos equivalen a los empleados para el cálculo del hessiano en cada uno de los tres algoritmos de optimización utilizados en la etapa de estimación de los parámetros.

³⁸ El nombre de BHHH hace referencia a sus autores Berndt, Hall, Hall y Hausman que lo definen por primera vez en 1974.

donde W es la matriz diagonal con términos $\hat{M}_i(1-\hat{M}_i)$ evaluada en el estimador máximo verosímil.

El estimador BHHH se basa en el resultado de que la esperanza de la matriz de las segundas derivadas es la matriz de covarianzas de las primeras derivadas, de donde,

$$BHHH = E\left(\frac{\partial^2 \mathcal{L}}{\partial \beta^2}\right) = \left[\sum_{i=1}^n \hat{g}_i \hat{g}_i' \right] = \sum_{i=1}^n (Y_i - M_i)^2 X_i X_i' \quad (III.57)$$

donde,

$$\hat{g}_i = \frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n (Y_i - M_i) X_i \quad (III.58)$$

Por lo que la matriz de varianzas y covarianzas de los parámetros estimados quedaría como

$$Var(\hat{\beta}_i) = E\left(\frac{\partial^2 \mathcal{L}}{\partial \beta^2}\right)^{-1} = \left[\sum_{i=1}^n \hat{g}_i \hat{g}_i' \right]^{-1} = [\hat{G}' \hat{G}]^{-1} \quad (III.59)$$

donde \hat{G} es una matriz $(n \times k)$ cuya i -ésima fila es la traspuesta del i -ésimo vector de derivadas del logaritmo de la función de verosimilitud.

Los tres métodos utilizados para el cálculo de la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores máximo-verosímiles son asintóticamente equivalentes. Lo más habitual es utilizar el hessiano observado, puesto que éste es el que se utiliza, generalmente, en los algoritmos de iteración, pero para ciertos contrastes de hipótesis el estimador BHHH es una mejor elección.

Estimación con observaciones repetidas: Método Mínimos Cuadrados Generalizados

Nos encontramos en una situación de observaciones repetidas, cuando en el campo de variación de la variable explicativa se pueden formar un número de grupos F con n_i observaciones dentro de cada grupo. En este caso, para cada grupo habrá observaciones de $Y_i = 0$ y de $Y_i = 1$, pudiéndose calcular la probabilidad de que una observación determinada perteneciente a ese intervalo sea igual a $Y_i = 1$ mediante:

$$P_i = \sum_{i=1}^F \frac{Y_i}{n_i}$$

Donde P_i es la estimación muestral del valor desconocido de M_i y por tanto:

$$P_i = M_i + \varepsilon_i'$$

Al haber agrupado observaciones, la nueva variable endógena P_i medirá, en cada uno de los grupos, la probabilidad de que una determinada observación tome el valor 1. Esta transformación realizada en el modelo afecta a la distribución de la nueva variable endógena, que en este caso ya no será dicotómica.

Si bien la variable inicial Y_i (en el caso de datos no agrupados) depende de la decisión de un único individuo y por tanto se trata de una variable dicotómica donde:

$$E(Y_i) = M_i$$

$$Var(Y_i) = M_i(1 - M_i)$$

para el caso de datos agrupados, la variable $\sum Y_i$ dependerá de la decisión tomada por un conjunto de individuos, es decir, se transforma en una variable binomial suma de variables dicotómicas, por lo que su media y varianza quedan:

$$E(\sum Y_i) = n_i M_i$$

$$Var(\sum Y_i) = n_i M_i (1 - M_i)$$

Dado que $P_i = \sum_{i=1}^F \frac{Y_i}{n_i}$, la media y varianza de P_i quedarán:

$$E(P_i) = E\left(\sum_{i=1}^F \frac{Y_i}{n_i}\right) = E\left(\sum_{i=1}^F \frac{Y_i}{n_i}\right) = \frac{n_i M_i}{n_i} = M_i$$

$$Var(P_i) = Var\left(\sum_{i=1}^F \frac{Y_i}{n_i}\right) = E\left(\sum_{i=1}^F \frac{Y_i}{n_i} - M_i\right)^2 = E\left(\sum_{i=1}^F \frac{Y_i - n_i M_i}{n_i}\right)^2 = \frac{1}{n_i^2} E\left(\sum_{i=1}^F Y_i - n_i M_i\right)^2 =$$

$$= \frac{M_i(1-M_i)}{n_i} \quad (III.60)$$

La estimación del modelo con datos agrupados podría realizarse mediante el procedimiento habitual utilizado para estimar regresiones lineales, ya que la variable a modelizar ya no es dicotómica. Para ello es necesario linealizar el modelo, lo cual es fácil de realizar a través de la transformación ya comentada anteriormente, y por la cual:

$$Ln\left(\frac{M_i}{1-M_i}\right) = \alpha + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i$$

donde ε_i es el valor de la perturbación aleatoria incluida en la especificación de todo modelo de regresión lineal y que cumple las hipótesis de perturbación esférica y ausencia de autocorrelación. El modelo así transformado puede estimarse por el procedimiento habitual de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Sin embargo, y dado que el valor de M_i es desconocido y debe sustituirse por su estimación muestral P_i , el modelo a estimar quedaría como:

$$Ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i + \varepsilon_i'$$

donde ε_i' recoge el error cometido al utilizar la estimación muestral de la probabilidad P_i , en vez de su valor desconocido M_i , siendo éste:

$$\varepsilon_i' = Ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) - Ln\left(\frac{M_i}{1-M_i}\right)$$

Para saber si es posible estimar este modelo a través de MCO, es necesario conocer la distribución de ε_i' . Para ello, cuando el número de observaciones totales tiende a ∞ , el error se distribuye como una Normal con:

$$\begin{aligned}
 E(\varepsilon_i') &= E\left[Ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) - Ln\left(\frac{M_i}{1-M_i}\right)\right] = 0 \\
 Var(\varepsilon_i') &= V\left[Ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) - Ln\left(\frac{M_i}{1-M_i}\right)\right] \cong V(P_i) \left(\frac{\partial Ln \frac{P_i}{1-P_i}}{\partial P_i}\right)^2 \\
 &= \frac{P_i(1-P_i)}{n_i} \left(\frac{1}{\frac{P_i}{1-P_i}} - \frac{1}{1-P_i}\right)^2 = \frac{P_i(1-P_i)}{n_i} \frac{1}{P_i^2(1-P_i)^2} = \frac{1}{n_i P_i(1-P_i)}
 \end{aligned} \tag{III.61}$$

Dado que se supone que las opciones de la variable respuesta ($Y_i = 1; Y_i = 0$) son independientes entre sí de unos a otros niveles de la variable explicativa X , se puede pensar que los errores son independientes entre sí. Por lo que los errores, supuestos independientes, cumplen la condición a sintótica de normalidad exigida para realizar contrastaciones y construcción de intervalos de confianza, pero, no cumplen la condición de homocedasticidad ya que su varianza no es constante al depender del nivel en que se encuentre la variable explicativa X . La pérdida de homocedasticidad es, por tanto, fruto del error que se incluye en la especificación del modelo al sustituir M_i por su estimación muestral P_i .

La presencia de heterocedasticidad impide la estimación a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios, siendo necesario aplicar el método de Mínimos Cuadrados Generalizados, que sin exigir la condición de homocedasticidad de los errores, permite estimar estimadores ELIO. Este procedimiento transforma el modelo a estimar en otro, donde todas las variables quedan ponderadas por los inversos de las varianzas de los errores, y dado que se desconocen dichos valores verdaderos, éstos se sustituyen por su estimación muestral P_i , de donde:

$$s_i = \frac{1}{\hat{Var}(\varepsilon_i')} = n_i P_i(1-P_i) \tag{III.62}$$

quedando el modelo a estimar como:

$$s_i \text{Ln} \left(\frac{P_i}{1-P_i} \right) = \alpha s_i + \beta_k X_{ki} s_i + \varepsilon_i \tag{III.63}$$

El uso de este sistema de ponderaciones permite dar más peso al nivel de la variable explicativa en la que hay mayor número de observaciones, mientras que penaliza los casos en que las frecuencias relativas P_i se aproximan a sus valores extremos (0 ó 1), ya que en ambos casos el valor de la ponderación sería próximo a 0. Sin embargo, plantea un problema cuando los valores de las frecuencias relativas, P_i , son iguales a sus extremos (0 ó 1), dado que en ambos casos el valor de s_i sería 0. En esta situación se plantean dos posibles soluciones:

- Prescindir de esa observación, lo que conduciría a pérdida de información.
- Sustituir el valor de la frecuencia relativa por (Berkson, 1953):
 - Si la frecuencia relativa es igual a cero se sustituye por $(1/2n_i)$
 - Si la frecuencia relativa es igual a uno se sustituye por $(1-1/2n_i)$

El modelo ponderado puede resolverse fácilmente aplicando MCO. La expresión a minimizar para el caso de k variables explicativas (X_1, X_2, \dots, X_k) quedaría como:

$$\Delta = \sum s_i e_i^2 = \sum s_i \left[\text{Ln} \left(\frac{P_i}{1-P_i} \right) - \text{Ln} \left(\frac{\hat{P}_i}{1-\hat{P}_i} \right) \right]^2 = \sum s_i \left[\text{Ln} \left(\frac{P_i}{1-P_i} \right) - \beta_0 - \beta_1 x_{1i} - \dots - \beta_k x_{ki} \right]^2 \tag{III.64}$$

Las derivadas de Δ respecto a los $k+1$ parámetros a estimar ($\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$) son:

$$\frac{\partial \Delta}{\partial \beta_0} = -2 \sum s_i \left[\text{Ln} \left(\frac{P_i}{1-P_i} \right) - \beta_0 - \beta_1 x_{1i} - \dots - \beta_k x_{ki} \right] = 0$$

$$\frac{\partial \Delta}{\partial \beta_1} = -2 \sum s_i x_{1i} \left[\text{Ln} \left(\frac{P_i}{1-P_i} \right) - \beta_0 - \beta_1 x_{1i} - \dots - \beta_k x_{ki} \right] = 0$$

.....

$$\frac{\partial \Delta}{\partial \beta_k} = -2 \sum s_i x_{ki} \left[\text{Ln} \left(\frac{P_i}{1-P_i} \right) - \beta_0 - \beta_1 x_{1i} - \dots - \beta_k x_{ki} \right] = 0$$

Lo que constituye un sistema de $k+1$ ecuaciones con $k+1$ incógnitas de fácil solución, cuya expresión matricial quedaría:

$$\begin{aligned} -2X'S[\bar{L} - X\beta] &= 0 \\ X'SX\beta &= X'S\bar{L} \end{aligned} \tag{III.65}$$

donde:

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \dots \\ \beta_k \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{21} & \dots & x_{k1} \\ 1 & x_{12} & x_{22} & \dots & x_{k2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_{1F} & x_{2F} & \dots & x_{kF} \end{bmatrix}$$

$$\bar{L} = \begin{bmatrix} Ln \frac{P_1}{1-P_1} \\ Ln \frac{P_2}{1-P_2} \\ \dots \\ Ln \frac{P_F}{1-P_F} \end{bmatrix} \quad S = \begin{bmatrix} n_1 P_1 (1-P_1) & 0 & \dots & 0 \\ 0 & n_2 P_2 (1-P_2) & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & n_F P_F (1-P_F) \end{bmatrix}$$

cuya solución es:

$$\hat{\beta} = [X'SX]^{-1} X'S\bar{L} \tag{III.66}$$

Dado que el modelo corregido de heterocedasticidad es estimado a través del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, los estimadores obtenidos cumplen las propiedades de un estimador ELIO, siendo la matriz de varianzas y covarianzas de los parámetros:

$$[X'SX]^{-1} = \begin{bmatrix} Var(\beta_0) & Cov(\beta_1\beta_0) & \dots & Cov(\beta_k\beta_0) \\ Cov(\beta_0\beta_1) & Var(\beta_1) & \dots & Cov(\beta_k\beta_1) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ Cov(\beta_0\beta_k) & Cov(\beta_1\beta_k) & \dots & Var(\beta_k) \end{bmatrix} \tag{III.67}$$

Cuando la proporción se calcula utilizando una muestra de gran tamaño, la varianza del estimador puede llegar a ser sumamente pequeña. Esto originará que en la

regresión de Mínimos Cuadrados Ordinarios los errores estándar sean muy pequeños y los estadísticos t enormemente elevados. La cuestión en estos casos es si considerar los individuos analizados como una muestra o como el total de la población. En algunos casos es aconsejable la elección de la segunda opción, ya que en este caso, el modelo a estimar no tendría problemas de heterocedasticidad por lo cual no sería necesaria la transformación del mismo mediante la ponderación de las variables.

Como ya se ha comentado anteriormente, nada impide que la estimación del modelo cuando existen observaciones repetidas no pueda realizarse a través del método de máxima-verosimilitud, siendo ambos estimadores, mínimos cuadrados generalizados y máximo verosímil, asintóticamente equivalentes. El motivo por el que se suele preferir la estimación MCG frente a la máximo verosímil, es únicamente una mayor sencillez en los cálculos.

Si se optase por el método de máxima verosimilitud, el logaritmo de la función de verosimilitud quedaría expresado en este caso como:

$$\ln L = \sum_{i=1}^F n_i [P_i \ln M_i + (1 - P_i) \ln(1 - M_i)]$$

La resolución del sistema de ecuaciones que genera la maximización de dicha función conducirá a la solución de la estimación del modelo, siguiendo el mismo proceso que el planteado para el caso de observaciones no agrupadas.

III.2.2.4. Validación y contraste de hipótesis

Una vez realizada la estimación de los parámetros del modelo, el siguiente paso consiste en determinar hasta que punto el modelo explica adecuadamente la variabilidad de la variable respuesta. Para determinar esta cuestión se han diseñado un conjunto de contrastes que permiten evaluar la significatividad de los coeficientes estimados, la bondad del ajuste que afecta a todo el modelo en su conjunto, y el cumplimiento de las hipótesis básicas sobre la especificación del modelo.

Antes de comentar los distintos métodos existentes para realizar contraste de hipótesis en un modelo Logit, merece la pena dedicar un espacio a los tres contrastes existentes basados en el cálculo de la función de verosimilitud: el contraste de razón de verosimilitudes, el contraste de Wald y el de multiplicadores de Lagrange.

Supuesto un parámetro $\hat{\theta}$ estimado por máxima verosimilitud, se trata de contrastar una hipótesis nula que impone alguna restricción sobre los parámetros. El primero de los contrastes utilizados es el de razón de verosimilitudes según el cual, si la hipótesis nula es cierta, el valor de la función de verosimilitud en el estimador no restringido debe ser similar al valor que toma dicha función en el estimador restringido. Este contraste se basa en la diferencia $\ln L - \ln L_R$, donde L es el valor que toma la función de verosimilitud evaluada en el estimador máximo-verosímil y L_R es el valor de la misma función evaluada en el estimador restringido. El estadístico de razón de verosimilitudes se define como

$$\lambda = \frac{\hat{L}_R}{\hat{L}} \tag{III.68}$$

El valor de este estadístico variará entre 0 y 1 dado que la función de verosimilitud siempre toma valores positivos y \hat{L}_R no puede ser mayor que \hat{L} ³⁹, por lo que si λ toma un valor muy bajo la restricción no será válida.

Para poder rechazar la hipótesis nula es necesario conocer la distribución del estadístico del contraste de razón de verosimilitudes. Bajo condiciones de regularidad, la distribución asintótica $R\mathcal{V} = -2 \ln \lambda = -2 \ln \left(\frac{\hat{L}_R}{\hat{L}} \right) = -2 (\ln \hat{L}_R - \ln \hat{L})$ es una chi-cuadrado con número de grados de libertad igual al número de restricciones impuestas. Por lo que la hipótesis nula se rechazará si el anterior valor excede el valor crítico de la distribución chi-cuadrado.

Uno de los inconvenientes de este contraste es que requiere el cálculo del estimador restringido y del no restringido, por lo que en modelos complejos se utilizan otros procedimientos alternativos que no requieren el cálculo de ambos estimadores. Así, el contraste de Wald requiere solo el cálculo del estimador máximo-verosímil, mientras que el contraste del multiplicador de Lagrange requiere el del estimador restringido. Ambos contrastes se basan en la distribución de la forma cuadrática de rango completo, según la cual

$$\text{Si } X \approx N_J(\mu, \sigma^2) \quad (X - \mu)(\sigma^2)^{-1}(X - \mu)' \approx \text{chi-cuadrado con } J \text{ grados de libertad.}$$

³⁹ Un óptimo sujeto a restricciones nunca es superior que un óptimo no restringido.

El contraste de Wald se basa en la medición del grado en que el estimador no restringido satisface las restricciones hipotéticas. Si $\hat{\theta}$ representa el vector de parámetros estimados máximo-verosímiles, y suponemos un conjunto de restricciones sobre la hipótesis nula tal que $H_0 : c(\theta) = q$, si las restricciones son válidas, aproximadamente $\hat{\theta}$ debería satisfacerlas. Si las restricciones son erróneas, $c(\hat{\theta}) - q$ debería tomar un valor suficientemente lejano de cero, por lo que un valor alto del estadístico de Wald conduce a rechazar la hipótesis nula.

El estadístico que se utiliza para realizar el contraste de Wald es

$$W = [c(\hat{\theta}) - q] \left(\text{Var}[c(\hat{\theta}) - q] \right)^{-1} [c(\hat{\theta}) - q] \quad (\text{III.69})$$

donde la matriz de varianzas que aparece en la forma cuadrática se calcula como

$$\text{Var}[c(\hat{\theta}) - q] = \left[\frac{\partial c(\hat{\theta})}{\partial \theta} \right] \text{Var}(\hat{\theta}) \left[\frac{\partial c(\hat{\theta})}{\partial \theta} \right]'$$

Bajo la hipótesis nula, en muestras grandes, el estadístico utilizado en el contraste de Wald sigue una distribución chi-cuadrado, con número de grados de libertad igual al número de restricciones.

El contraste de Wald presenta dos inconvenientes. En primer lugar no se tiene en cuenta la hipótesis alternativa en la realización del contraste, por tanto su potencia puede verse limitada en algunas ocasiones. El segundo inconveniente es que no es invariante respecto de la manera en que se especifican las restricciones, por lo que según como se realice la especificación, el contraste de Wald se realiza utilizando estadísticos de prueba diferentes. Frente a estos dos inconvenientes, ampliamente utilizados como argumentos de peso en contra del contraste de Wald, una de las ventajas que presenta es que no se basa en ningún supuesto restrictivo sobre la distribución implícita en la muestra, como ocurre en los contrastes del multiplicador de Lagrange y de la razón de verosimilitudes. En los últimos años, la literatura econométrica ha comenzado a prestar más atención a los métodos de estimación que son independientes de la distribución, lo que diluye en parte los inconvenientes que presenta el contraste de Wald.

El contraste del multiplicador de Lagrange se basa en el modelo restringido, ya que si las restricciones $c(\theta) - q = 0$ son válidas, imponerlas no implicará diferencias

significativas en el valor máximo de la función de verosimilitud, por lo que la pendiente del logaritmo de la función de verosimilitud debería tomar un valor próximo a cero evaluada en las restricciones.

La hipótesis nula que se contrasta es $H_0: \lambda = 0$ donde λ es el vector de multiplicadores de Lagrange de la siguiente función lagrangiana

$$\ln L^*(\theta) = \ln L(\theta) + \lambda' c(\theta)$$

La solución al problema de maximización sujeta a restricciones viene dada por las condiciones

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L^*(\theta)}{\partial \theta} &= \frac{\partial \ln L(\theta)}{\partial \theta} + \left[\frac{\partial c(\theta)}{\partial \theta} \right]' \lambda = 0 \\ \frac{\partial \ln L^*(\theta)}{\partial \lambda} &= c(\theta) = 0 \end{aligned}$$

Si las restricciones son válidas, en las condiciones de primer orden valoradas en el estimador restringido, el segundo sumando del vector de derivadas tomará un valor cercano a cero, es decir, la derivada del logaritmo de la función de verosimilitud valorada en el estimador restringido tomará un valor cercano a cero, por lo que

$$\frac{\partial \ln L(\hat{\theta}_R)}{\partial \hat{\theta}_R} = - \left[\frac{\partial c(\theta)}{\partial \theta} \right]' \lambda = 0$$

La construcción del estadístico de este contraste es análoga a la del estadístico del contraste de Wald, y queda definido como

$$ML = \left(\frac{\partial \ln L(\hat{\theta}_R)}{\partial \hat{\theta}_R} \right)' [I(\hat{\theta}_R)]^{-1} \left(\frac{\partial \ln L(\hat{\theta}_R)}{\partial \hat{\theta}_R} \right) \quad (III.70)$$

donde la varianza del vector de primeras derivadas, $[I(\hat{\theta}_R)]$, es la matriz de información utilizada para calcular la matriz de varianzas asintótica del estimador máximo-verosímil. Bajo la hipótesis nula, el estadístico del multiplicador de Lagrange se distribuye como una chi-cuadrado con número de grados de libertad igual al número de restricciones.

Para calcular $[I(\hat{\theta}_R)]$ se pueden utilizar cualquiera de los tres posibles estimadores de la matriz de varianzas asintótica del estimador de máxima verosimilitud. Davidson y Mackinnon (1984) comprobaron empíricamente que de los tres estimadores el que mejores resultados proporciona es $E(H)$. Cuando en el modelo Logit la hipótesis que se contrasta es que todos los coeficientes excepto el de la constante son cero, y se utiliza para el cálculo de la matriz de información el valor esperado del hessiano, el cálculo del multiplicador de Lagrange que se obtiene es,

$$ML = nR^2$$

donde R^2 es el coeficiente de determinación no centrado en la regresión de $(Y_i - P)$ sobre X_i , y siendo P la proporción de unos en la muestra. Cuando lo que se utiliza para estimar el hessianos es el estimador BHHH⁴⁰, el estadístico de multiplicador de Lagrange quedaría expresado como

$$ML = i' \hat{G}_R [\hat{G}_R' \hat{G}_R]^{-1} \hat{G}_R' i$$

donde i es un vector columna de unos.

Puesto que $i'i = n$, $LM = n \left(i' \hat{G}_R [\hat{G}_R' \hat{G}_R]^{-1} \hat{G}_R' i / n \right) = nR_i^2$, que es n veces el coeficiente de correlación múltiple no centrado de una regresión no lineal de una columna de unos sobre las derivadas del logaritmo de la función de verosimilitud evaluadas en el estimador restringido.

Los tres contrastes son asintóticamente equivalentes, aunque en muestras pequeñas pueden dar lugar a resultados diferentes. La distribución asintótica de todos ellos es chi-cuadrado siendo el número de grados de libertad igual al número de restricciones que se contrastan. El contraste de la razón de verosimilitudes, suele resultar el más complejo ya que requiere el cálculo de ambos estimadores, el restringido y el no restringido, sin embargo, siempre que sean fáciles de calcular, este contraste resulta el más aconsejable. El contraste de Wald requiere sólo el cálculo del estimador no restringido, y para llevar a cabo el contraste del multiplicador de Lagrange es sólo

⁴⁰ La matriz de varianzas y covarianzas de los parámetros estimada utilizando el estimador BHHH se expresa como

$$[\hat{I}(\hat{\theta}_R)]^{-1} = [\hat{G}_R' \hat{G}_R]^{-1}$$

necesario calcular el estimador restringido, por lo que el criterio de selección entre ambos tipos de contrastes es el de la facilidad de cálculo.

Significatividad estadística de los parámetros estimados

Independientemente de que haya una o más de una observación para cada combinación de los niveles de las variables explicativas, y suponiendo que nos encontramos en la situación asintótica, la distribución del estimador del parámetro β es aproximadamente:

$$N\left(\beta; \sqrt{\text{Var}(\hat{\beta})}\right)$$

En tal situación, se puede construir un intervalo de confianza del parámetro estimado, para testar si dicho valor es significativamente distinto de cero de forma individual. El contraste a realizar quedaría definido como:

$$\begin{aligned} H_0 : \beta &= 0 && \text{El parámetro es igual a cero} \\ H_1 : \beta &\neq 0 && \text{El parámetro es distinto de cero} \end{aligned}$$

El intervalo de confianza proporciona un rango de posibles valores para el parámetro, por lo que si el valor estimado no pertenece a dicho intervalo, se deberá rechazar la hipótesis nula. El intervalo quedaría definido como:

$$\hat{\beta} - z_{\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(\hat{\beta})} \leq \beta \leq \hat{\beta} + z_{\alpha/2} \sqrt{\text{Var}(\hat{\beta})}$$

donde α es la probabilidad de que el verdadero valor del parámetro β se halle fuera del intervalo, y z es el valor tabular de la distribución $N(0;1)$ o de la distribución t (según que existan o no observaciones repetidas como veremos más adelante) que deja a su derecha una probabilidad igual a $\alpha/2$.

La hipótesis nula se rechazaría si β excede el límite superior o se encuentra por debajo del límite inferior del intervalo, por lo que la anterior expresión quedará definida como:

$$\left| \frac{\hat{\beta} - \beta}{\sqrt{\text{Var}(\hat{\beta})}} \right| \geq z_{\alpha/2}$$

y dado que $H_0 : \beta = 0$, como:

$$\left| \frac{\hat{\beta}}{\sqrt{\text{Var}(\hat{\beta})}} \right| \geq z_{\alpha/2}$$

El valor tabular z se obtiene de la distribución t o de la distribución normal estándar según que existan o no observaciones repetidas:

- En el caso de que exista una sola observación para cada combinación de las variables explicativas, para contrastar la hipótesis nula $\beta_k = 0$ se utiliza la estimación de la matriz de información, cuya inversa es la matriz de varianzas y covarianzas de los parámetros. De tal manera que en el caso asintótico, la variable aleatoria $\frac{\hat{\beta}}{\sqrt{\text{Var}(\hat{\beta})}}$ se distribuye $N(0;1)$ si la hipótesis nula es cierta, lo que se utilizará para determinar si el valor estimado es significativamente distinto de cero.
- Cuando existe más de una observación para cada combinación de las variables explicativas, para contrastar la hipótesis nula $\beta_k = 0$ se utiliza la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas de los parámetros $[X'SX]^{-1}$, de tal manera que $\frac{\hat{\beta}}{\sqrt{\text{Var}(\hat{\beta})}}$ sigue, asintóticamente, una distribución t con grados de libertad igual a $n-(k+1)$, siendo N el número total de observaciones y $(k+1)$ el número de parámetros a estimar.

La hipótesis nula se rechazará, por tanto, cuando el valor absoluto del cociente entre el parámetro y su desviación típica sea superior al valor tabular z . El rechazo de la hipótesis nula supone la aceptación de la hipótesis alternativa, es decir, el parámetro estimado resulta significativamente distinto de cero.

Para contrastar la hipótesis de que todas las pendientes del modelo sean cero, equivalente a comprobar si todos los parámetros del modelo (exceptuando el término constante) son significativamente próximos a cero de forma conjunta

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

se utiliza el estadístico de razón de verosimilitudes. Para ello es necesario calcular el valor de la función de verosimilitud de un modelo cuya única variable explicativa es la constante y compararlo con el valor de la función de verosimilitud del modelo estimado incluyendo todas las variables explicativas. Se obtiene así un estadístico que sirve para contrastar si todas las variables explicativas en su conjunto son estadísticamente significativas.

El estadístico de razón de verosimilitudes se define como función del logaritmo neperiano del cociente de la función de verosimilitud del modelo con término constante ($L(0)$) y la función de verosimilitud correspondiente al modelo estimado (L)⁴¹.

$$RV = -2 \ln \frac{L(0)}{L} = -2[\ln L(0) - \ln L] = 2[\ln L - \ln L(0)]$$

donde $\ln L(0) = n[P \ln P + (1 - P) \ln(1 - P)]$, siendo P la proporción de unos en la muestra.

El estadístico RV se distribuye asintóticamente, bajo la hipótesis nula, como una chi-cuadrado con $n - (k + 1)$ grados de libertad, siendo n el número total de observaciones y $(k + 1)$ los parámetros del modelo. Si el valor calculado del estadístico supera el valor teórico de las tablas de la chi-cuadrado, la hipótesis nula será rechazada, es decir, todos los parámetros en su conjunto son significativamente distintos de cero.

Para el caso de que en el modelo estimado existan observaciones repetidas de la variable endógena para cada combinación de las variables explicativas, la diferencia en el cálculo del estadístico razón de verosimilitud, se encuentra en que las probabilidades observadas ya no son 0 ó 1, sino los valores de las frecuencias observadas P_i para cada nivel de las variables explicativas. En este caso, el logaritmo de la función de verosimilitud vendrá expresado por

$$\ln L = \sum_{i=1}^F n_i [P_i \ln M_i + (1 - P_i) \ln(1 - M_i)]$$

siendo el procedimiento empleado para el cálculo del estadístico razón de verosimilitud y su interpretación la misma que la descrita para el caso de observaciones no repetidas.

⁴¹ Al modelo con término constante también se le denomina como modelo restringido ya que incorpora la restricción de que todos los parámetros del modelo, exceptuando la constantes, sean igual a cero. Al modelo estimado se le conoce como modelo completo ya que incorpora todas las variables explicativas.

Medidas de bondad de ajuste del modelo

En los modelos de respuesta discreta muchos han sido los intentos por definir medidas de bondad del ajuste, sin embargo, el aparato teórico que existe en la actualidad dista mucho de ser suficiente en determinados casos. La dificultad se encuentra en que el estimador de máxima verosimilitud no se escoge para que maximice un criterio de ajuste basado en predicciones de Y , al contrario de lo que ocurre en la regresión clásica, sino que se escoge para que maximice la densidad conjunta de las variables dependientes u observadas. En este contexto cabría preguntarse que criterio de estimación sería preferible: uno que permita un ajuste bueno de la variable Y , o uno con el que se obtengan buenos estimadores de los parámetros.

Como una línea de investigación paralela a la estimación paramétrica, algunos autores⁴² han desarrollado otras técnicas de estimación no paramétricas. En este sentido, el estimador de máximo tanteo se basa en una regla de ajuste que es la siguiente

$$\text{Maximizar } S = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [Z_i - (1 - 2\alpha) \text{sgn}(\beta' X_i)] \quad (\text{III.71})$$

El parámetro α es el punto de corte preseleccionado, que varía entre 0 y 1, de manera que si el valor estimado es superior a α se le asignará el valor uno y cero en caso contrario. El valor $Z_i = 2Y_i - 1$ de manera que $Z_i = -1$ si $Y_i = 0$ y $Z_i = 1$ si $Y_i = 1$, es decir Z_i asocia signos positivos a los valores asociados con la ocurrencia del fenómeno analizado y signo negativo en caso contrario.

Si se fija $\alpha = 0,5$, el estimador de máximo tanteo selecciona el valor de β que maximiza el número de veces en que el signo de Z coincide con el de la predicción, es decir, intenta maximizar el número de predicciones correctas.

Los procedimientos semiparamétricos como éste tienen la ventaja de que no tienen en cuenta la distribución subyacente, evitando la inclusión en la estimación de errores provenientes de la definición de una distribución errónea. Sin embargo, no se ha demostrado que este estimador proporcione mejores predicciones que el estimador paramétrico. Por otro lado, los estimadores semiparamétricos requieren un enorme esfuerzo computacional. Así, en la actualidad no puede utilizarse el estimador de

⁴² Manski (1975, 1985 y 1986), Manski y Thompson (1986), Kim y Pollard (1990), Melenberg y Van Soest (1996) entre otros.

máximo tanteo si existen unos 15 coeficientes a estimar con una muestra de unas 2.000 observaciones. Por último, uno de los principales inconvenientes que tienen este tipo de estimadores es la falta de información que proporcionan respecto a la relación entre la variable endógena y las explicativas, inconveniente que se elimina utilizando una estimación paramétrica.

Aunque se sigue desarrollando la literatura sobre estimación no paramétrica, hoy en día, es preferible la estimación basada en la función de verosimilitud por los inconvenientes que presenta la estimación no paramétrica. Sin embargo, el uso de la función de verosimilitud en la estimación, hace que la bondad del ajuste en los modelos de elección discreta sea, por tanto, un tema controvertido, ya que en estos modelos no existe una interpretación tan intuitiva como en el modelo de regresión clásico. A continuación se describen los contrastes más utilizados en la literatura econométrica para medir la bondad de ajuste en un modelo Logit con datos no agrupados, haciendo mención expresa para el caso de observaciones repetidas en los casos de interés.

1. Estadístico Desvianza

Siguiendo la filosofía del contraste de razón de verosimilitudes se construye el estadístico desvianza (D), que se define como una función del logaritmo neperiano del cociente de la función de verosimilitud del modelo seleccionado y la del modelo saturado. Un modelo saturado es aquel que contiene tantos parámetros como datos y que predice perfectamente los valores observados.

La hipótesis nula que contrasta el estadístico desvianza, es que el modelo seleccionado estima perfectamente los datos observados

$$H_0 : Y_i = M_i$$

La desvianza tiene la siguiente expresión

$$D = -2 \ln \left[\frac{L(\beta)}{L(\text{saturado})} \right] \quad (\text{III.72})$$

donde $L(\beta)$ es el valor de la función de verosimilitud del modelo seleccionado y $L(\text{saturado})$ es el valor correspondiente a la función de verosimilitud del modelo

saturado. Ambos valores, así como la expresión operativa de la varianza, quedará expresada con

- Para el modelo con observaciones no repetidas

$$\begin{aligned}
 L(\beta) &= \sum Y_i \ln M_i + \sum (1 - Y_i) \ln(1 - M_i) \\
 L(\text{saturado}) &= \sum Y_i \ln Y_i + \sum (1 - Y_i) \ln(1 - Y_i) \\
 D &= 2 \left[\sum y_i \ln \frac{Y_i}{M_i} + \sum (1 - Y_i) \ln \left(\frac{1 - Y_i}{1 - M_i} \right) \right] \quad (III.73)
 \end{aligned}$$

- Para el modelo con observaciones repetidas

$$\begin{aligned}
 L(\beta) &= \sum Y_i \ln \hat{P}_i + \sum (n_i - Y_i) \ln(n_i - \hat{P}_i) \\
 L(\text{saturado}) &= \sum Y_i \ln \frac{Y_i}{n_i} + \sum (n_i - Y_i) \ln \left(1 - \frac{Y_i}{n_i} \right) \\
 D &= 2 \left[\sum y_i \ln \frac{Y_i}{n_i \hat{P}_i} + \sum (n_i - Y_i) \ln \left(\frac{n_i - Y_i}{n_i - n_i \hat{P}_i} \right) \right] \quad (III.74)
 \end{aligned}$$

donde Y_i es el número de veces que la variable observada toma el valor 1 en la i -ésima población que dispone de n_i observaciones.

El estadístico desviianza, cuando $n_i \rightarrow \infty$, se distribuye asintóticamente bajo la hipótesis nula como una chi-cuadrado con $F - (k + 1)$ grados de libertad⁴³. Por lo que cuando el valor calculado sea inferior al de las tablas de la chi-cuadrado, se aceptará la hipótesis nula de una buena bondad de ajuste.

El contraste de razón de verosimilitudes utilizado para contrastar la hipótesis nula de que todos los parámetros del modelo son significativamente iguales a cero, recoge el cambio en el estadístico Desviianza (D) debido a incluir las variables explicativas en el modelo que solo contiene el término constante. Así:

$$RV = D(\text{para el modelo sólo con la constante}) - D(\text{para el modelo con las variables})$$

La verosimilitud correspondiente al modelo saturado es la misma en ambos valores de D , por lo que la diferencia puede expresarse como

⁴³ Ruiz-Maya, L. et. al (1995), pág. 682.

$$RV = -2 \ln \left[\frac{L(0)}{L} \right]$$

donde $L(0)$ es el valor de la función de verosimilitud del modelo que solo incorpora el término constante y L es el mismo valor para el modelo que incorpora todas las variables explicativas.

2. Índice de cociente de verosimilitudes

La función de verosimilitud puede también utilizarse para obtener un estadístico, que tiene cierta semejanza con el coeficiente de determinación calculado en la estimación lineal, conocido "índice de cociente de verosimilitudes". Este estadístico compara el valor de la función de verosimilitud de dos modelos: uno corresponde al modelo estimado que incluye todas las variables explicativas (modelo completo) y el otro sería el del modelo cuya única variable explicativa es la constante (modelo restringido). El estadístico, también conocido como R^2 de McFadden ya que fue propuesto por McFadden, en 1974, se define como:

$$RV = ICV = 1 - \frac{\log L}{\log L(0)} \quad (III.75)$$

donde L es el valor de la función de verosimilitud del modelo completo (el estimado con todas las variables explicativas) y $L(0)$ es el valor correspondiente del modelo restringido (el que incluye únicamente en la estimación el término constante).

El ratio calculado tendrá valores comprendidos entre 0 y 1 de forma que:

- Valores próximos a 0 se obtendrán cuando $L(0)$ sea muy parecido a L , situación en la que nos encontraremos cuando las variables incluidas en el modelo sean poco significativas, es decir, la estimación de los parámetros β no mejora el error que se comete si dichos parámetros se igualaran a 0. Por lo que en este caso la capacidad explicativa del modelo será muy reducida.
- Cuanto mayor sea la capacidad explicativa del modelo, mayor será el valor de L sobre el valor de $L(0)$, y más se aproximará el ratio de verosimilitud calculado al valor 1.

Si todos los valores de las pendientes son 0, el valor del índice de cociente de verosimilitudes será 0, mientras que el valor del estadístico aumentará a medida que mejore el ajuste del modelo. Fuera de estos valores extremos, el estadístico no tiene un significado tan intuitivo como el coeficiente de determinación, ya que dichos valores carecen de interpretación.

Efron propuso otro estadístico análogo al R^2 del modelo de regresión convencional, no basado en el cálculo de la función de verosimilitud, tal que

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{P}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (\text{III.76})$$

donde $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, siendo la interpretación de los valores resultantes la misma que para el R^2 de McFadden.

3. Una medida del error: el estadístico χ^2 de Pearson

Para medir la bondad del ajuste también se utilizan medidas del error que cuantifican la diferencia entre el valor observado y el estimado. En los modelos de variables dicotómicas se distinguen los siguientes tipos de residuos:

- Residuo ordinario = $Y_i - \hat{M}_i$

- Residuo estandarizado = Residuo de Pearson = $\frac{Y_i - \hat{M}_i}{\sqrt{\hat{M}_i(1 - \hat{M}_i)}}$

- Residuo generalizado = $\frac{(Y_i - \hat{M}_i)\lambda_i}{\hat{M}_i(1 - \hat{M}_i)}$

Para contrastar la hipótesis nula de que

$$H_0 : Y_i = \hat{M}_i; \text{ lo que equivale a } H_0 : Y_i - \hat{M}_i = e_i = 0$$

se construye un estadístico que recoge los residuos estandarizados o de Pearson del modelo Logit, que se definen como la diferencia entre el valor observado de la variable respuesta y el estimado, dividido por la estimación de la desviación típica, ya que la

esperanza es nula. A través del contraste de multiplicadores de Lagrange, se puede calcular el estadístico conocido con el nombre de χ^2 de Pearson, que se define como

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(Y_i - \hat{M}_i)^2}{\hat{M}_i(1 - \hat{M}_i)} \quad (\text{III.77})$$

Este estadístico es similar a la suma de cuadrados de los residuos del modelo de regresión convencional.

El ajuste del modelo será mejor cuanto más cerca esté el valor del estadístico de cero. Para saber a partir de que valor puede considerarse el ajuste como aceptable es necesario conocer la distribución del estadístico. Éste estadístico, bajo la hipótesis nula, se distribuye como una chi-cuadrado con $n-(k+1)$ grados de libertad, por lo que su valor se compara con el valor teórico de las tablas de la chi-cuadrado para contrastar la hipótesis nula. Si el valor calculado es superior al valor teórico se rechaza la hipótesis nula lo que equivale a decir que el error cometido es significativamente distinto de cero, es decir, se trataría de un mal ajuste.

En el caso de observaciones repetidas la hipótesis nula a contrastar sigue siendo que el valor estimado coincide con el observado, o lo que es lo mismo, que el error cometido por el modelo es pequeño.

$$H_0 : Y_i = \hat{P}_i \text{ lo que equivale a } H_0 : Y_i - \hat{P}_i = 0$$

El residuo de Pearson para el caso de observaciones repetidas queda definido como

$$r_i = \frac{Y_i - n_i \hat{P}_i}{(n_i \hat{P}_i (1 - \hat{P}_i))^{1/2}}$$

que corresponde a la noción intuitiva de valor observado menos valor previsto, dividido por la desviación típica de la estimación. El estadístico χ^2 de Pearson se calcula a través de la expresión:

$$\sum_{i=1}^F r_i^2 = \sum_{i=1}^F \frac{(Y_i - n_i \hat{P}_i)^2}{n_i \hat{P}_i (1 - \hat{P}_i)} \approx \chi^2 \quad (\text{III.78})$$

cuya interpretación es la misma que en el caso de observaciones no repetidas, siendo los grados de libertad, de la distribución chí-cuadrado que sigue el estadístico bajo la hipótesis nula de $F-(k+1)$.

En el caso de datos agrupados, y suponiendo que la estimación se ha realizado por el método de mínimos cuadrados generalizados, el error cometido en la estimación del modelo quedaría definido como:

$$e_i = \bar{L} - X\hat{\beta}$$

donde:

\bar{L} : es el vector cuyas componentes son los logaritmos de las ventajas estimadas mediante las frecuencias observadas.

$X\hat{\beta}$: es otro vector que contiene las estimaciones, realizadas por el modelo, de los logaritmos de las ventajas verdaderas, que son desconocidas.

Para contrastar la hipótesis nula de que se la diferencia entre los datos observados y estimados es lo suficientemente pequeña como para considerar que se ha producido un buen ajuste

$$H_0 : \bar{L} = X\hat{\beta} \quad \text{lo que equivale a } H_0 : \bar{L} - X\hat{\beta} = 0$$

se construye el estadístico W para un contraste de Wald cuya expresión es:

$$W = [\bar{L} - X\hat{\beta}]' S [\bar{L} - X\hat{\beta}]$$

donde S es la matriz de ponderaciones utilizada en la estimación por MCG. El vector resultante de la diferencia $\bar{L} - X\hat{\beta}$ mide los errores que se comenten entre los valores estimados y los observados, por lo que el resultado del producto matricial W es una medida del error total cometido ya que su expresión recoge la suma ponderada de los cuadrados de los errores:

$$W = \sum_{i=1}^F s_i e_i^2 \tag{III.79}$$

Un ajuste bueno vendría determinado por errores casi nulos y un valor del estadístico W próximo a cero, mientras que a medida que el ajuste empeora el valor de W

aumentaría. Para determinar a partir del valor de W cuando el ajuste puede considerarse como aceptable es necesario conocer la distribución en el muestreo de dicho estadístico. Bajo el supuesto de tamaños suficientemente grandes en los grupos que definen los distintos valores de las variables explicativas (n_i suficientemente grandes⁴⁴), si se cumple la hipótesis nula, la variable aleatoria W se distribuye como una chi-cuadrado con un número de grados de libertad igual a la diferencia entre las dimensiones de los vectores \bar{L} y β , es decir, $F-(k+1)$, siendo F el número de filas del vector \bar{L} y $(k+1)$ el número de parámetros del modelo incluido el término independiente.

Cuando el valor obtenido en el cálculo del estadístico sea menor que el tabular de χ^2 con $F-(k+1)$ grados de libertad y para el nivel de significación prefijado se acepta la hipótesis nula de que el modelo se ajusta razonablemente a los datos, rechazándose en caso contrario.

4. Porcentaje de aciertos estimados en el modelo

Otra de las vías utilizadas para determinar la bondad de un modelo Logit es predecir con el modelo los valores de la variable endógena Y_i de tal manera que $Y_i = 1$ si $\hat{M}_i > c$ ó $Y_i = 0$ si $\hat{M}_i < c$. Generalmente, el valor que se asigna a c para determinar si el valor de la predicción es igual a 1 o a 0 es de 0,5, puesto que parece lógico que la predicción sea 1 cuando el modelo dice que es más probable obtener un 1 que un 0.

Sin embargo, la elección de un umbral igual a 0,5 no siempre es la mejor alternativa. En el caso en que la muestra presente desequilibrios entre el número de unos y el de ceros la elección de un umbral igual a 0,5 podría conducir a no predecir ningún uno o ningún cero. Así, supuesta una muestra de 1.000 observaciones donde 100 son 1 y el resto 0, si el modelo incluye término constante, la media de las probabilidades estimadas en la muestra será 0,1⁴⁵, por lo que será casi imposible que se obtenga un valor estimado superior a 0,5. Si el umbral seleccionado es de 0,5, con esta regla nunca se llegarían a estimar valores iguales a 1. El modo de resolver este problema es tomar un umbral más pequeño.

⁴⁴ Según algunos autores un valor de n_j mayor o igual a 5 se considera aceptable.

⁴⁵ Como se ha comentado anteriormente, de la condición de primer orden que queda recogida en la ecuación (III.44) se deduce que la media de las probabilidades estimadas por el modelo, ha de coincidir con la proporción de unos que haya en la muestra.

Con cualquier tipo de regla predictiva similar se cometerán dos errores: habrá ceros que se clasifiquen incorrectamente como unos y unos que se clasifiquen incorrectamente como ceros. Si se reduce el umbral por debajo de 0,5 aumentará el número de veces que se clasifican correctamente observaciones para las que $Y_i=1$, pero también aumentará el número de veces en que se clasifiquen observaciones como unos para las que $Y_i=0$. Cambiando el valor del umbral se reducirá siempre la probabilidad de un error de un tipo y se aumentará la probabilidad del otro tipo de error. Por lo que el valor que debe tomar el umbral depende de la distribución de datos en la muestra y de la importancia relativa de cada tipo de error.

Una vez seleccionado el nivel del umbral, y dado que los valores reales de Y_i son conocidos, basta con contabilizar el porcentaje de aciertos para decir si la bondad del ajuste es elevada o no. A partir de este recuento se puede construir el siguiente cuadro de clasificación:

Cuadro III.2. Cuadro de clasificación de aciertos

		Valor real de Y_i	
		$Y_i = 0$	$Y_i = 1$
Predicción de \hat{M}_i	$\hat{M}_i < c$	P_{11}	P_{12}
	$\hat{M}_i > c$	P_{21}	P_{22}

Donde P_{11} y P_{22} corresponderán a predicciones correctas (valores 0 bien predichos en el primer caso y valores 1 bien predichos en el segundo caso), mientras que P_{12} y P_{21} corresponderán a predicciones erróneas (valores 1 mal predichos en el primer caso y valores 0 mal predichos en el segundo caso). A partir de estos valores se pueden definir los índices que aparecen en III.3.

Cuadro III.3. Índices para medir la bondad del ajuste

Índice	Definición	Expresión
Tasa de aciertos	Cociente entre las predicciones correctas y el total de predicciones	$\frac{P_{11} + P_{22}}{P_{11} + P_{12} + P_{21} + P_{22}}$
Tasa de errores	Cociente entre las predicciones incorrectas y el total de predicciones	$\frac{P_{12} + P_{21}}{P_{11} + P_{12} + P_{21} + P_{22}}$
Especificidad	Proporción entre la frecuencia de valores 0 correctos y el total de valores 0 observados	$\frac{P_{11}}{P_{11} + P_{21}}$
Sensibilidad	Razón entre los valores 1 correctos y el total de valores 1 observados	$\frac{P_{22}}{P_{12} + P_{22}}$
Tasa de falsos ceros	Proporción entre la frecuencia de valores 0 incorrectos y el total de valores 0 observados	$\frac{P_{21}}{P_{11} + P_{21}}$
Tasa de falsos unos	Razón entre los valores 1 incorrectos y el total de valores 1 observados	$\frac{P_{12}}{P_{12} + P_{22}}$

Uno de los problemas que se asocia a estos cálculos es que se penaliza igual una observación para la que $Y_i=1$ con $\hat{P}_i=0,49$, que otra para la que $Y_i=1$ con $\hat{P}_i=0$. Por otro lado, el resultado obtenido debe ser interpretado con cautela, ya que cuando existe un número elevado de observaciones en la muestra con valores 1 ó 0, este criterio dará un número bajo de predicciones totales erróneas, siempre y cuando no se haya seleccionado el valor umbral c adecuadamente.

Para comprobar la significación estadística de la tasa global de aciertos, a partir del test de Huberty se puede calcular el siguiente estadístico

$$H = \frac{(o - e)\sqrt{n}}{\sqrt{e(n - e)}} \tag{III.80}$$

donde: o son las observaciones bien clasificadas ($P_{11}+P_{22}$)

$$e = \frac{1}{n}(P_{11}^2 + P_{22}^2)$$

Bajo la hipótesis nula de que el número de casos correctamente clasificados se debe únicamente al efecto del azar ($H_0 : o = e \longrightarrow H_0 : o - e = 0$) el estadístico H se distribuye como una $N(0,1)$, por lo que bastará comparar el valor calculado con el de la

distribución normal para rechazar la hipótesis nula cuando el primero sea superior al segundo.

5. Prueba de Hosmer-Lemeshow

Otra medida global de la exactitud predictiva, no basada en el valor de la función de verosimilitud sino en la predicción real de la variable dependiente, es el contraste de clasificación diseñado por David W. Jr. Hosmer y Stanley Lemeshow en 1989. Dicho contraste consiste en realizar comparaciones entre el valor estimado y el observado por grupos. Para ello las observaciones se dividen en J grupos (generalmente 10) aproximadamente iguales, dividiendo el recorrido de la probabilidad en deciles de riesgo (esto es probabilidad de ocurrencia del fenómeno < 0.1 , < 0.2 , y así hasta < 1). Cada uno de los grupos contiene n_j observaciones, y en cada uno de los J grupos se define:

- Y_j como la suma de los valores 1 en cada uno de los grupos ($Y_j = \sum Y_i$)
- \bar{P}_j como la media de los valores predichos en cada grupo ($\bar{P}_j = \sum \frac{\hat{P}_i}{n_j}$).

A partir de esta información se puede construir una tabla de contingencia a través de la que se compara tanto la distribución de ocurrencia, como la de no ocurrencia prevista por la ecuación y los valores realmente observados. El contraste se realiza comparando las frecuencias observadas y esperadas a través del cálculo del estadístico

$$HL = \sum_{j=1}^J \frac{(Y_j - n_j \bar{P}_j)^2}{n_j \bar{P}_j (1 - \bar{P}_j)} \quad (III.81)$$

Hosmer y Lemeshow demuestran que cuando el modelo es correcto el estadístico HL sigue una distribución chi-cuadrado con $J-2$ grados de libertad, por lo que valores inferiores del estadístico calculado respecto al teórico indicarán un buen ajuste del modelo.

El uso correcto de este contraste requiere un tamaño de muestra adecuado para asegurar que cada grupo cuenta al menos con cinco observaciones. Además el estadístico chi-cuadrado es sensible al tamaño muestral, permitiendo que esta medida encuentre diferencias estadísticamente muy pequeñas cuando el tamaño muestral crece.

6. Estadísticos para comparar la bondad del ajuste entre modelos alternativos

Como criterio general para la elección entre distintos modelos se presenta aquel modelo que presente un mayor valor de la función de verosimilitud. Sin embargo este criterio sencillo podría conducir a errores ya que no se tiene en cuenta ni el número de variables explicativas ni el número de observaciones incluidas en cada modelo. Es por ello que existen algunos estadísticos que tienen en cuenta el cálculo del logaritmo de la función de verosimilitud corregida por ambos conceptos.

Akaike (1973) propone un estadístico que corrige el valor de la función de verosimilitud por el número de parámetros del modelo, cuya expresión es

$$AIC = \frac{2k}{n} - \frac{2\mathcal{L}}{n} \quad (\text{III.82})$$

donde: k es el número de parámetros del modelo.

\mathcal{L} es el valor de la función de verosimilitud.

n es el número de observaciones de la muestra.

Según el criterio de Akaike será preferible aquel modelo que presente un valor del AIC menor.

Otra alternativa es la que propone Schwarz (1978) que define el siguiente estadístico que tiene en cuenta explícitamente el tamaño de la muestra,

$$SC = \frac{k \ln n}{n} - \frac{2\mathcal{L}}{n} \quad (\text{III.83})$$

Al igual que el estadístico AIC es preferible aquel modelo que presenta un valor del estadístico de Schwarz menor.

Hannan-Quinn (1979) proponen otra alternativa que se define como

$$H - Q = \frac{2k \ln(\ln n)}{n} - \frac{2\mathcal{L}}{n} \quad (\text{III.84})$$

Según este criterio también serán preferibles aquellos modelos que presenten un valor del estadístico Hannan-Quinn menor.

Test sobre la especificación en los modelos Logit

Entre los problemas de especificación que puede presentar un modelo de elección discreta se encuentra la multicolinealidad, la ausencia de variables omitidas y la presencia de heterocedasticidad. Al igual que en los modelos de regresión lineal, en los modelos de elección discreta la existencia de multicolinealidad, es decir, una elevada correlación entre las variables explicativas, conduce a unos coeficientes estimados sesgados y unos errores elevados, lo que afecta tanto a los valores estimados de las probabilidades como al resultado de los contrastes de hipótesis basados en el cálculo del error. Los métodos de detección y corrección de este incumplimiento de hipótesis son los mismos que los utilizados en el modelo de regresión lineal.

Otros problemas de especificación que presentan los modelos de elección discreta, son los que hacen referencia a la omisión de variables significativas y a la presencia de heterocedasticidad. Los efectos que la presencia de estos problemas tienen sobre la estimación del modelo han sido estudiados por Yatchew y Griliches (1984) y son los que se detallan a continuación:

1. Dado un modelo cuyas variables explicativas son X_1 y X_2 , la omisión de la variable X_2 implica que:

$$Prob \lim \hat{\beta}_1 = c_1\beta_1 + c_2\beta_2$$

siendo c_1 y c_2 funciones de los parámetros desconocidos. Por lo que si se omite una variable relevante en la especificación del modelo, la estimación del parámetro correspondiente a la variable incluida es inconsistente.

2. Si el modelo estimado presenta problemas de heterocedasticidad, el estimador de máxima verosimilitud es inconsistente y la matriz de covarianzas estimada es errónea. Dado que los modelos de elección discreta suelen utilizar casi siempre datos transversales, que muy frecuentemente son heterocedáticos, este problema debe ser analizado con detalle en este tipo de modelos.

Para testar la presencia de estos problemas en la estimación del modelo se utilizan los contrastes que se comentan a continuación:

1. Contraste de variables omitidas

Para contrastar la omisión de variables en la especificación del modelo se plantean los siguientes modelos:

1. Modelo general sin omisión de variables

$$Y_i = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik} + \beta_{k+1} X_{i,k+1} + \dots + \beta_{k+g} X_{i,k+g})}} + \varepsilon_i$$

2. Modelo con omisión de variables

$$Y_i = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik})}} + \varepsilon_i$$

El contraste de hipótesis queda definido como

$$\begin{aligned} H_0 : \beta_{k+1} &= \beta_{k+2} = \dots = \beta_{k+g} = 0 \\ H_1 : \beta_{k+1} &\neq \beta_{k+2} \neq \dots \neq \beta_{k+g} \neq 0 \end{aligned}$$

Para realizar el contraste de hipótesis se puede utilizar cualquiera de los tres métodos analizados. Así, el estadístico de Wald que se obtendría quedaría definido como

$$W = \beta_{k+g}' [I(\hat{\beta}_{k+g})]^{-1} \beta_{k+g} \tag{III.85}$$

donde $k+g$ representa la submatriz correspondiente a las variables omitidas y $I(\hat{\beta}_{k+g})$ es el estimador de la matriz de covarianzas asintótica de $\hat{\beta}_{k+g}$. Bajo la hipótesis nula el estadístico se distribuye como una chi-cuadrado con "g" grados de libertad

La construcción del estadístico de cociente de verosimilitudes exige el cálculo del logaritmo de la función de verosimilitud para el modelo con k variables y para el modelo con $k+g$ variables,

$$\text{Cociente de verosimilitudes} = -2 \left[\ln \hat{L}_k - \ln \hat{L}_{k+g} \right] \tag{III.86}$$

donde el estadístico construido seguiría una distribución chi-cuadrado con “g” grados de libertad.

Por último, también podría utilizarse para realizar el contraste el estadístico de multiplicadores de Lagrange. Para el cálculo del estadístico se utilizaría la expresión de la ecuación (III.70), teniendo en cuenta que:

- El modelo que se estima por máxima verosimilitud es el que corresponde a la hipótesis nula, es decir, es el que contiene k variables explicativas.
- El vector de variables explicativas es el compuesto por $[X_1, X_2, \dots, X_k, X_{k+1}, X_{k+2}, \dots, X_{k+g}]$.

El cálculo del estadístico se puede simplificar calculando nR^2 , siendo R^2 el coeficiente de determinación obtenido al regresar r_i sobre X_i^* donde

$$r_i = Y_i \sqrt{\frac{1 - \hat{\Lambda}_i}{\hat{\Lambda}_i}} + (Y_i - 1) \sqrt{\frac{\hat{\Lambda}_i}{1 - \hat{\Lambda}_i}}$$

$$X_i^* = \left[\frac{\hat{\lambda}_i}{\sqrt{\hat{\Lambda}_i(1 - \hat{\Lambda}_i)}} X_i \right]$$

El estadístico así calculado se distribuye bajo la hipótesis nula como una chi-cuadrado con “g” grados de libertad por lo que si el valor calculado es superior al valor teórico de las tablas de la chi-cuadrado se rechaza la hipótesis nula de que las variables omitidas no son importantes para explicar el modelo.

2. Contraste de Heterocedasticidad

Según la formulación general analizada por Harvey (1976), el contraste de heterocedasticidad se realiza a través de la siguiente regla de comportamiento:

$$\text{var}(\varepsilon_i) = e^{2\gamma z_i} \tag{III.87}$$

donde:

ε_i : es la variable aleatoria del modelo especificado.

γ : es un parámetro desconocido.

Z_i : es el regresor o combinación lineal de regresores que se sospecha que genera la heterocedasticidad.

e_i : son los residuos del modelo, pudiendo éstos ser definidos como los residuos ordinarios, los estandarizados o los generalizados.

Introduciendo dicha regla en la función de verosimilitud logarítmica se obtiene

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \left\{ Y_i \ln \Lambda \left(\frac{X_i \beta}{\exp(Z_i \gamma)} \right) + (1 - Y_i) \ln \left[1 - \Lambda \left(\frac{X_i \beta}{\exp(Z_i \gamma)} \right) \right] \right\} \quad (III.88)$$

Las derivadas de la función quedan expresadas por

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L}{\partial \beta} &= \sum_{i=1}^n \left[\frac{\lambda_i (Y_i - \Lambda_i)}{\Lambda_i (1 - \Lambda_i)} \right] \exp(-\gamma' Z_i) X_i \\ \frac{\partial \ln L}{\partial \gamma} &= \sum_{i=1}^n \left[\frac{\lambda_i (Y_i - \Lambda_i)}{\Lambda_i (1 - \Lambda_i)} \right] \exp(-\gamma' Z_i) Z_i (-\beta' X_i) \end{aligned} \quad (III.89)$$

Si se estima el modelo suponiendo que $\gamma = 0$ se puede contrastar la hipótesis de homocedasticidad, a través del estadístico de multiplicadores de Lagrange.

Davidson y McKinnon (1993) propusieron un test alternativo para contrastar la homocedasticidad del modelo. Dicho test plantea la hipótesis nula de homocedasticidad frente a la heterocedasticidad. Para la construcción del estadístico se necesita realizar la siguiente estimación a través del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios

$$\frac{Y_i - \hat{\Lambda}_i}{\sqrt{\hat{\Lambda}_i (1 - \hat{\Lambda}_i)}} = \frac{\hat{\lambda}}{\sqrt{\hat{\Lambda}_i (1 - \hat{\Lambda}_i)}} X_i \beta + \frac{\hat{\lambda} \hat{\lambda}}{\sqrt{\hat{\Lambda}_i (1 - \hat{\Lambda}_i)}} Z_i \beta \quad (III.90)$$

Davidson y Mackinnon demostraron que la suma de cuadrados explicada en la regresión (III.90) se distribuye asintóticamente con una chi-cuadrado con un número de grados de libertad igual al número de regresores incluidos en Z_i .

El principal problema de este test es que no indica el origen de la heterocedasticidad, la cual, en muchos de los casos, se debe al propio error de especificación del modelo.

Medidas de influencia: valores extremos

A la hora de examinar la idoneidad del modelo de regresión logística es importante valorar la posible presencia de valores extremos (outliers) que puedan alterar el ajuste de los datos. Para ello puede utilizarse el análisis de residuos que permite examinar la relación existente entre los valores observados y los estimados por el modelo para cada una de las observaciones.

Como complemento al análisis de residuos se utilizan las medidas de influencia que cuantifican la influencia que cada observación ejerce sobre la estimación del vector de parámetros o sobre las predicciones hechas a partir del mismo, de forma que cuanto más grande son, mayor es la influencia que ejerce una observación en la estimación del modelo. Aquellas observaciones que tienen una elevada influencia en la estimación del modelo son consideradas como datos atípicos y habrá que verificar si se corresponden a un error en la captura de la base de datos que debe corregirse, o si se trata de un dato imposible que debe eliminarse. Entre las medidas utilizadas destaca:

1. Medida de apalancamiento

Se utiliza para detectar observaciones que tienen un gran impacto en los valores predichos por el modelo. Se calcula a partir de la matriz

$$H = W^{1/2} X(X'WX)^{-1} X'W^{1/2} \quad (\text{III.91})$$

donde W es la matriz diagonal de $\hat{M}_i(1-\hat{M}_i)$. El apalancamiento para la observación i -ésima viene dado por el elemento i -ésimo de la diagonal principal de H , y toma valores entre 0 y 1.

2. Distancia de Cook

Es una medida que cuantifica el cambio en los residuos de todos los casos cuando una determinada observación es excluida del cálculo de los coeficiente de regresión. Su expresión se define como

$$COOK_i = \frac{1}{P} (\hat{\beta} - \hat{\beta}_{(i)})' X'WX (\hat{\beta} - \hat{\beta}_{(i)}) \quad (\text{III.92})$$

donde $\hat{\beta}$ corresponde a la estimación máximo verosímil incluyendo todas las observaciones y $\hat{\beta}_{(i)}$ corresponden a la estimación de los parámetros que no incluye la observación i .

3. DFBeta

Este estadístico mide la influencia de la observación i en un componente del vector β , β_k . Desglosa la información que la distancia de Cook resume en un único estadístico por observación. Se define como

$$DFBeta_{ki} = \frac{\hat{\beta}_k - \hat{\beta}_{k(i)}}{std(\hat{\beta}_k)} \quad (III.93)$$

Donde $\hat{\beta}_k$ es el estimador máximo verosímil que incluye todas las observaciones, $\hat{\beta}_{k(i)}$ es el estimador máximo verosímil cuando se elimina la i -ésima observación y $std(\hat{\beta}_k)$ es el error estándar en la estimación de $\hat{\beta}_k$.

III.2.2.5. OTRAS ALTERNATIVAS EN LA MODELIZACIÓN DE VARIABLES DICOTÓMICAS: CURVAS NO SIMÉTRICAS Y FLEXIBLES

Si bien la mayor parte de las aplicaciones existentes en la literatura sobre modelos de elección discreta utilizan en la especificación del modelo la función logística (modelo Logit) o la normal tipificada (modelo Probit), en algunas ocasiones puede resultar interesante relajar algunas de las rigideces que presentan este tipo de modelos. En concreto, nos referimos a su simetría y a su falta de flexibilidad al mantener fijo el punto de inflexión, lo que bajo determinadas distribuciones muestrales puede resultar poco operativo.

El uso de los **modelos Gompit** o **Valor Extremo**, se encuentra bastante extendido entre los modelos de elección discreta. Si bien el origen de los modelos Logit y Probit se basa en suponer una función de distribución para los errores logística o normal tipificada, según el caso, en la modelización Gompit o Valor Extremo, se asume que los errores se distribuyen siguiendo la distribución acumulada de Gumbel⁴⁶. El uso de esta función surge de la aplicación al campo de la modelización discreta la función de

⁴⁶ También conocida como función Weibul, Valor Extremo Tipo I, o función de distribución gamma exponencial generalizada.

Gompertz, utilizada en la descripción y predicción de fenómenos demográficos, y cuya expresión es

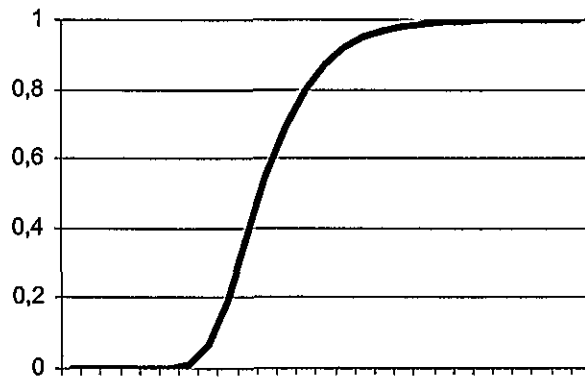
$$Y_t = e^{-e^{-(\alpha+\beta t)}}$$

La utilización de esta función en la modelización discreta requiere relacionar la variable Y_i , medición de la probabilidad de que un determinado acontecimiento ocurra, con una serie de variables explicativas que condicionan los valores de dicha probabilidad, a través de la expresión

$$Y_i = e^{-e^{-(\alpha+X_i\beta)}} + \varepsilon_i \tag{III.94}$$

cuya representación gráfica es

Gráfico III.6. Representación gráfica del Modelo Gompit



A diferencia de los modelos Logit y Probit, el modelo Gompit no es simétrico situándose su punto de inflexión en el valor 0,37. Esta falta de simetría permite al modelo un ajuste más rápido de la probabilidad para valores altos de $\alpha + X_i\beta$, es decir, en este caso, la función alcanza el valor 1 más rápidamente que lo que lo hace la función logística y la normal.

Si bien la relajación del supuesto de simetría puede resultar un ajuste más aconsejable que el Logit o el Probit para determinadas situaciones, la curva Gompertz sigue manteniendo el punto de inflexión fijo lo que puede estar limitando el ajuste en determinadas circunstancias. Es por ello que Vicéns (2003) plantea el uso de algún tipo de curva flexible en la modelización discreta, para superar el problema de simetría en la forma de la curva y puntos de inflexión fijos del que adolecen los modelos tradicionales Logit y Probit.

El uso de una curva en "S" flexible relaja la restricción de simetría y de punto de inflexión fijo, ya que éste se estima junto a los parámetros del modelo, admitiendo tasas de crecimiento en la probabilidad diferentes. La inclusión de puntos de inflexión no fijo permiten, por tanto, modelizar situaciones en las que la probabilidad crezca muy rápidamente y luego se sature lentamente, en cuyo caso el punto de inflexión sería inferior a 0.5, o bien situaciones en que la probabilidad crezca lentamente y se sature rápidamente después, situándose el punto de inflexión por encima del valor 0.5. Esta flexibilización de la curva se consigue a través de la inclusión de nuevos parámetros en el modelo.

Dentro de las familias de las curvas flexibles en "S", utilizadas en el campo de los modelos de difusión de nuevos productos, las formulaciones más importantes, así como algunas de sus extensiones, pueden encontrarse en el trabajo de Vicéns (2003). El autor plantea la posibilidad de trasladar el uso de dichas curvas flexibles a la modelización de variables discretas, tal y como se hizo en el pasado cuando se adoptó la curva logística como adecuada para este tipo de modelización.

El problema que se plantea es que modelo elegir entre las diferentes alternativas de curvas flexibles, siempre teniendo en cuenta que el uso de la curva debe tener por objetivo estimar una probabilidad cuyo rango de variación debe estar comprendido entre 0 y 1. Si bien no existe mucha evidencia empírica al respecto, autores como Meada e Islam (1998) apuntan la ventaja del modelo Nelder, también conocido como logística generalizada, frente a otras alternativas. Pruebas empíricas realizadas por Vicéns también aportan resultados más favorables en la modelización del Nelder.

Si bien la forma original de este modelo en el campo de los modelos de difusión de nuevos productos es

$$Y_t = \frac{C}{[1 + \theta e^{-b(t-m)}]^{1/\theta}} \quad (\text{III.95})$$

para su uso en la modelización discreta es necesario realizar algunas transformaciones. En primer lugar, la necesidad de que el resultado del modelo presente valores acotados en el rango 0-1 obliga a restringir el valor del nivel de saturación, C , a 1, nivel máximo de probabilidad. Por otro lado, la aplicación habitual de este tipo de modelos en el campo de los modelos de crecimiento impone una relación entre la variable respuesta Y_i y la variable independiente de tiempo, t . Para poder utilizar esta expresión como modelo de elección discreta es necesario sustituir la

variable tiempo por aquellas variables exógenas que se consideren explicativas del fenómeno a analizar. Operando en la (III.95), e incorporando los supuestos comentados, se obtiene la expresión aplicable del modelo Nelder a la modelización discreta

$$Y_i = \frac{1}{[1 + \theta e^{-(\alpha + \beta X_i)}]^{1/\theta}} + \varepsilon_i \quad (\text{III.96})$$

donde los posibles valores observados de la variable endógena son 1, cuando ocurre una de las alternativas, y 0 en caso contrario, y sus valores estimados se interpretan como la probabilidad de ocurrencia de la alternativa a la que se le asignó el valor 1. El modelo así expuesto puede interpretarse como una generalización del Logit, ya que para el caso particular en que θ vale 1, el modelo se convierte en una logística convencional. La estimación de los parámetros incluidos en la expresión puede realizarse por Mínimos Cuadrados No Lineales o maximizando la función de verosimilitud, siendo ambos resultados asintóticamente equivalentes.

No existe evidencia empírica contundente que demuestre que el modelo de elección discreta con Nelder ofrece mejores resultados que las aproximaciones tradicionales Logit o Probit. Sin embargo, las aplicaciones realizadas por Vicéns (2003) en este sentido, muestran resultados favorables para la estimación que incorpora flexibilidad en la curva de ajuste.

III.3. MODELOS DE RESPUESTA MÚLTIPLE

Cuando la variable endógena a modelizar es una variable discreta con varias alternativas posibles de respuesta, J , nos encontramos ante los modelos de respuesta múltiple. Estos modelos se clasifican en dos grandes grupos según que las alternativas que presenta la variable endógena se puedan ordenar (modelos con datos ordenados) o no se puedan ordenar (modelos con datos no ordenados).

La especificación para cada tipo de modelo es diferente, ya que la introducción de toda la información que contienen los datos en el proceso de modelización aumenta la eficiencia de las estimaciones. Para los datos ordenados los modelos son más parecidos a los de regresión, tendiendo a éstos cuando el número de alternativas es muy grande. Para los datos no ordenados, que son los más frecuentes, los modelos empleados son generalizaciones de los modelos dicotómicos presentados en el apartado anterior.

En los modelos de respuesta múltiple la variable dependiente, Y_i , toma el valor 1 si el individuo i escoge la opción j , mientras que toma el valor 0 si el individuo i escoge otra de las opciones. El resultado del modelo es la estimación de una probabilidad, P_{ij} , que indica la probabilidad de que la variable Y_i tome el valor 1.

Algunos ejemplos de modelos con datos no ordenados se pueden encontrar en Schmidt y Strauss (1975) donde se trata de determinar la elección de un área laboral (empleado doméstico, obrero no especializado, trabajador manual, oficinista y trabajadores sin cualificación) para una muestra de 1.000 observaciones, en función del nivel educativo, la experiencia, la raza y el sexo. McFadden (1974) y Hensher (1986) también estiman un modelo con datos no ordenados con el que tratan de definir la elección de un medio de transporte por quienes viajan a diario en las grandes ciudades.

Entre los diversos trabajos con datos ordenados, algunas de las variables dependientes utilizadas fueron la clasificación de bonos, resultados de encuestas sobre preferencias, encuestas de opinión, la asignación de personal militar a un puesto de trabajo en función de su capacidad y nivel educativo, los resultados de votaciones, el nivel de empleo (tiempo completo, tiempo parcial o sin empleo), entre otras.

III.3.1. MODELOS DE RESPUESTA MÚLTIPLE CON DATOS NO ORDENADOS

El enfoque teórico de este tipo de modelos se fundamenta en la teoría de la utilidad, de tal manera que la elección entre una de las alternativas que presenta la variable endógena se realiza seleccionando aquella alternativa que presenta una mayor utilidad. Así, la utilidad que tiene un individuo i -ésimo de escoger la j -ésima opción entre las J posibilidades que presenta la variable endógena es:

$$U_{ij} = \beta' X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (\text{III.97})$$

Si el consumidor escoge la opción j -ésima es por ser la que presenta mayor utilidad de entre todas las alternativas posibles. Es decir, escoger la alternativa j -ésima equivale a decir que

$$\text{Prob}(U_{ij} > U_{ik}) \text{ para cualquier } k \neq j$$

La formulación del modelo Logit de respuesta múltiple para datos no ordenados es debida a McFadden (1973) quien demostró que dada Y_i una variable aleatoria que

indica la alternativa escogida, si (y solo si) las perturbaciones aleatorias de la ecuación (III.97) son independientes e idénticamente distribuidas con distribución valor extremo tipo I⁴⁷,

$$F(\varepsilon_{ij}) = \exp(-e^{-\varepsilon_{ij}})$$

se puede decir que

$$\text{Prob}(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j Z_{ij}}}{\sum_{j=0}^J e^{\beta_j Z_{ij}}} \quad (\text{III.98})$$

donde Z_{ij} representa la matriz de los regresores del modelo. Dichas variables explicativas pueden ser de dos tipos:

- Variables que contienen aspectos específicos del individuo y por tanto, su valor será el mismo en todas las alternativas. Este tipo de variables reciben el nombre de características, y se las denota por W_i .
- Variables que contienen aspectos específicos de las alternativas entre las que se ha de elegir, y varían tanto entre individuos como entre alternativas. Este tipo de variables reciben el nombre de atributos de las alternativas y se las denota por X_{ij} .

Tanto las características como los atributos son el conjunto de las variables explicativas de la ecuación y forman el vector Z_{ij} . Incorporando esta descomposición en la ecuación (III.98) se obtiene,

$$\text{Prob}(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j W_i + \beta'' X_{ij}}}{\sum_{j=0}^J e^{\beta_j W_i + \beta'' X_{ij}}} = \frac{e^{\beta_j W_i} e^{\beta'' X_{ij}}}{\sum_{j=0}^J e^{\beta_j W_i} e^{\beta'' X_{ij}}} \quad (\text{III.99})$$

La especificación correcta del modelo debe tener en cuenta que en este tipo de modelos no existirá un único parámetro asociado a cada variable explicativa, sino que existirán tantos parámetros para cada variable explicativa como alternativas presente la variable endógena, ya que lo que se quiere medir es como influye cada variable explicativa en la probabilidad de selección de cada una de las alternativas posibles.

⁴⁷ También llamada distribución Gumbel y Weibul.

Si esto es así, tal y como está formulado el modelo en la ecuación (III.98), los términos que no varían de una alternativa a otra, es decir, los que son específicos de cada individuo, desaparecen de la probabilidad, por lo que es necesario modificar el modelo para que recoja también los efectos específicamente individuales.

Con este fin, es necesario incluir en la especificación del modelo un conjunto de variables binarias para las diferentes alternativas de la endógena, multiplicadas, cada una de ellas, por los valores de las características W_i . La inclusión de este conjunto de variables permite que los coeficientes varíen entre las alternativas. Sin embargo, y tal y como ocurre en el modelo lineal, si se incluyen tantas variables binarias como alternativas posibles, hay problemas de singularidad, por lo que el número de variables binarias que se crea es igual al número de alternativas menos uno.

Si bien el modelo teórico expuesto es capaz de recoger tanto atributos de las alternativas como características específicas de los individuos, en la realidad no suelen encontrarse ambas variables en un mismo conjunto de datos. Es por ello, que se suele diferenciar entre modelos que contienen únicamente uno u otro tipo de variables dando lugar a los modelos multinomiales frente a los condicionales. A continuación se detallan ambos tipos de modelos.

III.3.1.1. El modelo Logit Multinomial

Planteamiento del modelo

La modelización de la probabilidad de elección de cada una de las alternativas que presenta la variable endógena cuando las variables explicativas que se utilizan hacen referencia a las características específicas de los individuos, se realiza a través del modelo Logit Multinomial. Este tipo de modelos es el que se utiliza con más frecuencia en los trabajos aplicados.

En este tipo de modelos cada una de las posibles alternativas se suelen denotar asignando el valor 0 a la primera alternativa, 1 a la segunda, y así sucesivamente hasta el número de alternativas que presenta la variable menos uno ($J-1$).

Como se ha comentado anteriormente, en este modelo los valores de las variables explicativas varían para cada individuo pero son constantes para cualquier alternativa, por lo que no se puede apreciar la influencia de la variable en cada alternativa a no ser que se introduzca una variable ficticia, multiplicada por los valores de W_i , que represente a cada alternativa. Para evitar problemas de singularidad, el número de

variables ficticias a introducir en el modelo será igual al número de alternativas menos uno ($J-1$).

La formulación de un Logit Multinomial queda recogida a través de la siguiente ecuación⁴⁸:

$$Prob(Y_i = j) = P_{ij} = \frac{e^{\beta_j X_i}}{\sum_{j=0}^{J-1} e^{\beta_j X_i}} \quad (III.100)$$

donde j representa el índice asociado a cada alternativa y va desde 0 hasta ($J-1$). El vector de parámetros lleva asociado el subíndice correspondiente a la alternativa concreta analizada. Las ecuaciones estimadas proporcionan un conjunto de probabilidades para cada una de las alternativas que puede tomar un individuo i y tenga X_i como características individuales.

En el modelo Logit Multinomial existe una indeterminación cuando se trata de estimar el valor de los parámetros. Para solucionar este problema se normaliza el modelo tomando para los parámetros que acompañan a la alternativa cero el valor cero, $\beta_0 = 0$. Las probabilidades resultantes son

$$Prob(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j X_i}}{1 + \sum_{j=1}^{J-1} e^{\beta_j X_i}} \quad \text{para } j=1, 2, \dots, (J-1)$$

$$Prob(Y_i = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^{J-1} e^{\beta_j X_i}} \quad \text{para } j=1, 2, \dots, (J-1)$$

(III.101)

Donde se tiene que cumplir que

$$\sum_{j=0}^{J-1} P_j = 1$$

⁴⁸ A pesar de que las características específicas de cada individuo se han denotado con W_i , en lo que sigue se denotarán con X_i al hacer referencia a las variables explicativas de un modelo econométrico en el que tradicionalmente se utiliza esa denominación.

Para el caso sencillo de un modelo en el que la variable endógena presenta tres posibles alternativas de elección y sólo existe una variable explicativa en la modelización, la probabilidad asociada a cada una de las alternativas posibles de elección tomarían las siguientes expresiones⁴⁹

$$\begin{aligned}
 P_0 &= \frac{1}{1 + e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i} + e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}} \\
 P_1 &= \frac{e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i}}{1 + e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i} + e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}} \\
 P_2 &= \frac{e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}}{1 + e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i} + e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}}
 \end{aligned}
 \tag{III.102}$$

con $P_0 + P_1 + P_2 = 1$

Y la matriz de diseño X vendrá expresada como

$$X = \begin{bmatrix} 1 & 0 & X_1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & X_1 \\ 1 & 0 & X_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & X_2 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & 0 & X_n & 0 \\ 0 & 1 & 0 & X_n \end{bmatrix}$$

Estimación de los parámetros

La estimación del modelo Logit Multinomial se realiza a través del método de máxima verosimilitud, por lo que es necesario, en primer lugar, conocer la función de densidad conjunta. Definiendo para cada individuo y para cada una de las J alternativas posibles $d_{ij} = 1$ si el individuo "i" escoge la alternativa "j" y 0 en caso contrario⁵⁰, la verosimilitud logarítmica generaliza la obtenida en los modelos Logit binomiales

⁴⁹ Se identifican con la letra α los parámetros que acompañan al término independiente y con la letra β los que acompañan a las variables explicativas.

⁵⁰ En el caso de existir observaciones repetidas de la variable endógena para cada nivel de las variables explicativas, la función de verosimilitud y sus derivadas se obtienen definiendo $d_{ij} = n_i P_{ij}$

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^{J-1} d_{ij} \ln \text{Prob}(Y_i = j)$$

Para el caso sencillo de modelizar una variable endógena con tres posibles alternativas utilizando únicamente una variable explicativa, y llamando n_0 al número de individuos que eligió la alternativa 0, n_1 al que eligió la alternativa 1 y, n_2 al que eligió la alternativa 2, la función de verosimilitud es igual a

$$L = \prod_{i=1}^{n_0} P_0 \cdot \prod_{i=1}^{n_1} P_1 \cdot \prod_{i=1}^{n_2} P_2 =$$

$$= \prod_{i=1}^{n_0} \frac{1}{1 + e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i} + e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}} \cdot \prod_{i=1}^{n_1} \frac{e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i}}{1 + e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i} + e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}} \cdot \prod_{i=1}^{n_2} \frac{e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}}{1 + e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i} + e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}}$$

Y su logaritmo

$$\ln L = - \sum_{i=1}^{n_0} \ln [1 + e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i} + e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}] + \sum_{i=1}^{n_1} [\alpha_1 + \beta_1 X_i] - \sum_{i=1}^{n_1} \ln [1 + e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i} + e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}] +$$

$$+ \sum_{i=1}^{n_2} [\alpha_2 + \beta_2 X_i] - \sum_{i=1}^{n_2} \ln [1 + e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i} + e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}] =$$

$$- \sum_{i=1}^n \ln [1 + e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i} + e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}] + n_1 \alpha_1 + \beta_1 \sum_{i=1}^{n_1} X_i + n_2 \alpha_2 + \beta_2 \sum_{i=1}^{n_2} X_i$$

(III.103)

Las primeras derivadas del logaritmo neperiano de la función de verosimilitud respecto a los parámetros a estimar, tienen la siguiente forma

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta_j} = \sum [d_{ij} - P_{ij}] X_i \quad \text{para } j = 0, \dots, (J-1) \quad \text{(III.104)}$$

Para el caso de una variable respuesta con tres posibles alternativas y una única variable explicativa, las primeras derivadas del logaritmo neperiano de la función de verosimilitud respecto a los cuatro parámetros a estimar igualadas a cero, constituyen el siguiente sistema de cuatro ecuaciones con cuatro incógnitas

$$\begin{aligned}
 \sum_{i=1}^{n_1} \frac{e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i}}{1 + e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i} + e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}} &= n_1 \\
 \sum_{i=1}^{n_2} \frac{e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}}{1 + e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i} + e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}} &= n_2 \\
 \sum_{i=1}^{n_1} \frac{e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i}}{1 + e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i} + e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}} X_i &= \sum_{i=1}^{n_1} X_i \\
 \sum_{i=1}^{n_2} \frac{e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}}{1 + e^{\alpha_1 + \beta_1 X_i} + e^{\alpha_2 + \beta_2 X_i}} X_i &= \sum_{i=1}^{n_2} X_i
 \end{aligned}
 \tag{III.105}$$

Dada la no linealidad de la ecuaciones es preciso resolver el sistema utilizando un método iterativo, que podría ser, al igual que en el modelo Logit binomial, el algoritmo de iteración de Newton Raphson, cuya expresión viene definida por

$$\hat{\beta}_t = \hat{\beta}_{t-1} + [X'W_{t-1}X]^{-1} X'(Y - M_{t-1})$$

donde W_{t-1} es una matriz diagonal cuyos elementos son $\hat{P}_i(1 - \hat{P}_i)$ y X es la matriz de diseño. En el caso multinomial, el método de resolución es el mismo, teniendo en cuenta que en la matriz W_{t-1} es necesario incluir una modificación provocada por el hecho de que existen distintas alternativas para la variable respuesta, lo que obliga a que los elementos de W sean $\hat{P}_{ij}(1(j=j) - \hat{P}_{ij})$ donde $1(j=j)$ vale 1 si las dos probabilidades hacen referencia a la misma alternativa (es decir, cuando nos encontramos en los elementos de la diagonal principal), y $1(j=j)$ vale 0 si las probabilidades hacen referencia a alternativas diferentes (es decir, cuando estamos en algún elemento de fuera de la diagonal principal).

Para el caso sencillo de una variable respuesta con tres alternativas de respuesta, la matriz W en una iteración cualquiera vendrá expresada por:

$$W = \begin{bmatrix}
 \hat{P}_{11}(1 - \hat{P}_{11}) & -\hat{P}_{11}\hat{P}_{12} & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\
 -\hat{P}_{11}\hat{P}_{12} & \hat{P}_{12}(1 - \hat{P}_{12}) & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\
 0 & 0 & \hat{P}_{21}(1 - \hat{P}_{21}) & -\hat{P}_{21}\hat{P}_{22} & \dots & 0 & 0 \\
 0 & 0 & -\hat{P}_{21}\hat{P}_{22} & \hat{P}_{22}(1 - \hat{P}_{22}) & \dots & 0 & 0 \\
 \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\
 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & \hat{P}_{n1}(1 - \hat{P}_{n1}) & -\hat{P}_{1n}\hat{P}_{2n} \\
 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & -\hat{P}_{1n}\hat{P}_{2n} & \hat{P}_{n2}(1 - \hat{P}_{n2})
 \end{bmatrix}$$

La distribución asintótica de los estimadores es normal con varianza obtenida de la inversa de la matriz de información estimada. La matriz de segundas derivadas tiene la expresión

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_j^2} = \sum_{i=1}^n P_{ij} (1(j=j) - P_{ij}) X_i X_i' \quad (III.106)$$

donde, igual que en el caso anterior, $1(j=j)$ vale 1 si las dos probabilidades hacen referencia a la misma alternativa, y $1(j \neq j)$ vale 0 si las probabilidades hacen referencia a alternativas diferentes. Por tanto, los elementos del hessiano pueden caracterizarse por pertenecer o no a la diagonal principal. El bloque de la diagonal vendrá definido por

$$\sum P_{ij} (1 - P_{ij}) X_i X_i' \quad (III.107)$$

y los elementos no pertenecientes a la diagonal principal quedarán definidos por

$$- \sum (P_{ij} P_{ik}) X_i X_i' \quad (III.108)$$

Para el caso sencillo de un modelo con una variable explicativa y tres posibles alternativas para la variable endógena, la matriz hessiano quedaría como:

$$\begin{bmatrix} \sum \hat{P}_{1i} (1 - \hat{P}_{1i}) & - \sum \hat{P}_{1i} \hat{P}_{2i} & \sum \hat{P}_{1i} (1 - \hat{P}_{1i}) X_i & - \sum \hat{P}_{1i} \hat{P}_{2i} X_i \\ - \sum \hat{P}_{1i} \hat{P}_{2i} & \sum \hat{P}_{2i} (1 - \hat{P}_{2i}) & - \sum \hat{P}_{1i} \hat{P}_{2i} X_i & \sum \hat{P}_{2i} (1 - \hat{P}_{2i}) X_i \\ \sum \hat{P}_{1i} (1 - \hat{P}_{1i}) X_i & - \sum \hat{P}_{1i} \hat{P}_{2i} X_i & \sum \hat{P}_{1i} (1 - \hat{P}_{1i}) X_i & - \sum \hat{P}_{1i} \hat{P}_{2i} X_i \\ - \sum \hat{P}_{1i} \hat{P}_{2i} X_i & \sum \hat{P}_{2i} (1 - \hat{P}_{2i}) X_i & - \sum \hat{P}_{1i} \hat{P}_{2i} X_i & \sum \hat{P}_{2i} (1 - \hat{P}_{2i}) X_i \end{bmatrix}$$

Como en el cálculo del hessiano no aparecen los términos d_{ij} , el valor esperado coincide con el valor observado, por lo que el uso en la estimación del algoritmo de Newton-Raphson resulta equivalente al algoritmo de "Scoring".

No siempre resulta fácil la estimación de este tipo de modelos, ya que como el número de parámetros aumenta al aumentar el número de alternativas que presenta la variable respuesta, pueden existir problemas en la estimación cuando el número de regresores es demasiado elevado.

En estos modelos resulta difícil dar una interpretación de los coeficientes estimados. El error común que se comete es asociar β_j con el j-ésimo resultado, pero esta asociación es falsa, ya que si se calcula la primera derivada de la ecuación (III.101) respecto a las variables explicativas incluidas en el modelo, se obtiene que los efectos marginales de las variables explicativas sobre las probabilidades son

$$\delta_j = \frac{\partial P_j}{\partial X_i} = P_j \left[\beta_j - \sum_{j=0}^{J-1} P_j \beta_j \right] = P_j [\beta_j - \bar{\beta}]$$

Por tanto, todos los componentes de β aparecen en el cálculo de todos los efectos marginales, tanto a través de las probabilidades como a través de la media que aparece en δ_j . De δ_j se deduce que para una variable explicativa específica X_k , el efecto marginal $\frac{\partial P_j}{\partial X_k}$ puede no tener el mismo signo que β_{jk} . A efectos de cálculo, el vector β queda definido como $\beta = [0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_j]'$ incluyéndose el valor 0 asociado a β_0 , ya que aunque $\beta_0 = 0$ se obtiene que $\delta_0 = -P_0 \bar{\beta}$, cuyo valor no tiene porque ser cero.

Medidas de bondad del ajuste

Las medidas de bondad de ajuste en este tipo de modelos son las mismas que las aplicadas en los modelos Logit binomiales. Así suele usarse el contraste del cociente de verosimilitudes y el índice de cociente de verosimilitudes. En ambos casos, el cálculo de la función de verosimilitud logarítmica restringida, es decir, la correspondiente al modelo que solo incluye término constante quedaría

$$\ln L(0) = \sum_{j=0}^{J-1} n_j \ln \left(\frac{n_j}{n} \right) = \sum_{j=0}^{J-1} n_j \ln P_j \quad (\text{III.109})$$

donde P_j es la proporción muestral de observaciones que eligen la alternativa j . También es común calcular el porcentaje de aciertos, a través del cálculo de las predicciones erróneas y correctas. En este caso, habrá que tener en cuenta que la regla predictiva vendrá definida por $Y_i = j$ si \hat{P}_j es la mayor de las probabilidades estimadas.

III.3.1.2. El modelo Logit Condicional

Planteamiento del modelo

Cuando las variables explicativas que se utilizan para estimar las probabilidades asociadas a cada una de las posibles alternativas que presenta la variable endógena se refieren a atributos de las distintas alternativas, y no a características específicas de los individuos, el modelo que se utiliza en la estimación es el llamado Logit Condicional. En este caso, el valor de cada variable variará para cada alternativa y puede hacerlo o no para cada individuo.

La diferencia de este modelo con el Logit Multinomial es que en este caso solo existe un vector de parámetros a estimar, mientras que en el caso anterior existían tantos vectores como alternativas menos una. Es por ello, que en la formulación del modelo el vector de parámetros, al ser único, no lleva asociado ningún subíndice relacionado con la alternativa a la que acompaña, como ocurría en el caso anterior.

La otra diferencia hace referencia a la forma de enumerar las alternativas. En este caso no existe ninguna indeterminación a la hora de estimar los parámetros, por lo que no es necesario igualar ningún vector β a cero. Es por esta razón que las alternativas se suelen enumerar empezando por 1 y no por 0 como en el caso anterior.

La expresión formal del modelo queda definida como

$$\text{Prob}(Y_i = j) = \frac{e^{\beta' X_{ij}}}{\sum_{j=1}^J e^{\beta' X_{ij}}} \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, J \quad (\text{III.110})$$

Estimación de los parámetros

Para poder estimar los parámetros del modelo Logit Condicional es necesario definir la función de verosimilitud de este modelo que es la misma que en el modelo Logit Multinomial

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J d_{ij} \ln \text{Prob}(Y_i = j) \quad (\text{III.111})$$

donde $d_{ij}=1$ si $Y_i=j$ y 0 en caso contrario. Cuando el modelo a estimar tiene observaciones repetidas de la variable endógena para cada nivel de las variables explicativas, el único cambio a realizar es definir d_{ij} como la proporción o frecuencia.

Para estimar los parámetros del modelo es necesario calcular las primeras derivadas que tendrán la forma

$$\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J P_{ij} (X_{ij} - \bar{X}_i) \quad (\text{III.112})$$

e igualarlas a cero, de donde

$$\bar{X}_i = \sum_{j=1}^J P_{ij} X_{ij} \quad (\text{III.113})$$

Se vuelve a obtener un sistema de ecuaciones no lineales que tendrá que resolverse con los algoritmos ya comentados. Una vez más vuelven a ser equivalentes el algoritmo de Newton-Raphson y el de "Scoring", siendo lo habitual que ambos converjan rápidamente.

En este caso, el número de alternativas no complica el proceso de estimación, como ocurría en el caso anterior, ya que no aumenta el número de parámetros al hacerlo las alternativas. Sin embargo, a medida que el número de alternativas es elevado el conjunto de datos resulta de difícil manejo, ya que cada nueva alternativa que se añade al conjunto de alternativas posibles supone añadir al conjunto de datos una nueva fila para cada observación. Es decir, en este modelo lo que incrementa cuando se añaden nuevas alternativas es el número de datos y no el número de parámetros a estimar como ocurría en el modelo anterior.

La distribución asintótica de los estimadores es normal con varianza obtenida a partir del hessiano cuya matriz tiene la siguiente expresión

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta^2} = -\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J P_{ij} (X_{ij} - \bar{X}_i)(X_{ij} - \bar{X}_i)' \quad (\text{III.114})$$

A la hora de interpretar los parámetros del modelo hay que tener en cuenta que los coeficientes no están vinculados directamente con los efectos marginales. Los efectos marginales de las variables pueden obtenerse a través de⁵¹

$$\frac{\partial P_j}{\partial X_k} = [P_j (1(j = k) - P_k)] \beta \quad (\text{III.115})$$

La expresión indica que cada conjunto de atributos X_k afecta a todas las probabilidades al estar presente en P_j y P_k .

Medidas de bondad del ajuste

En cuanto a las medidas de bondad del ajuste se suele utilizar el cociente de verosimilitudes. En este caso pueden existir dos modelos restringidos. Uno de ellos es el resultado de hacer todos los parámetros nulos, de donde

$$\text{Si } \beta = 0 \quad \ln L(0) = -n \ln J$$

Como suele resultar improbable que no se rechace esta hipótesis, la otra alternativa que se suele utilizar es ajustar el modelo con un conjunto de variables ficticias ($J-1$) que representan las J alternativas. En este caso se obtiene la misma verosimilitud restringida que en el modelo Logit Multinomial.

$$\ln L(0) = \sum_{j=1}^J n_j \ln P_j$$

También suele utilizarse para medir la bondad del ajuste la construcción de una tabla con el número de predicciones correctas e incorrectas, como en los casos anteriores.

⁵¹ Para simplificar la expresión se ha suprimido el subíndice que indica a que observación corresponde la expresión.

III.3.1.3. Independencia de las alternativas irrelevantes

Uno de los problemas que se plantean en los modelos expuestos de respuesta múltiple es el de que se construyen bajo la hipótesis de presencia de alternativas irrelevantes o superfluas. Para entender el significado de esta hipótesis es necesario analizar los logaritmos de los cocientes de probabilidades que se obtienen en los modelos Logit Multinomial y condicional, que son:

Modelo Logit Multinomial

$$\log\left(\frac{P_{ij}}{P_{i0}}\right) = X_i' \beta_j \text{ para } j = 0 \quad \text{y} \quad \log\left(\frac{P_{ij}}{P_{ik}}\right) = X_i' (\beta_j - \beta_k) \text{ para } j = 1, 2, \dots, J$$

Modelo Logit Condicional

$$\log\left(\frac{P_{ij}}{P_{ik}}\right) = (X_{ij}' - X_{ik}') \beta \text{ para } j = 1, 2, \dots, J$$

Según estas expresiones, la relación entre las probabilidades de decidir entre dos alternativas no depende del resto de las alternativas, ya que los únicos parámetros que afectan a la relación en cada caso son los correspondientes a las alternativas relacionadas.

Esta propiedad, conocida como la independencia de las alternativas irrelevantes, se debe al supuesto inicial de que las perturbaciones aleatorias del modelo son independientes, es decir, las perturbaciones afectan de la misma forma a la diferencia de utilidad entre cualquier par de alternativas. El caso contrario sería la presencia de autocorrelación en el modelo, lo cual se daría, por ejemplo, cuando un individuo percibe unas alternativas más similares entre sí que otras.

Si bien asumir la hipótesis de independencia de las alternativas irrelevantes simplifica el proceso de estimación, supone una restricción en la modelización del comportamiento de los individuos que no parece razonable en determinadas circunstancias. Así, esta propiedad carece de validez cuando algunas de las alternativas son sustitutivos cercanos, ya que en este caso existirían alternativas correlacionadas.

En consecuencia, el modelo Logit Multinomial no puede proporcionar una descripción adecuada de los datos cuando existen alternativas altamente sustitutivas, generando errores de especificación, debido al hecho de aplicar un modelo a una situación particular en la que los supuestos con los que fue construido el modelo no se cumplen. En estos casos se obtendrán parámetros estimados y probabilidades de elección inconsistentes (Horowitz, 1981).

Es por tanto necesario contrastar el cumplimiento de esta hipótesis en los modelos de alternativas múltiples, para lo cual Hausman y McFadden (1984) han elaborado un contraste, basado en que si un subconjunto del conjunto de alternativas posibles es verdaderamente irrelevante, omitirlo por completo del modelo no conllevará cambios significativos en los estimadores de los parámetros. La exclusión de estas alternativas originará ineficiencia pero no inconsistencia. Pero si los cocientes de probabilidades restantes no son en realidad independientes de estas alternativas, los estimadores de los parámetros que se obtienen cuando se eliminan dichas alternativas serán inconsistentes.

El estadístico para realizar el contraste es

$$\chi^2 = (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_f)' [\hat{V}_s - \hat{V}_f]^{-1} (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_f) \quad (\text{III.116})$$

donde s indica el estimador obtenido con el conjunto restringido y f el obtenido con el conjunto de todas las alternativas posibles, y \hat{V}_s y \hat{V}_f son los estimadores respectivos de las matrices de covarianzas asintóticas. La hipótesis nula que se contrasta es que las probabilidades de elección son independientes de las alternativas irrelevantes, es decir, el cumplimiento de la propiedad de independencia de alternativas irrelevantes. El estadístico calculado se distribuye asintóticamente bajo la hipótesis nula de independencia como una chi-cuadrado con grados de libertad igual al número total de alternativas posibles menos el número de restricciones.

El cumplimiento de la hipótesis de independencia de alternativas irrelevantes no siempre tendrá lógica desde un punto de vista racional, por lo que en determinadas situaciones es necesario relajar dicha restricción utilizando supuestos sobre la distribución conjunta de los errores que, a diferencia de los modelos Logit Multinomial, permitan dependencia entre las alternativas.

Modelo Probit Multivariante

La solución inmediata para relajar esta restricción es utilizar el modelo Probit multivariante que al suponer errores aleatorios con una distribución Normal multivariada, permite modelizar cualquier estructura de error que los datos permitan estimar. En este modelo, la utilidad que le reporta a un individuo escoger la alternativa j viene definida

$$U_j = \beta' X + \varepsilon_j, \quad \text{para } j=1, 2, \dots, J, \quad \text{y con } [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_j] \approx N[0, \Sigma]$$

El modelo Probit multivariante es una extensión multiecuacional del modelo Probit dicotómico, al considerar más de una ecuación en el proceso de estimación y permitir que los errores de las ecuaciones estén correlacionados. El empleo de este modelo, como solución al caso de incumplimiento de la hipótesis de alternativas irrelevantes, supone considerar cada una de las alternativas que presenta la variable endógena como una ecuación a estimar en un modelo Probit Multivariante en el que habrá tantas ecuaciones como alternativas presente la endógena. En cada una de las ecuaciones, la nueva variable endógena podrá tomar dos valores, 1 y 0, en función de que la alternativa haya sido seleccionada o no por el individuo muestral.

Para entender el proceso de estimación de este tipo de modelos supongamos el caso sencillo de un Probit bivalente, en el que la especificación del modelo incluiría dos ecuaciones tal y como se muestra a continuación

$$\begin{aligned} Y_1^* &= \beta_1' X_1 + \varepsilon_1 & Y_1 &= 1 \text{ si } Y_1^* > 0, \text{ ó } 0 \text{ en caso contrario} \\ Y_2^* &= \beta_2' X_2 + \varepsilon_2 & Y_2 &= 1 \text{ si } Y_2^* > 0, \text{ ó } 0 \text{ en caso contrario} \\ E(\varepsilon_1) &= E(\varepsilon_2) = 0 & & \\ \text{Var}(\varepsilon_1) &= \text{Var}(\varepsilon_2) = 1 & & \\ \text{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) &= \rho & & \end{aligned} \tag{III.117}$$

Según esta especificación, las probabilidades que aparecen en la función de verosimilitud son

$$\text{Prob}(Y_1 = y_{11}, Y_2 = y_{12}) = \Phi_2(w_{11}, w_{12}, \rho)$$

El logaritmo de la función de verosimilitud vendrá definido por

$$\mathcal{L} = \ln L = \sum_{i=1}^n \ln \Phi_2(w_{i1}, w_{i2}, \rho_{i*})$$

donde: Φ_2 es la función de distribución normal bivalente que queda definida como

$$\Phi_2(x_1, x_2, \rho) = \text{Prob}(X_1 < x_1, X_2 < x_2) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} \phi_2(z_1, z_2, \rho) dz_1 dz_2$$

ϕ_2 es la función de densidad de la normal bivalente que queda expresada como

$$\phi_2(x_1, x_2, \rho) = \frac{e^{-(1/2)(x_1^2 + x_2^2 - 2\rho x_1 x_2)/(1-\rho^2)}}{2\pi(1-\rho^2)^{1/2}}$$

$$z_{ij} = \beta_j' X_{ih}$$

$$w_{ij} = q_{ij} z_{ij}$$

$q_{i1} = 2y_{i1} - 1$ y $q_{i2} = 2y_{i2} - 1$, de modo que q_{ij} es igual a 1 si $y_{ij}=1$ ó -1 si $y_{ij}=0$, para $j=1$ y 2.

$$\rho_{i*} = q_{i1} q_{i2} \rho$$

Para estimar los parámetros β_j y ρ es necesario calcular las derivadas del logaritmo de la función de verosimilitud e igualarlas a 0. La estimación se complica cuando la dimensión del modelo es superior a la bivalente, ya que implica el cálculo de integrales normales multivariantes. Una solución presentada por Lerman y Manski (1981) fue aproximar las probabilidades muestrales multivariantes con un muestreo aleatorio, lo que exige la obtención de un gran número de observaciones aleatorias, complicando también en cierta manera el proceso. McFadden supone simular las probabilidades de elección en lugar de evaluar dichas integrales, con el consiguiente ahorro computacional que ello representa. Su método, conocido como Método de Momentos Simulados, ha abierto una nueva línea de trabajo en esta área.

Modelo Logit Anidado

Debido a la complejidad que conlleva el uso del Probit Multinomial, la cual aumenta a medida que lo hacen las alternativas de la variable respuesta, se han desarrollado otras alternativas para relajar la hipótesis de independencia de alternativas irrelevantes, entre las que se encuentra el modelo Logit anidado o Logit jerárquico (que en terminología anglosajona es conocido como Nested Logit) propuesto por McFadden (1978). Este modelo se deriva como una extensión del Logit Multinomial, al considerar que existe una componente de error adicional que sigue una distribución logística y que representa la existencia de correlación entre un grupo de alternativas.

El Logit anidado define, por tanto, una estructura del error que permite correlación en la perturbación aleatoria pero no presencia de heterocedasticidad.

La construcción del modelo se realiza agrupando el conjunto de alternativas posibles en subgrupos y manteniendo la hipótesis de independencia de alternativas irrelevantes dentro de cada grupo y en la elección entre grupos. En este modelo, la elección de una de las alternativas posibles se realiza en dos o más etapas, definiéndose una estructura arbórea: primero se escoge entre los conjuntos de alternativas y después se elige una alternativa específica perteneciente al conjunto seleccionado en principio.

Suponiendo que las J alternativas posibles pueden dividirse en L conjuntos de alternativas, y que las variables explicativas del modelo son X_{jll} , las que se relacionan con las alternativas dentro de un grupo, y Z_l , las que se relacionan con los conjuntos de alternativas, la forma matemática del modelo queda expresada como:

$$P_{jll} = \frac{e^{\beta \cdot X_{jll}}}{\sum_{j=1}^{J_l} e^{\beta \cdot X_{jll}}} \tag{III.118}$$

$$P_l = \frac{e^{\gamma Z_l + \tau_l I_l}}{\sum_{j=1}^{J_l} e^{\gamma Z_l + \tau_l I_l}}$$

donde $I_l = \ln \sum_{j=1}^{J_l} e^{\beta \cdot X_{jll}}$.

Cuando los parámetros τ_l son iguales a 1 nos encontramos en el modelo Logit Multinomial, de manera que el modelo Logit anidado es una extensión del mismo. La complejidad del modelo se incrementa a medida que aumenta el número de etapas a cubrir en la selección, es decir, al aumentar el número de niveles de subconjuntos de alternativas que se creen.

Los parámetros del modelo Logit anidado pueden estimarse por dos procedimientos diferentes:

1. Adoptando un enfoque de información limitada a través de un método bietápico por el cual se estiman primero los parámetros β considerando la elección dentro de cada rama como un modelo Logit Multinomial sencillo, y luego

estimando los parámetros γ y τ considerando la elección entre ramas como un modelo Logit Multinomial con variables explicativas Z_i e I_i .

2. Por máxima verosimilitud con información completa. El logaritmo de la función de verosimilitud que debe maximizarse es

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \ln [\text{Pr ob}(\text{subrama} / \text{rama}) \times \text{Pr ob}(\text{rama})]_i$$

La estimación máximo-verosímil suele dar mejores resultados que la estimación bietápica.

Uno de los aspectos problemáticos de este modelo radica en la especificación de la estructura arbórea. En algunos casos, la partición en subgrupos del conjunto de alternativas posibles se hace de modo natural. Así, en el modelo estimado por Hensher y Greene (1995) para seleccionar un medio de transporte, las cuatro alternativas posibles (avión, tren, autobús y coche) se dividen en dos ramas: aire (avión), y tierra (tren, autobús y coche). En el ejemplo que describe Maddala (1983) ocurre lo mismo al suponer que para escoger un lugar de residencia cada familia elige primero el tipo de ciudad donde desea vivir y después el tipo de vivienda.

Sin embargo, en otros casos, dicha partición del conjunto de posibles alternativas se hace sin ningún criterio lógico, por lo que resulta preocupante que los resultados obtenidos dependan de cómo se han definido las ramas. De momento, no existe ningún contraste que permita seleccionar la mejor estructura arbórea de entre varias, por lo que muchos de los trabajos empíricos que estiman este modelo presentan los resultados supuestas distintas especificaciones de la estructura arbórea.

Una generalización del Logit anidado es el denominado modelo Logit de nidos cruzados desarrollado por Vovsha (1997) y ampliado en trabajos de Papola (2000) y Koppelman y Wen (2000). Este modelo permite que una misma alternativa pertenezca a la vez a más de un nido, permitiendo modelar estructuras de correlación cruzada a partir de la estimación de unos parámetros que miden el grado de similitud de la alternativa con cada nido. Existe otro modelo denominado Logit Combinatorial Pareado, propuesto originalmente por Chu (1989) y retomado en estudios recientes como el trabajo de Bekhor (1999) y Koppelman y Wen (2000b), que junta las alternativas por pares, asociándoles un parámetro de similitud entre ellas.

Modelo Logit Mixto

Si bien la alternativa del Logit anidado permite relajar la hipótesis de independencia de alternativas irrelevantes, supone una estructura de covarianzas en el término de error muy básica, al seguir manteniendo la hipótesis de homocedasticidad de las perturbaciones aleatorias. Sin embargo, esta simplicidad permite la obtención de modelos simples de fácil interpretación. La alternativa del modelo Probit multivariante acepta, en teoría, cualquier estructura de covarianza de la perturbación aleatoria, lo que aumenta la flexibilidad del modelo a costa de incorporar un grado de dificultad en la estimación considerable. En los últimos años, han comenzado a surgir nuevas alternativas que manteniendo parte de la simpleza del Logit tienen la flexibilidad del Probit. Son los modelos denominados Logit Mixtos (Mixed Logit en terminología anglosajona), también conocidos como modelos de error compuesto o Probit con Kernel Logit, que se encuentran a caballo entre la modelización Logit y la Probit. Entre los primeros estudios que han utilizado este tipo de modelización destaca Algers et al. (1998), Train (1999) y Brownstone y Train (1999).

La idea central de este tipo de modelos es considerar más de una componente aleatoria, con lo cual al modelo básico Logit se agrega otra componente que permite modelar correlación y/o heterocedasticidad en los términos de error. Modelos con características similares a los Logit Mixtos fueron propuestos ya hace años por Cardell y Dunbar (1980) y Boyd y Melman (1980), conocidos con el nombre de modelos Hedónicos. Su reciente aparición con otro nombre se debe a los avances en computación y métodos numéricos que permiten una mayor rapidez en la estimación.

Los modelos Logit Mixtos nacen de suponer una función de utilidad U_{ij} , formada por una componente determinista X_{ij} , una componente aleatoria ε_{ij} independiente e idénticamente distribuida, y uno o más términos aleatorios adicionales que se agrupan en el término η_{ij} , el cual puede ser función de datos observados de la alternativa y que permite recoger la presencia de correlación y heterocedasticidad.

$$U_{ij} = \beta' X_{ij} + \eta_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

Se asume que ε sigue una distribución Gumbel o valor extremo tipo I, mientras que η sigue una función de distribución cualquiera definida por una densidad $f(\eta/\theta^*)$ donde θ^* son parámetros fijos que la describen. Bajo estos supuestos, la probabilidad

condicional en η de que el individuo i escoja la alternativa j corresponde al modelo Logit Multinomial

$$P_i(j|\eta) = \frac{e^{\beta'X_{ij} + \eta_j}}{\sum_{j=1}^J e^{\beta'X_{ij} + \eta_j}} \quad (\text{III.119})$$

Por lo que la probabilidad de elegir la alternativa j corresponde a la integral de la probabilidad condicional sobre todos los posibles valores de η , es decir

$$P_{ij} = \int \frac{e^{\beta'X_{ij} + \eta_j}}{\sum_{j=1}^J e^{\beta'X_{ij} + \eta_j}} f(\eta|\theta^*) d\eta \quad (\text{III.120})$$

la probabilidad de elección viene dada por la fórmula del Logit, ponderada por la función de densidad de η , integrada sobre todos los valores de η . Esta especificación puede presentar diferentes formas dependiendo de la función f que se considere.

Un caso particular se obtiene cuando se considera que el componente determinista de la utilidad, X_{ij} , es lineal en los parámetros, y que la elección entre alternativas varía entre la población de forma aleatoria, dando lugar al modelo Logit Mixto de parámetros aleatorios. La utilidad de la alternativa j para el individuo i queda expresada como

$$U_{ij} = \beta_i' X_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

donde X_{ij} es el vector de las variables explicativas, β_i es el vector de coeficientes para cada individuo i que varía aleatoriamente de acuerdo a sus decisiones de elección y ε_{ij} es el término aleatorio que sigue una distribución valor extremo tipo I independientemente de β_i y de X_{ij} . Esta especificación es la misma que la de un Logit, pero permitiendo a los coeficientes variar entre las observaciones en lugar de ser fijos. La varianza de β_i permite correlación entre las distintas alternativas.

La expresión correspondiente a la ecuación (III.119), incluye una integral para cuya resolución es necesario aplicar métodos de simulación, igual que ocurría en la estimación del Probit multivariante. Sin embargo, se puede aprovechar el hecho de que la probabilidad condicional, ecuación (III.120), tiene la misma expresión que la que

define a un Logit Multinomial. Si se consideran R valores de η obtenidos de su función de densidad $f(\eta/\theta^*)$, para cada una de las repeticiones es posible calcular

$$P_i(j/\eta r) = \frac{e^{\beta'X_{ij} + \eta_{ij}^r}}{\sum_{j=1}^J e^{\beta'X_{ij} + \eta_{ij}^r}} \quad \text{con } r=1, 2, \dots, R$$

A partir de esta expresión es posible obtener la probabilidad promedio

$$\bar{P}(j) = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \frac{e^{\beta'X_{ij} + \eta_{ij}^r}}{\sum_{j=1}^J e^{\beta'X_{ij} + \eta_{ij}^r}} \quad (\text{III.121})$$

y con ella construir la función de verosimilitud simulada

$$L = \sum_{r=1}^R \sum_{j=1}^J Y_{rj} \ln \bar{P}(j) \quad (\text{III.122})$$

El estimador máximo verosímil simulado es consistente y asintóticamente normal. Cuando el número de repeticiones crece más rápido que la raíz cuadrada del número de observaciones, el estimador resulta asintóticamente equivalente al estimador máximo verosímil.

La matriz de varianzas y covarianzas de la perturbación aleatoria, Σ , queda definida como

$$\Sigma = Z_i' \sigma_\mu^2 Z_i + \sigma_\varepsilon^2 I$$

donde ε tiene una distribución valor extremo tipo I con varianza σ_ε^2 , y μ tiene una función de densidad con media cero y varianza σ_μ^2 . Para entender como esta matriz incorpora la posibilidad de presencia de correlación y heterocedasticidad entre las perturbaciones aleatorias, se supone el modelo presentado por Brownstone y Train (1999), en el que un individuo tiene tres alternativas para seleccionar un medio de transporte: coche propio, autobús y metro. Se supone que las alternativas autobús y metro se encuentran correlacionadas por ser percibidas como más similares entre sí

que con la alternativa coche propio. La modelización de esta situación con un Logit Mixto corresponde a la siguiente especificación de las funciones de utilidad

$$\begin{aligned} U_{coche} &= \beta_{coche} ' X_{coche} + \varepsilon_{coche} \\ U_{autobus} &= \beta_{autobus} ' X_{autobus} + \mu + \varepsilon_{autobus} \\ U_{metro} &= \beta_{metro} ' X_{metro} + \varepsilon_{metro} \end{aligned}$$

La matriz de varianzas y covarianzas de la perturbación aleatoria de este modelo queda definida como

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon}^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 & \sigma_{\mu}^2 \\ 0 & \sigma_{\mu}^2 & \sigma_{\mu}^2 \sigma_{\varepsilon}^2 \end{bmatrix}$$

La existencia de términos fuera de la diagonal principal indica la correlación entre las alternativas autobús y metro. Por otro lado, la existencia de una varianza no constante implica la existencia de heterocedasticidad. Brownstone y Train demuestran como este modelo no es equivalente a un Logit anidado con un nido de transporte público, ya que la estructura de errores en un Logit anidado, si bien permite la correlación entre alternativas, es homocedástica por definición.

La correlación entre las alternativas autobús y metro queda definida en el Logit Mixto como

$$\text{corr}(U_{autobus}, U_{metro}) = \rho_{autobus, metro} = \frac{\sigma_{\mu}^2}{\sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2} = \frac{1}{1 + \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{\sigma_{\mu}^2}}$$

De tal manera que cuanto mayor sea la desviación de μ en relación a la de ε , mayor será la correlación existente, y cuanto menor sea, más se ajustará la correlación a 0. Lo que demuestra como μ es el término que impone la presencia de correlación entre las alternativas.

Una modelización alternativa que permite incluir heterocedasticidad entre alternativas, aunque no correlación, es la recogida en el modelo Logit Heterocedástico de Valor Extremo, que se construye suponiendo que los errores se distribuyen independientemente, pero no idénticamente, siguiendo una distribución valor extremo tipo I.

Cada uno de los modelos utilizados para relajar el supuesto de independencia de las alternativas irrelevantes posee sus propiedades, ventajas y limitaciones que deben ser consideradas a la hora de ser usados para una situación dada. En este sentido, tal y como indican Alvarez y Munizaga (2002) es posible dar algunas recomendaciones de modelización. Ante la presencia de correlación entre alternativas es posible utilizar el modelo Logit anidado, Logit de Nidos cruzados, Probit multivariante y Logit Mixto. Para incorporar el supuesto de heterocedasticidad en la perturbación aleatoria es posible usar el Probit Multivariante, el Logit Heterocedástico de Valor Extremo y el Logit Mixto. Sin embargo, aún está pendiente la modelización de correlación entre observaciones, problema que se ha comenzado a abordar a través de un Logit Mixto con datos de panel.

III.3.2. MODELOS DE RESPUESTA MÚLTIPLE CON DATOS ORDENADOS

En este tipo de modelos los datos dan información sobre dos cuestiones: la alternativa escogida y la ordenación de las posibles alternativas. Cuando la variable dependiente es discreta, pero sus valores indican un orden, no es correcto realizar la estimación de la misma a través de los modelos presentados en el apartado anterior, ya que la inclusión de la información que aporta el orden de las alternativas en la especificación del modelo permite obtener unos mejores resultados. Tampoco sería correcto el uso de un modelo de regresión clásico, ya que codificadas las posibles alternativas como 0, 1, 2, ..., $(j+1)$, ..., J , se estaría considerando la diferencia entre $(j+1)$ y $(j+2)$ como la existente entre 1 y 2, lo cual no tiene porque ser así ya que los números utilizados en la codificación solo representan un orden dentro de una clasificación.

La construcción del modelo se realiza a partir de la existencia de una variable latente I_i^* . Según este enfoque se supone la existencia de una variable inobservable o latente no limitada en su rango de variación, I_i^* , que depende linealmente de un conjunto de regresores X de tal manera que

$$I_i^* = \beta' X_i + \varepsilon_i$$

Sobre la variable latente se aplica una regla de observabilidad que genera las alternativas que se observan en la realidad, de tal manera que los valores de la variable real u observada Y_i son:

$$Y_i = \begin{cases} 0 & \text{si } I_i^* < 0 \\ 1 & \text{si } 0 < I_i^* < \mu_1 \\ 2 & \text{si } \mu_1 < I_i^* < \mu_2 \\ \dots & \\ (J-1) & \text{si } I_i^* > \mu_{(J-2)} \end{cases}$$

donde $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_{(J-2)}$ son parámetros que representan los valores de los umbrales o barreras y se estiman a la vez que β . Según que ε se considere que tiene una distribución normal o logística, el modelo a estimar se tratará de un Probit o de un Logit ordenado, igual que ocurría en los casos anteriores.

La formulación del modelo Logit ordenado queda como sigue:

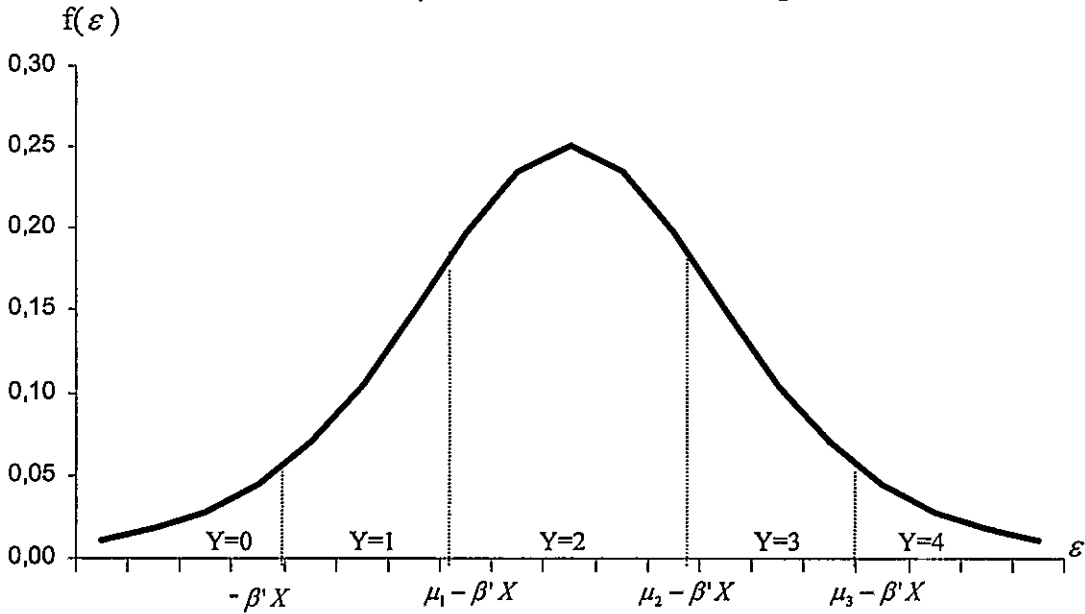
$$\begin{aligned} \text{Prob}(Y_i = 0) &= \Lambda(-\beta' X_i) \\ \text{Prob}(Y_i = 1) &= \Lambda(\mu_1 - \beta' X_i) - \Lambda(-\beta' X_i) \\ \text{Prob}(Y_i = 2) &= \Lambda(\mu_2 - \beta' X_i) - \Lambda(\mu_1 - \beta' X_i) \\ &\dots \\ \text{Prob}(Y_i = (J-1)) &= 1 - \Lambda(\mu_{(J-2)} - \beta' X_i) \end{aligned} \tag{III.123}$$

Para que todas las probabilidades sean positivas se debe cumplir

$$0 < \mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_{(J-2)}$$

El siguiente gráfico, para el que la variable observada presenta cinco posibles alternativas, sirve para ilustrar la estructura que subyace en la construcción del modelo Logit ordenado.

Gráfico III.7. Cálculo de probabilidades en el modelo Logit Ordenado



La estimación del modelo ordenado se realiza a través del método de máxima verosimilitud, por lo que como primer paso es necesario definir la función de máxima verosimilitud que, teniendo en cuenta que Y_i puede tomar el valor cero, uno, dos, etc., queda expresada como:

$$L = \prod_{i \in Y_i=0} Prob(Y_i = 0) \prod_{i \in Y_i=1} Prob(Y_i = 1) \prod_{i \in Y_i=2} Prob(Y_i = 2) \dots \prod_{i \in Y_i=(J-1)} Prob(Y_i = (J-1)) =$$

$$= \prod_{i=1}^n \prod_{j=0}^{(J-1)} [\Lambda(\mu_j - \beta' X_i) - \Lambda(\mu_{j-1} - \beta' X_i)]^{d_{ij}}$$

Y el logaritmo de la función de verosimilitud será igual a

$$\log L = \sum_{i \in Y_i=0} Prob(Y_i = 0) + \sum_{i \in Y_i=1} Prob(Y_i = 1) + \sum_{i \in Y_i=2} Prob(Y_i = 2) + \dots + \sum_{i \in Y_i=(J-1)} Prob(Y_i = (J-1)) =$$

$$= \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^{(J-1)} d_{ij} \ln [\Lambda(\mu_j - \beta' X_i) - \Lambda(\mu_{j-1} - \beta' X_i)] \quad (III.124)$$

donde $d_{ij}=1$ si $\mu_{j-1} < Y_i < \mu_j$ y $d_{ij}=0$ en el resto de los casos.

El logaritmo de la función de verosimilitud no es lineal, con lo que para obtener los estimadores máximo-verosímiles de los parámetros se debe aplicar alguno de los algoritmos de optimización ya comentados.

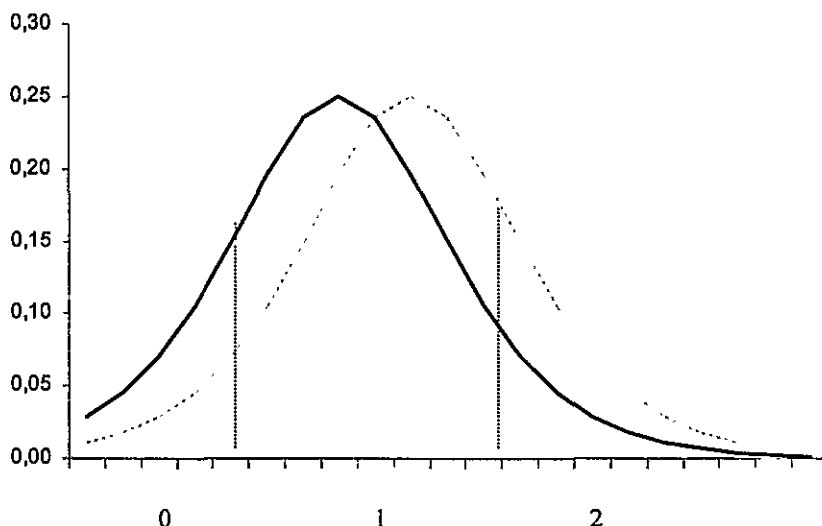
Los estimadores obtenidos por el proceso de máxima verosimilitud son consistentes y asintóticamente eficientes. Su distribución asintótica es la de la normal, por lo que todos los tests propuestos para estudiar la bondad del ajuste en los modelos de respuesta dicotómica son válidos para aplicarlos a los modelos ordenados.

La interpretación de los parámetros se realiza a través del cálculo de las derivadas parciales. En estos modelos, igual que en los anteriores, los efectos marginales de los regresores X sobre las probabilidades no coinciden con los parámetros del modelo. Los efectos marginales de un regresor para cada alternativa quedan definidos por:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \text{Prob}(Y_i = 0)}{\partial X_k} &= -\lambda(\mu_1 - \beta' X_i) \beta_k \\ \frac{\partial \text{Prob}(Y_i = 1)}{\partial X_k} &= [\lambda(\mu_1 - \beta' X_i) - \lambda(\mu_2 - \beta' X_i)] \beta_k \\ &\dots \\ \frac{\partial \text{Prob}(Y_i = (J-1))}{\partial X_k} &= [\lambda(\mu_{(J-2)} - \beta' X_i) - \lambda(\mu_{(J-1)} - \beta' X_i)] \beta_k \end{aligned} \tag{III.125}$$

Los parámetros estimados no cuantifican por tanto el incremento en la probabilidad dado un incremento unitario en la variable independiente. La magnitud de la variación de la probabilidad depende del nivel original de ésta. Para entender mejor como afectan cambios en los regresores a la cuantía de las probabilidades estimadas, se supone un modelo únicamente con tres posibles alternativas (0, 1 y 2). Los efectos marginales que originan sobre las tres probabilidades cambios en los regresores quedan recogidos en siguiente gráfico

Gráfico III.8: Efectos marginales en las probabilidades predichas de cambios en X



La línea continua muestra la distribución de Y^* a partir de la cual se obtiene la distribución de probabilidades de Y . Si se aumenta una de las X , manteniendo constante β y μ , equivale a desplazar la función de densidad hacia la derecha, tal y como queda reflejado con la línea discontinua. El efecto de este desplazamiento es que disminuye la masa probabilística que se encuentra más a la izquierda, aumentando la que se encuentra más a la derecha. Por tanto, lo que ocurre al aumentar X es que, si β es positivo, la $Prob(Y_i=0)$ decrece y la $Prob(Y_i=J)$ aumenta, es decir, el efecto sobre la primera probabilidad es el contrario al signo de β y sobre la última probabilidad es el mismo que el signo del parámetro. En la zona intermedia no se puede saber con seguridad lo que ocurre, por lo que el signo de β sólo nos permite conocer en que sentido se moverán la $Prob(Y_i=0)$ y la $Prob(Y_i=(J-1))$. Como consecuencia de que la suma de todas las probabilidades es igual a 1, debe cumplirse que la suma de los efectos marginales sea igual a cero.

CAPÍTULO IV:

ELABORACIÓN DE UN SISTEMA DE ALERTA ANTICIPADA PARA LA REGIÓN LATINOAMERICANA

IV.1. INTRODUCCIÓN

En este capítulo se desarrolla la elaboración de un Sistema de Alerta Anticipada para la región latinoamericana. Partiendo del análisis de las variables explicativas que determinan la evolución del tipo de cambio y el desarrollo de crisis cambiarias, identificadas en el capítulo I de esta investigación, en el diseño del sistema se aplica un esquema de trabajo similar al utilizado por la mayoría de los estudios empíricos revisados en el capítulo II, y que se concreta en: definición de la variable endógena, selección de variables explicativas, aplicación de la metodología, cuantificación de la bondad del ajuste

Una búsqueda exhaustiva de información estadística ha permitido la construcción de una amplia basa de datos con periodicidad mensual, que contiene, para cada uno de los once países analizados, un total de 29 variables explicativas para el periodo comprendido entre enero de 1990 hasta el último dato disponible del año 2002 en el momento de cierre del estudio. El uso de la periodicidad mensual es preferida a la anual ya que, tal y como se concluye en Berg y Pattillo (1999), la periodicidad anual dificulta la captación de crisis cambiarias. Ahora bien, dado que algunas de las variables utilizadas no son publicadas con periodicidad mensual, ha sido necesaria la transformación de las mismas a través de métodos de interpolación.

Se prefiere el uso de la metodología econométrica frente al enfoque de señales por varias razones: en primer lugar, la aplicación de test estadísticos otorga un mayor grado de fiabilidad a los resultados obtenidos; por otro lado, el uso del enfoque econométrico permite analizar simultáneamente el efecto conjunto de distintos indicadores sobre la volatilidad cambiaria; por último, el resultado de la estimación es interpretado como una medida global de la vulnerabilidad cambiaria existente en un país que permite comparar los niveles de riesgo en distintas economías.

El uso de la técnica econométrica en la elaboración del sistema se basa en la aplicación de los modelos de elección discreta analizados en el capítulo III. En primer lugar, para realizar la estimación del modelo es necesario definir si la distribución utilizada será la de la normal tipificada, lo que daría lugar a la estimación de modelos Probit, o una función logística, cuya estimación se realizaría a través de la modelización Logit. Se hicieron pruebas alternativas con uno y otro modelo obteniéndose, para todos los casos, resultados muy similares, por lo que se obvia la modelización Probit y se muestran únicamente los resultados de las estimaciones Logit, técnica preferida por su mayor facilidad operativa.

En la parte de estimación del modelo se distinguen entre la estimación de un Logit dicotómico, en el que la variable endógena únicamente diferencia las observaciones como crisis o periodos de calma, y el uso de la metodología multinomial y ordinal, donde la definición de nuevas alternativas para la variable endógena, permite distinguir los periodos de crisis en función del grado de inestabilidad cambiaria.

A su vez, en la estimación del logit dicotómico, se construyen dos modelos bajo una perspectiva temporal diferente, el medio plazo y el corto plazo. Esta distinción exige establecer diferencias en cuanto a los indicadores seleccionados, definición de la variable endógena y medición de las variables explicativas, según el modelo de que se trate.

El capítulo está estructurado en dos grandes apartados. El primero se dedica a la especificación del Sistema de Alerta Anticipada y cubre las etapas de delimitación geográfica y temporal, definición de la variable endógena, selección de las variables explicativas y construcción de la base de datos. En el segundo apartado se muestran los resultados de las distintas estimaciones alternativas realizadas siguiendo la siguiente estructura: en primero lugar se estima un logit dicotómico para los dos horizontes temporales fijados (el medio y corto plazo); en segundo lugar, se realizan estimaciones alternativas con el uso de la metodología multinomial y ordinal, en un intento por diferenciar entre tipos de crisis.

IV.2. ESPECIFICACIÓN DEL SISTEMA DE ALERTA ANTICIPADA

IV .2.1. ESPECIFICACIÓN GEOGRÁFICA Y TEMPORAL

El análisis de las crisis cambiarias centra su interés geográfico en economías emergentes con estructuras económicas débiles, que las hacen más vulnerables a este tipo de turbulencias financieras, frente a economías desarrolladas, donde unos sistemas económicos más estables y un mayor grado de autonomía en materia de política económica, permiten reducir el riesgo de este tipo de acontecimientos.

Históricamente, en todas las áreas emergentes se han registrado periodos de una mayor volatilidad cambiaria. Así, en Latinoamérica, la crisis mexicana de diciembre de 1994 se contagia al resto del área a comienzos de 1995; en Asia, el año 1997 supone un periodo de gran inestabilidad cambiaria para la mayoría de países de la región; también los países de Europa del Este han registrado importantes episodios de

inestabilidad cambiaria como la crisis rusa que tiene lugar en el verano de 1998, o la crisis que se registró en Turquía en el año 2001.

Más recientemente, durante el año 2002 las tensiones cambiarias han vuelto a desequilibrar las economías latinoamericanas. En el caso de Argentina, los fuertes desequilibrios económicos registrados en los últimos años obligan a la ruptura del sistema de paridad cambiaria con el dólar, proceso que es seguido por un fuerte ajuste de la moneda durante un largo periodo en el que se registran continuas depreciaciones en la cotización. En la otra gran economía del área latinoamericana, Brasil, el periodo pre-elector generó un proceso de incertidumbre en los mercados cambiarios que se tradujo en una fuerte pérdida de valor del real desde mediados hasta finales de año.

Un sistema de alerta anticipada debería, por tanto, centrar su análisis en economías emergentes más susceptibles de inestabilidades cambiarias. Sin embargo, dentro de las economías emergentes es posible observar distintos patrones de comportamientos económicos. En este sentido, la apertura de las economías, el grado de liberalización de sus sistemas financieros, los procesos políticos y las características propias de las estructuras económicas regionales, dificultan la obtención de resultados coherentes, al incluir en una misma muestra países con tan alto grado de heterogeneidad.

Algunos trabajos empíricos ofrecen resultados en este sentido. Kamin, Schindler y Samuel (2001) estiman un modelo Probit para una muestra de economías emergentes que incluye países del área latinoamericana, de Asia y otras economías en desarrollo. Comparan los resultados obtenidos en la estimación del modelo total con los que resultaron de realizar estimaciones por áreas geográficas. En relación a las variables explicativas que resultaron significativas así como a los valores de los coeficientes estimados, se obtienen diferentes resultados dependiendo de la región analizada. Este hecho distorsiona los resultados obtenidos en la muestra total, y es por ello que la bondad del ajuste es menor en la estimación que incluye la muestra total, que en aquellas que diferencian por regiones.

Con el objeto de homogeneizar las circunstancias económicas y políticas en las que están inmersos los países que constituirán la muestra del estudio, la aplicación práctica que se presenta en este apartado limita el área geográfica de análisis a la región latinoamericana. Esta elección espacial encuentra su justificación en dos razones principalmente. En primer lugar, las características socio-económicas de los países latinoamericanos, han potenciado el desarrollo de un mayor número de crisis

cambiarías durante los últimos años en esta área frente a otras economías emergentes.

Generalmente se argumenta que las crisis de la región tienen sus orígenes en las incertidumbres y volatilidad que presentan los mercados financieros, lo que a su vez se ve fortalecido por las continuas fluctuaciones en la dirección de las políticas económicas y las debilidades estructurales. Dentro de estas debilidades, una de las fuentes de vulnerabilidad de la región se debe a la dependencia de algunos países a unas pocas materias primas, como fuente de divisas e ingresos fiscales: cobre en Chile, petróleo en México, Venezuela y Ecuador, café en Colombia y otros, lo que les hace objeto de crisis comerciales.

Otras debilidades potenciales, que se encuentran en los países de la región, son unos sistemas financieros frágiles y sensibles a las recesiones y perturbaciones externas y macroeconómicas adversas, debido a un lastre de insuficiente capitalización, inversiones de cartera arriesgadas y débiles mecanismos de control. El reforzamiento de la gestión macroeconómica y del sistema financiero es esencial para reducir la volatilidad.

Por último, cabe destacar también, como fuente de vulnerabilidad, aquella de naturaleza más indirecta y ligada a la persistencia de los problemas sociales. Esta problemática se refleja en la existencia de pobreza, una desigual distribución de la riqueza y la renta, violencia y en algunos países, como Colombia, conflictos armados internos.

Como segunda razón que justifica la elección geográfica de la muestra a analizar se encuentra la importancia estratégica del área latinoamericana para la economía española. En los últimos años Latinoamérica se ha convertido en el principal foco hacia el cual España dirige parte de su inversión directa. En concreto, en torno al 65% de la inversión directa exterior total se destina a esta zona, lo que convierte a España en un país fuertemente vulnerable a los desequilibrios cambiarios que registran estas economías. Este interés aumenta si se observa la evolución temporal de las inversiones destinadas a la región, que han superado los niveles de crecimiento del 100% en los últimos años. Si bien, la situación del entorno internacional ha provocado una desaceleración en dichas tasas de crecimiento, se observa una tendencia creciente que continuará en los próximos años.

Dentro del área latinoamericana se hizo una selección de países a analizar en función de su importancia económica, medida a través del peso relativo sobre el total de la

economía latinoamericana. Se seleccionaron aquellos países con una mayor contribución al crecimiento económico del área, que son los que se presentan en el siguiente cuadro ordenados de mayor a menor aportación al crecimiento:

Cuadro IV.1. Peso relativo de los países Latinoamericanos

Importancia económica en la región	País	Peso relativo ⁵²
ALTA	Brasil	31.9%
	México	25.2%
	Argentina	10.5%
	Colombia	7.8%
	Venezuela	5.7%
	Chile	5.3%
	Perú	3.3%
MEDIA	Ecuador	1.7%
	Guatemala	1.3%
	República Dominicana	1.1%
	Paraguay	0.9%

Fuente: Fondo Monetario Internacional

En lo que se refiere a la especificación temporal del modelo, los datos muestrales incluyen observaciones únicamente referidas al periodo comprendido desde 1990 hasta los últimos datos disponibles, en el momento de cierre de la estimación, del año 2002. Si bien la disponibilidad de datos hubiese permitido la inclusión en la muestra de un periodo mayor, la búsqueda de homogeneidad en la muestra a analizar obliga a limitar el análisis a las crisis cambiarias ocurridas en los últimos 12 años.

En primer lugar, y tal y como se ha comentado en los capítulos anteriores, el desarrollo de las crisis cambiarias ha ido evolucionando con el tiempo, y así las causas de las primeras crisis explicadas con los modelos de primera generación, no son aplicables a crisis más modernas donde las expectativas y las debilidades de los sistemas bancarios obligan al desarrollo de los nuevos modelos de segunda y tercera generación. La inclusión en una misma muestra de todas las crisis cambiarias que la disponibilidad de datos permita analizar, incluiría un sesgo en los resultados. La reducción del periodo muestral al análisis de las crisis acontecidas a partir de la década de los noventa, permite eliminar estas deficiencias, tratando de centrar el estudio en las causas que explican las crisis más recientes.

⁵² Representa para cada país el ratio entre el PIB del país y el PIB total del área latinoamericana. Los datos se obtienen de la base de datos económicos del Fondo Monetario Internacional y hacen referencia al año 2000.

Por otro lado, la década de los 90 supone un antes y un después para la mayoría de las economías latinoamericanas. Desde los años 90, se ha iniciado un proceso de reformas económicas en la región, destinadas a reducir las debilidades tradicionales, que han modernizado y hecho más competitivas las estructuras productivas de muchos países y han creado un vigoroso sector empresarial. También es a partir de los años 90 cuando se logra un consenso a nivel regional sobre la necesidad de mantener los equilibrios macroeconómicos externos, reducir los niveles de inflación hacia valores bajos o moderados, y mejorar la calidad de las formulaciones de las políticas a seguir. Es por ello, que la inclusión de un periodo temporal mayor en la muestra estaría incluyendo estructuras económicas diferentes difícilmente comparables.

La muestra analizada está formada, por tanto, por las 11 economías de la región latinoamericana que más contribuyen al crecimiento económico del área (en total explican el 95% del PIB generado en Latinoamérica). El análisis se centra en las crisis registradas en dichas economías durante el período comprendido entre 1990 y la actualidad. Se trata por tanto de un análisis de corte transversal, donde a partir del análisis de los períodos de crisis y de calma que han registrado estas economías en el espacio temporal de análisis, se identificarán los mecanismos que permitan entender y anticipar los procesos de las crisis actuales de la región.

IV.2.2. DEFINICIÓN DE LA VARIABLE ENDÓGENA

La variable endógena de un sistema de alerta anticipada mide la ocurrencia de una crisis cambiaria. Ahora bien, la medición de este fenómeno se puede plantear de dos maneras alternativas: utilizar una variable continua representada a través de un índice de crisis que mida la severidad de la crisis; o una variable dicotómica que únicamente distinga entre dos valores, 1 si la crisis ocurre y 0 en el resto de los casos que se identificarán como periodos de calma.

La limitación que presenta el uso de la segunda alternativa frente a la primera es la pérdida de información, ya que a través de los valores de la variable, únicamente se tiene conocimiento sobre si en un determinado momento temporal ocurrió o no una crisis. Con la primera alternativa, al tratarse de una variable continua, los datos de la variable endógena aportan una mayor riqueza informativa, ya que miden, para cada momento temporal, el grado de proximidad de un periodo de crisis, y en caso de que éste ocurra, también ofrecen información sobre la intensidad del mismo.

El uso de un índice de crisis, como variable endógena de un modelo econométrico, debería, por tanto, mejorar los resultados de la estimación frente al uso de una variable dicotómica. Sin embargo, la evidencia empírica arroja resultados opuestos. La razón se encuentra en la gran volatilidad que presenta el principal componente de un índice de crisis, el tipo de cambio. Esta situación resulta prácticamente imposible de ajustar en términos econométricos, por lo que, aún con la consiguiente pérdida de información, solo es posible modelizar situaciones que distingan entre periodos muy atípicos en la evolución del tipo de cambio, lo que permite distinguir entre una crisis cambiaria, y periodos de mayor estabilidad, que son denominados periodos de calma.

La variable endógena del modelo econométrico quedará definida, por tanto, como una variable dicotómica que toma dos únicos valores: 1 cuando ocurre la crisis cambiaria y 0 cuando la economía registra un periodo de calma. Así definida la variable endógena, el resultado de la estimación arrojará una medición sobre la probabilidad de que ocurra una crisis cambiaria en un momento determinado del tiempo.

El siguiente problema a resolver para determinar los valores de la variable endógena, es definir lo que se entiende por crisis cambiaria. En la literatura empírica, y tal y como se expuso en capítulos anteriores, existen distintas alternativas para definir un periodo de crisis. Algunos autores identifican como crisis un ataque especulativo contra la moneda que puede terminar o no generando un movimiento brusco del tipo de cambio. Dicho ataque especulativo se identifica a través de un índice de presión especulativa,

que recoge las variaciones en el tipo de cambio, el tipo de interés y las reservas. Cuando para un determinado periodo el índice de presión especulativa supera un umbral se identifica dicho periodo con una crisis cambiaria.

Para otros autores, la definición de crisis cambiaria recoge únicamente ataques exitosos contra la moneda, que terminan provocando una fuerte depreciación en la cotización cambiaria. En este caso, para identificar una crisis se utilizan las variaciones del tipo de cambio, de tal manera que cuando éstas superan un determinado umbral que se considera fuera de lo normal, se identifica un proceso de crisis cambiaria.

Como punto de partida de la investigación, se realiza un análisis comparativo entre las dos alternativas utilizadas comúnmente en la literatura empírica para definir una crisis cambiaria: índice de presión especulativa y movimiento brusco del tipo de cambio. Para ello, se definen cinco variables endógenas, de las cuales tres se construyen bajo el criterio de definir una crisis como un movimiento brusco del tipo de cambio, y dos utilizan para identificar las crisis cambiarias un índice de presión especulativa. Así, las cinco variables quedan definidas como sigue:

Cuadro IV.2. Distintas alternativas en la definición de una crisis cambiaria

Variación brusca del tipo de cambio
END1: Variable dicotómica que vale 1 si la variación intermensual del tipo de cambio nominal supera la variación promedio de toda la serie más 1,5 veces la desviación típica, y 0 en el resto de los casos.
END2: Variable dicotómica que vale 1 si la variación intermensual del tipo de cambio nominal supera la variación promedio de toda la serie más 1,5 veces la desviación típica y la variación promedio de los últimos 3 meses, y 0 en el resto de los casos.
END3: Variable dicotómica que vale 1 si la variación intermensual del tipo de cambio nominal supera la variación promedio de toda la serie más 2 veces la desviación típica y la variación promedio de los últimos 6 meses, y 0 en el resto de los casos.
Índice de presión especulativa
END4: Variable dicotómica que vale 1 si el índice de presión especulativa supera su valor promedio más 1,5 veces la desviación típica.
END5: Variable dicotómica que vale 1 si el índice de presión especulativa supera su valor promedio más 3 veces la desviación típica.

Las tres primeras variables (END1, END2 y END3) identifican una crisis cambiaria como una variación intermensual en el tipo de cambio nominal superior a los valores "normales" registrados en cada país. El problema se encuentra en definir lo que se entiende por valor "normal". En la mayoría de los trabajos empíricos se han definido distintos umbrales, elegidos en base a análisis de sensibilidad, que se han mantenido fijos para todos los países incluidos en la muestra. Sin embargo, este criterio no resulta el más aconsejable dado que la existencia de diferentes volatilidades en los

tipos de cambio de cada economía induce a cometer dos tipos de error: en primer lugar se identifican falsas crisis en países con una elevada volatilidad; en segundo lugar, no se identifican como crisis episodios que si lo son en países con baja volatilidad.

En este sentido, y siguiendo la metodología empleada por Glick y Hutchison (1999), Glick y Moreno (1999) y Moreno et. al (2000), se define una crisis cuando la depreciación del tipo de cambio se desvía de la media más un número de veces la desviación típica. De esta manera, se define un valor del umbral específico para cada país que recogerá, en cada caso, un movimiento brusco en la cotización. Tanto en la variable END1 como en la END2 el umbral queda definido como el valor promedio más 1,5 veces la desviación típica, pero en el segundo caso se exige además que la depreciación supere el valor promedio de los últimos 3 meses, para evitar la inclusión en la muestra de crisis repetidas. En la definición de la variable END3 se aumenta el grado de exigencia, ya que para identificar una crisis es preciso que la depreciación sea mayor que en los casos anteriores (la media más 2 veces la desviación típica), y además debe ser superior a la variación promedio de los últimos 6 meses. La variable tipo en los tres casos podría definirse como:

$$Crisis = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta tc_t > \Delta t\bar{c}_T + b\sigma_T \text{ y } \Delta tc_t > \text{promedio } \Delta t\bar{c}_j \text{ últimos } j \text{ meses} \\ 0 & \text{en el resto de los casos} \end{cases}$$

donde: Δtc : depreciación del tipo de cambio

t : intermensual

$\Delta t\bar{c}$: promedio de la variación del tipo de cambio

T : total de la muestra por país

b : 1,5 ó 2

j : 0, 3 ó 6 meses

σ : desviación típica de la serie variación del tipo de cambio

En el caso de las variables END4 y END5 para identificar una crisis cambiaria se utiliza un índice de presión especulativa que se construye como la media ponderada de las variaciones de las variables tipo de cambio nominal, reservas y tipo de interés, de tal manera que:

$$IPE_t = \alpha \Delta tc_t - \beta + \Delta r_t + \gamma \Delta i_t$$

donde: t : intermensual

Δtc : variación del tipo de cambio nominal

Δr : variación de las reservas

Δti : variación del tipo de interés

α , β y γ : ponderaciones escogidas para igualar la volatilidad de los tres componentes y que se definen como la inversa de la desviación típica del tipo de cambio nominal, de las reservas y del tipo de interés respectivamente.

Así se define un índice de presión especulativa para cada país, y se identifica una crisis cuando el valor del índice supera el valor de la media muestral más 1,5 veces la desviación típica en el caso de END4, y 2 veces la desviación típica en el caso de END5. Con esta definición, el valor del umbral seleccionado será específico para cada país, evitando el problema que originan la existencia, en cada economía, de volatilidades distintas en las variables incluidas en el índice. Por tanto, la variable endógena se define a partir del índice de presión especulativa como,

$$Crisis = \begin{cases} 1 & \text{si } IPE_t > \overline{IPE}_T + b\sigma_T \\ 0 & \text{en el resto de los casos} \end{cases}$$

donde: IPE : índice de presión especulativa

\overline{IPE} : promedio del índice de presión especulativa

T : total de la muestra por país

b : 1,5 ó 2

σ : desviación típica de la serie índice de presión especulativa

Una vez calculadas las cinco variables para cada uno de los países, se ha realizado un análisis de correlaciones con el objeto de identificar si los esquemas de identificación de crisis que recoge cada una de las variables son similares. La representación gráfica de las crisis identificadas siguiendo cada uno de los cinco criterios establecidos, así como el análisis de correlaciones se muestran en el ANEXO 1.

Se observa una coincidencia, para la mayoría de los casos, en la identificación de zonas temporales de mayor inestabilidad cambiaria y zonas de mayor tranquilidad, aunque el momento exacto en el que se identifica cada una de las crisis y el número de crisis identificadas difiere con cada definición.

Las variables END3 y END5 incluyen en su definición un mayor grado de exigencia a la hora de identificar una crisis, lo que las hace demasiado restrictivas. El número de periodos identificados como crisis por estas variables, resultan escasos ya que sólo identifican como periodo de inestabilidad aquellos movimientos que resultan ser extremadamente atípicos. Es por ello que ambas variables son desechadas como mecanismos para identificar los periodos de crisis.

La variable END1, presenta una correlación muy fuerte con la variable END2, tomando el valor 1 para un elevado número de países. Sin embargo, la variable END2 es preferida a la END1, ya que su definición permite no identificar como crisis diferentes periodos que son continuación de una crisis anterior y próxima en el tiempo, y que están midiendo un mismo episodio de inestabilidad cambiaria.

Por lo tanto, las variables preferidas son la END2, que utiliza para identificar una crisis el criterio de una variación brusca del tipo de cambio, y la END4, que identifica las crisis a partir de los movimientos del índice de presión especulativa. La elección entre ambas variables se realiza en función de la observación de los datos muestrales y en base a las conclusiones extraídas en otros estudios empíricos realizados en esta línea.

Observando los datos muestrales se aprecia que la variable END4 identifica como periodos de crisis un mayor número de observaciones que en el caso de END2. Esto es así porque la primera variable recoge ataques especulativos que pueden o no terminar en crisis, mientras que la segunda variable solo recoge ataques especulativos exitosos. Ahora bien, se observan crisis identificadas por la variable END4, y no por la END2, que no se corresponden con un ataque especulativo contra la moneda frenado por la intervención del gobierno. Esto ocurre, por ejemplo, en situaciones en que la aplicación de políticas monetarias muy restrictivas con el objeto de reducir la inflación, elevan el valor de l índice de presión especulativa.

En otros casos, la variable END2 identifica periodos que registran un brusco movimiento del tipo de cambio que no son reconocidos como periodos de crisis por la variable END4. Esto ocurre en situaciones donde la moneda se está depreciando, pero la política monetaria prioriza el objetivo de crecimiento al de estabilidad cambiaria. En estos casos un descenso en los tipos de interés compensan la depreciación de la moneda, manteniendo inalterado el cálculo del índice de presión especulativa.

Por otro lado, en estudios realizados en esta línea para la región latinoamericana, se observan conclusiones a favor del uso de un movimiento brusco en la cotización como criterio para identificar las crisis cambiarias. En el trabajo presentado por Manmohan

Kumar y Moorthy (2002) se comparan los resultados de utilizar como criterio para identificar una crisis un índice de presión especulativa o un movimiento brusco del tipo de cambio. La estimación que presenta un mejor ajuste, para la muestra analizada, es aquella en la que se identifican las crisis en base, únicamente, a los movimientos del tipo de cambio. Lomelí et. al (2002) critican en su trabajo el uso de indicadores de presión especulativa ya que éstos incluyen en su cálculo algunas de las variables que tradicionalmente se han identificado como indicadores que anticipan una crisis y que, por tanto, serán utilizadas como variables explicativas en la especificación del modelo.

Por último, se debe tener en cuenta que, la variable reservas no siempre sirve para expresar de una forma adecuada la presión sobre el mercado por dos razones: en primer lugar, los datos de reservas no son muy fiables en muchos países en desarrollo; en segundo lugar, la defensa del ataque especulativo a veces se realiza con la llegada de asistencia financiera por parte de los organismos multilaterales, cuyas cantidades no quedan recogidas en las reservas disponibles. Por todo ello, el criterio seleccionado para identificar las crisis cambiarias es el definido por la variable END2.

Una vez identificadas las observaciones en las cuales se produjo una crisis cambiaria, es necesario fijar un criterio para establecer los periodos de calma. En este sentido se plantean dos posibles alternativas:

IV.2.2.1. Observaciones muestrales individuales

La mayoría de los estudios empíricos definen como periodos de calma cada una de las observaciones en las que no se registró una crisis cambiaria. El problema que plantea este método de detección de periodos de calma es que para cada país se identificarán un número muy elevado de calmas en relación a las crisis, por lo que en determinadas situaciones no se puede realizar la estimación del modelo. Para solucionar este problema se establece que la variable endógena tome el valor 1 cuando ha ocurrido una crisis cambiaria en ese periodo o en alguno de los posteriores (lo que permite definir el horizonte temporal de predicción), con lo cual el número de observaciones con valor 1 en la muestra aumenta. Así definida la variable endógena, el resultado de la estimación medirá la probabilidad de ocurrencia de una crisis dentro del horizonte temporal establecido.

Siguiendo esta metodología se ha construido la variable denominada ENDOGENA1, con un horizonte temporal de 12 meses, que queda definida como:

$$Crisis = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta tc_t > \Delta t\bar{c}_T + b\sigma_T \text{ y } \Delta tc_t > \text{promedio } \Delta t\bar{c}_t \text{ últimos 3 meses} \\ & \text{(en } t \text{ o en } t+i \text{ con } i=1, \dots, 11) \\ 0 & \text{en el resto de los casos} \end{cases}$$

El número de periodos de crisis y de calma identificados por países quedan recogidos en el cuadro IV.3.

Cuadro IV.3. Distribución de datos muestrales según ENDOGENA1

PAÍS	Nº crisis	Nº calmas	Proporción de crisis sobre total observaciones
Argentina	16	121	12%
Brasil	29	70	29%
Chile	45	109	29%
Colombia	68	86	44%
República Dominicana	11	129	8%
Ecuador	39	115	25%
Guatemala	21	133	14%
México	35	119	23%
Paraguay	67	87	44%
Perú	34	120	22%
Venezuela	46	108	30%
Total observaciones	411	1197	26%

Si bien esta es la metodología empleada en la mayoría de los trabajos empíricos, el resultado es un elevado desequilibrio entre los valores 0 y 1 de la variable endógena, siendo la proporción de crisis sobre el total de observaciones del 26%. La sobreponderación tan elevada de los periodos de calma podría introducir un sesgo en la estimación, por lo que se plantea una definición alternativa de la variable endógena, que equilibra el número de crisis y calmas identificadas.

IV.2.2.2. Observaciones muestrales agrupadas

Según esta definición de la variable endógena se reduce el número de observaciones muestrales ya que: el periodo de crisis sólo se identifica con el mes en que ocurre la crisis; mientras que los periodos de calma abarcan el conjunto de meses en los que no hubo una crisis. En concreto, siguiendo el criterio de la variable END2, una crisis se define como una variación del tipo de cambio nominal superior a su valor medio más 1,5 veces la desviación típica y superior al promedio registrado en los últimos 3 meses. Según esta definición, la variable endógena tomará el valor 1 únicamente los meses en que se registró una crisis, y no los anteriores, con lo que el resultado de la

estimación medirá la probabilidad de que ocurra una crisis en el periodo analizado. Para que el modelo pueda utilizarse como un sistema de alerta anticipado, las variables explicativas se introducirán con retardos, con lo que el resultado de la estimación será la probabilidad de que ocurra una crisis en el mes siguiente.

Los periodos de calma se identifican agrupando aquellas observaciones consecutivas en las que no se registró ninguna crisis. Es decir, un periodo de calma será el comprendido entre dos crisis, sin incluir ni los seis meses posteriores a la crisis ni los seis meses anteriores a la siguiente crisis. Estos meses son eliminados del análisis por ser considerados como periodos en los que o bien se está gestando la crisis, o bien los efectos de la misma todavía pueden estar influyendo en la economía, lo que sesgaría los resultados de la estimación del modelo. Para una observación correspondiente a un periodo de calma, el valor de las variables explicativas reflejaran el promedio de los valores registrados en cada una de las observaciones incluidas en el periodo de calma.

Siguiendo esta metodología se construye la variable denominada ENDOGENA2 como:

$$Crisis = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta tc_t > \Delta t\bar{c}_T + b\sigma_T \text{ y } \Delta tc_t > \text{promedio } \Delta t\bar{c}_t \text{ últimos 3 meses} \\ 0 & \text{para el conjunto de observaciones comprendidas entre dos crisis sin} \\ & \text{incluir ni los 6 meses anteriores ni posteriores a las crisis} \end{cases}$$

Utilizando esta metodología para definir los valores de la variable endógena, la distribución de los datos muestrales se muestra en el cuadro IV.4.

Cuadro IV.4. Distribución de datos muestrales según ENDOGENA2

PAÍS	Nº crisis	Nº calmas	Proporción de crisis sobre total observaciones
Argentina	1	1	50%
Brasil	3	2	60%
Chile	4	3	57%
Colombia	6	2	75%
República Dominicana	4	1	80%
Ecuador	4	3	57%
Guatemala	3	2	60%
México	3	3	50%
Paraguay	5	2	71%
Perú	3	1	75%
Venezuela	5	2	71%
Total observaciones	41	22	65%

Según esta definición de la variable endógena se obtiene un mayor equilibrio entre las observaciones identificadas como crisis y calmas, aunque con un mayor peso para las primeras. Sin embargo, la existencia de crisis en los valores extremos de la muestra (al principio o al final del periodo temporal analizado), invalida la utilización de las mismas en la etapa de estimación del modelo por falta de valores de las variables explicativas, lo que permite obtener un mayor equilibrio entre los valores 1 y 0 de la variable endógena.

IV.2.3. SELECCIÓN DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS

Para poder anticipar la ocurrencia de una crisis cambiaria, se necesita disponer de un conjunto de variables cuyo comportamiento anterior a los episodios de crisis o de presión especulativa sobre la moneda sea diferente al observado en periodos de tranquilidad o calma. Un análisis de estas variables permite detectar los perfiles de comportamiento observados en el pasado antes de las crisis, y así extrapolar los resultados al futuro, de tal manera que niveles actuales de las variables seleccionadas similares a los alcanzados en periodos anteriores de crisis, serán un indicador de alerta sobre el riesgo existente en un país.

La revisión de la literatura teórica y empírica presentada en los capítulos precedentes, sirve de punto de partida para establecer una selección de aquellas variables que podrían ser utilizadas como indicadores adelantados de una crisis cambiaria. En esta primera etapa se han establecido siete categorías de variables, que cubren las incluidas en los modelos teóricos iniciales “modelos de primera generación” así como en los más recientes “modelos de segunda y tercera generación”.

Las crisis cambiarias en los modelos de “primera generación” son explicadas por la existencia de inconsistencias entre políticas macroeconómicas que generan debilidades en los fundamentos económicos. Los indicadores utilizados para reflejar estos comportamientos son los relacionados con la balanza de pagos, desequilibrios macroeconómicos internos y medidas de competitividad internacional, que explican la entrada y salida de divisas vía comercio exterior. Las crisis “autogeneradas”, que describen los modelos de “segunda generación”, incorporan como factores fundamentales explicativos de las crisis las expectativas de los agentes económicos y el efecto contagio entre economías. Por último, los más recientes modelos de “tercera generación”, utilizados para explicar las crisis asiáticas, otorgan una mayor importancia a las variables relacionadas con las debilidades en el sector bancario y con la capacidad de endeudamiento de la economía.

A continuación se exponen las variables específicas incluidas dentro de cada categoría, así como la relación (positiva o negativa) en cada caso con la probabilidad de ocurrencia de una crisis cambiaria.

Cuadro IV.5. Variables explicativas y relación con la probabilidad de crisis cambiaria

Balanza de Pagos		Deuda externa	
Balanza por cuenta corriente	(-)	Total deuda externa	(+)
Balanza comercial	(-)	Deuda externa sobre reservas	(+)
Exportaciones	(-)	Debilidades del sector bancario	
Importaciones	(-) / (+)	Masa monetaria	(+)
Reservas	(-)	Crédito total	(+)
Inversión Directa Exterior	(-)	Crédito al sector público	(+)
Desequilibrios macroeconómicos internos		Crédito al sector privado	(+)
Producto interior bruto	(-)	Expectativas de los agentes económicos	
Déficit público	(-)	Inflación	(+)
Competitividad internacional		Tipos de interés	(+) / (-)
Tipo de cambio efectivo real ⁵³	(-)	Índice bursátil	(-)
Sobrevaloración del tipo cambio real ⁵⁴	(-)	Efecto contagio	
Precios relativos ⁵⁵	(+)	Contagio ⁵⁶	(+)

Dado que el tipo de cambio se determina a partir de la oferta y demanda de divisas y, definida una crisis cambiaria como una fuerte depreciación del tipo de cambio, la vulnerabilidad de las economías radica en la dificultad que encuentren en la captación de recursos del exterior. Las economías emergentes, con poca capacidad de ahorro, son más dependientes de los recursos exteriores, por lo que una situación de difícil acceso a los mercados internacionales se traduce en un desequilibrio entre la oferta y demanda de divisas y una mayor inestabilidad cambiaria.

Dentro de las variables que tradicionalmente han sido expuestas por los modelos de "primera generación" como los desencadenantes de las crisis cambiarias, se encuentran las relacionadas con la balanza de pagos. Estos indicadores permiten medir la capacidad de abastecimiento que tiene una economía de recursos del exterior. En función de que esta capacidad de abastecimiento sea mayor, la entrada de divisas en el país permite disminuir la presión sobre el tipo de cambio. En este sentido, economías que registran déficits corrientes continuados, presentan una mayor

⁵³ Medido como el producto entre el tipo de cambio nominal y el cociente entre el índice de precios de EEUU y el índice de precios del país.

⁵⁴ Calculada como el diferencial entre el valor del tipo de cambio efectivo real y el promedio de los últimos tres años

⁵⁵ Medido como el cociente entre el índice de precios del país y el índice de precios de EEUU

⁵⁶ Variable dummy que toma valores 1 cuando se ha producido una crisis cambiaria en algún país de la región y 0 en caso contrario.

necesidad de recursos del exterior, lo que termina traducándose en una elevación de la presión cambiaria.

Por su parte, un saldo saneado de la balanza comercial arroja una mayor disponibilidad de divisas en el país vía comercio exterior, bien porque el crecimiento de las exportaciones favorece la entrada de recursos internacionales, o bien porque una escasez de importaciones reduce la necesidad de moneda extranjera. El comportamiento de las exportaciones está íntimamente ligado a la capacidad competitiva a nivel internacional con la que cuenta el país. Indicadores como el tipo de cambio efectivo real o los precios relativos, permiten medir la capacidad exportadora del país y su consiguiente efecto en la demanda – oferta de divisas.

Del simple análisis entre la oferta y demanda de divisas como medida de presión cambiaria, se concluye que unos bajos niveles de importaciones reducen la demanda de divisa y favorecen la estabilidad cambiaria, por lo que esta variable mantendría una relación positiva con la probabilidad de ocurrencia de una crisis cambiaria. Sin embargo, un análisis en mayor profundidad permite captar otros efectos que invierten el signo de la relación entre ambas variables. Esto es así ya que, los desequilibrios de la balanza de pagos se pueden ajustar mediante tres vías: una reducción en el nivel de reservas, un aumento de las exportaciones o una reducción en el nivel de importaciones. Tradicionalmente, en economías como las latinoamericanas, ni las exportaciones ni las reservas han sido suficientes para compensar la caída en los flujos, por lo que las importaciones han tendido a disminuir, es decir, situaciones de presión cambiaria vienen precedidas por una reducción en los niveles de importación.

Otro de los componentes de la balanza de pagos es la inversión directa exterior que favorece la entrada de ingresos externos en el país. Economías como las latinoamericanas, con poca capacidad de ahorro, se han vuelto muy dependientes de la inversión directa externa, cuyos elevados niveles registrados en los últimos años han permitido compensar los déficits por cuenta corriente. Esta dependencia juega en contra del equilibrio cambiario durante periodos en que, bien por una mayor inestabilidad internacional o regional, la entrada de inversión en el país disminuye generando desequilibrios en la balanza de pagos. Por último, la estructura de la balanza de pagos determinará el monto de reservas existentes en una economía. En términos generales, la mayor o menor disponibilidad de reservas define el margen de intervención o control de la autoridad monetaria en la defensa de la estabilidad cambiaria.

La entrada de recursos externos en un país también viene explicada por los equilibrios macroeconómicos internos, a través de dos vías: en primer lugar, las economías saneadas resultan más atractivas para los mercados internacionales; en segundo lugar, ante un ataque especulativo contra la moneda, la mayor o menor fortaleza de los fundamentos económicos definen el margen de maniobra con el que cuenta el gobierno para aplicar las medidas necesarias para frenar la crisis. Así, una vez iniciado el ataque especulativo, el gobierno puede tratar de frenarlo aumentando el tipo de interés para atraer capital exterior, medida de difícil aplicación en economías que registran un pobre desarrollo económico, que se vería aún más deteriorado por una política monetaria restrictiva.

Por otro lado, tal y como postulan los modelos de "primera generación" una política fiscal expansiva, que se traduce en un déficit fiscal presupuestario, puede no ser compatible con una política de estabilidad cambiaria. Es por ello que la variable déficit público también resulta un indicador útil para anticipar crisis cambiarias. Además, desde una perspectiva del corto plazo, uno de los indicadores que valoran los mercados internacionales para medir el riesgo inversor es la situación de las finanzas públicas. En este sentido, los inversores privados internacionales observan la trayectoria fiscal como medida clave de diagnóstico de riesgo soberano, y por tanto, como salvaguarda de sus inversiones.

Frente a las variables analizadas por los modelos de "primera generación", la corriente de modelos de "segunda generación" añade el componente de las expectativas y del contagio para explicar las crisis cambiarias. El cambio en las expectativas de los agentes económicos es medido a través de tres indicadores: el tipo de interés, la inflación, y los movimientos registrados en los índices bursátiles.

Si bien una elevación de los tipos de interés podría interpretarse como una mayor entrada de recursos en el país, en la medida en que éste se vuelve más atractivo para los inversores, los efectos de esta medida sobre la cotización son diferentes. Desde una perspectiva del corto plazo, ante un cambio en las expectativas de los agentes económicos se iniciará un ataque especulativo, que la autoridad monetaria podría tratar de evitar vía elevación de los tipos de interés. Esta tendencia estaría recogiendo, en estas situaciones, un cambio de expectativas que podrían terminar auto-cumpléndose, lo que llevaría a la ocurrencia de la crisis cambiaria.

Por otro lado, en un plano de medio plazo, la propia elevación de tipos por razones de atracción de capitales pone de manifiesto dificultades para captar financiación y además contrae la demanda interna, lo que perjudica el diagnóstico internacional,

empeoramiento que potencialmente puede incidir nuevamente en presiones cambiarias. Además, la elevación de tipos debilita el sector bancario, poniendo al gobierno en la disyuntiva de afrontar una devaluación antes de enfrentar una crisis bancaria, y eleva el servicio de la deuda, lo que recae en un aumento de las necesidades de recursos externos.

Las expectativas de los agentes económicos también pueden ser medidas a través de la inflación. Dado que las depreciaciones se traducen rápidamente en problemas inflacionarios vía inflación importada, ante la expectativa de proximidad de una crisis cambiaria se producirá una elevación en la inflación esperada, que tal y como postula el enfoque monetario sobre la evolución del tipo de cambio, se traducirá en una depreciación del tipo de cambio. Por otro lado, la expectativa de una brusca depreciación eleva los niveles de inflación bajo la hipótesis de cumplimiento de la paridad del poder adquisitivo. Es por ello que las épocas de inestabilidad cambiaria se asocian con crecimiento en los niveles de precios.

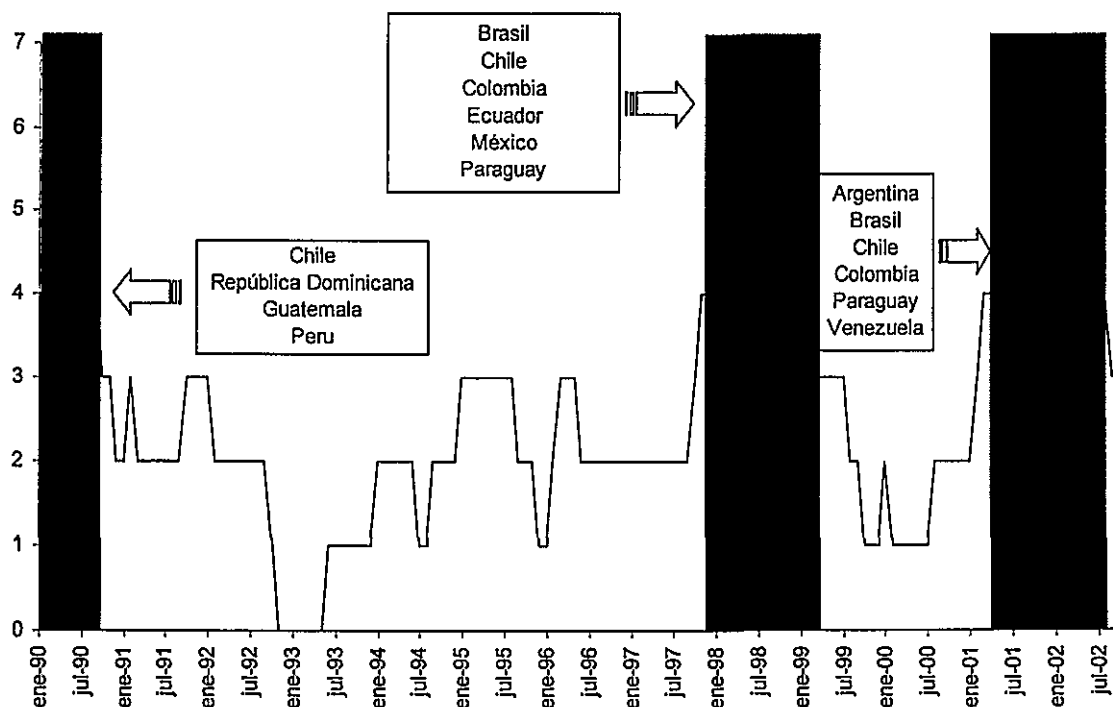
La última variable que se utiliza para medir los cambios en las expectativas de los mercados financieros es la relacionada con los movimientos de los índices bursátiles. Éstos reflejan el diagnóstico de riesgo que realizan los inversores sobre una economía. Si bien esta variable resulta altamente útil para anticipar un proceso de crisis cambiaria, la dificultad existente en la disponibilidad de datos impide el uso de la misma en la mayoría de los estudios empíricos.

Otra de las grandes aportaciones que realizan los modelos de "segunda generación" al análisis de las crisis cambiarias es el uso de variables de contagio para anticipar los procesos de crisis. Dentro de la existencia del efecto contagio, la literatura teórica distingue entre el contagio "racional" o contagio basado en los fundamentos, del contagio "irracional" explicado por el comportamiento de "rebaño" de los inversores. En el primer caso, la elevada interdependencia entre el país que sufre el shock y el país contagiado acaba por empeorar los fundamentos de este último, aunque en un momento inicial su situación macroeconómica fuera buena. El contagio "irracional" se explica por el aumento inesperado de la percepción del riesgo por parte de los inversores, que cuando sufren pérdidas en un país en crisis, deciden retirar sus fondos de otros, de manera indiscriminada. Si bien en determinadas ocasiones este tipo de contagio puede precipitar una crisis cambiaria, la dificultad de su medición, invalida su uso con fines prácticos.

En este estudio, siguiendo la metodología de Eychengreen, Rose y Wyplosz (1995), se mide el contagio basado en los fundamentos utilizando una variable discreta que vale

0 cuando no se registran crisis cambiarias en el resto de países de la región, y valores distintos de cero para los periodos en que si hay crisis. Dichos valores reflejan el número de crisis registradas, de manera que valores elevados de esta variable se relacionan con procesos de inestabilidad cambiaria a nivel regional.

Gráfico IV.1. Variable contagio para la región latinoamericana



Tal y como se aprecia en el gráfico IV.1, la región latinoamericana se caracteriza por una elevada volatilidad cambiaria. Durante la práctica totalidad del periodo analizado se registraron situaciones de inestabilidad en al menos uno de los países analizados, con la excepción del periodo que va desde finales de 1992 hasta mediados de 1993. Los espacios temporales de mayor inestabilidad regional se concentran en los primeros meses del año 1990, durante el periodo comprendido entre finales de 1997 y principios de 1999, y durante los últimos meses de la muestra a partir de mediados del año 2001.

La última corriente de modelos surgida para explicar las crisis cambiarias, "tercera generación", incluye nuevas variables en el ya amplio abanico de indicadores usados para anticipar crisis cambiarias. Una de las principales aportaciones de este tipo de modelos es la relevancia otorgada a las interrelaciones entre las crisis bancarias y cambiarias. En general, los estudios empíricos realizados tienden a confirmar que las crisis bancarias suelen preceder a las crisis de tipo de cambio. De ahí, que el seguimiento de los indicadores del sector bancario, permite adelantar el surgimiento de procesos de inestabilidad cambiaria. Dentro de las variables del sector bancario, las más comúnmente utilizadas son las relacionadas con la masa monetaria y los niveles

de crédito nacional. Una expansión crediticia y/o monetaria aumenta la exposición al riesgo del sector bancario, lo que puede desencadenar en problemas de crisis "gemelas".

Por último, no se debe olvidar que uno de los cambios más importantes que se ha observado en los modelos más recientes ha sido el aumento de las crisis de solvencia respecto a las de liquidez. Las segundas se refieren a un problema transitorio de acceso a los mercados financieros internacionales, sin que esté en peligro la sostenibilidad de la deuda, mientras que las primeras se corresponden con dinámicas insostenibles de la deuda exterior. En este sentido, economías con fuertes posiciones deudoras son más vulnerables a un proceso de crisis: por un lado, aumentan el riesgo inversor y dificultan el acceso a los mercados internacionales, lo que en situaciones extremas se puede traducir en un incumplimiento de pagos de la deuda, por falta de solvencia, y ruptura del sistema cambiario; por otro lado, un elevado monto de deuda exterior genera cuantiosos pagos por intereses aumentando la necesidad de recursos del exterior y alimentando un círculo vicioso que eleva la deuda hasta que ésta se vuelve insostenible para la economía.

Para finalizar este apartado es preciso enfatizar en el hecho de que la elección de los regresores en los modelos de predicción de crisis ha estado sujeta a continuos cambios, al compás de la evolución sufrida en los modelos teóricos según se producían nuevas crisis con causas distintas a las anteriores. La inclusión, en este estudio, de variables relacionadas con las tres corrientes de pensamiento teórico, invalida la utilidad de todas ellas de forma conjunta, ya que cada categoría de variables servirá en mayor medida para explicar el comportamiento de determinadas crisis, pero no resultará útil para entender el por qué de otras. En este sentido, uno de los objetivos que cubre este estudio es encontrar las causas más importantes que explican, desde un punto de vista estructural, las crisis cambiarias de la muestra analizada, es decir, las crisis latinoamericanas más recientes.

IV.2.4. PRESENTACIÓN DE LA BASE DE DATOS

A partir de la búsqueda de información estadística de las variables seleccionadas como indicadores adelantados de una crisis cambiaria, se ha construido una base de datos con información mensual, para el periodo comprendido entre enero de 1990 hasta el último dato actual disponible en el momento de cierre de la estimación.

La construcción de una base de datos de frecuencia mensual ha obligado al tratamiento estadístico, a través de técnicas de interpolación, para determinadas

variables únicamente disponibles con frecuencia distinta a la anual. Variables como el producto interior bruto y la balanza por cuenta corriente sólo se publican con periodicidad anual o trimestral, mientras que variables como el déficit público y la inversión directa exterior se publican con periodicidad mensual para algunos países pero no para otros.

La mayoría de la información estadística de las variables se ha obtenido a partir de la consulta de las bases de datos del Fondo Monetario Internacional, la Comisión Económica para América Latina y El Caribe (CEPAL) y el Bank of International Settlements (BIS). En determinadas ocasiones, la no disponibilidad del total de datos en las fuentes mencionadas, ha obligado a la consulta de fuentes estadísticas adicionales para la obtención de las series completas. Estas fuentes han sido:

- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (O.C.D.E.)
- Organización de Naciones Unidas (ONU)
- Universidad de Columbia
- The Economist Intelligence Unit (EIU)
- Centro de Estudios de BBVA
- Bloomberg
- Latin America Consensus Forecast

A continuación se enumeran las variables explicativas incluidas en la etapa de estimación del modelo econométrico, agrupadas en función de las siete categorías presentadas en el apartado anterior. En determinadas ocasiones, la misma variable es expresada de distintas maneras susceptibles de mejorar los resultados de la estimación: así la masa monetaria se expresa en niveles y como porcentaje del nivel de reservas internacionales. Para cada una de las variables explicativas se indica el nombre con que se identifica, técnica de medición, la fuente estadística básica de la que se obtuvo la información, así como la unidad de medida en que viene expresada.

Variables relacionadas con la balanza de pagos

1. Balanza por cuenta corriente:

Nombre:	BCC
Medición	Valor acumulado de los últimos doce meses
Fuente estadística	- International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional) - Base de datos Macroeconómicos del Estudio Económico de América Latina y El Caribe (Comisión Económica para América Latina y El Caribe - CEPAL)
Unidad de medida	% del PIB

2. Exportaciones:

Nombre:	EXP
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	Millones de dólares

3. Importaciones:

Nombre:	IMP
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	Millones de dólares

4. Importaciones sobre reservas:

Nombre:	IMP_RES
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	Ratio

5. Variación de importaciones sobre reservas

Nombre:	VIMP_RES
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	Millones de dólares

6. Balanza comercial:

Nombre:	EXP
Medición	Valor acumulado de los últimos doce meses
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	% del PIB

7. Inversión Directa Extranjera:

Nombre:	IDE
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	<ul style="list-style-type: none"> - International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional) - Base de datos Macroeconómicos del Estudio Económico de América Latina y El Caribe (Comisión Económica para América Latina y El Caribe - CEPAL)
Unidad de medida	Millones de dólares

8. Reservas:

Nombre:	VRES
Medición	Tasas de variación interanual
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	Millones de dólares

Variables relacionadas con desequilibrios macroeconómicos internos:

9. Producto Interior Bruto:

Nombre:	VPIB
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	Millones de dólares expresados en valores reales

10. Déficit Público:

Nombre:	DP
Medición	Valor acumulado de los últimos doce meses
Fuente estadística	- International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional) - Base de datos Macroeconómicas del Estudio Económico de América Latina y El Caribe (Comisión Económica para América Latina y El Caribe - CEPAL)
Unidad de medida	% del PIB

Medidas de competitividad internacional:

11. Tipo de cambio efectivo real:

Nombre:	VTCER
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	Elaboración propia
Unidad de medida	Moneda / dólar

12. Sobrevaloración del tipo de cambio efectivo real:

Nombre:	DTCER
Medición	Diferencia entre el valor actual y el promedio de los últimos tres años
Fuente estadística	Elaboración propia
Unidad de medida	Moneda / dólar

13. Índice de precios relativos:

Nombre:	IPC_REL
Medición	Cociente entre el IPC del país y el IPC de EEUU
Fuente estadística	Elaboración propia
Unidad de medida	Índice

14. Variación del índice de precios relativos:

Nombre:	VIPC_REL
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	Elaboración propia
Unidad de medida	Índice

Debilidades del sector bancario:

15. Masa monetaria:

Nombre:	VM2
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	Millones de dólares

16. Ratio M2 sobre reservas:

Nombre:	M2_RES
Medición	% de M2 sobre nivel de reservas
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	Ratio

17. Variación ratio M2 sobre reservas:

Nombre:	VM2_RES
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	Ratio

18. Crédito total nacional:

Nombre:	VCRED
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	Millones de dólares

19. Crédito al sector público:

Nombre:	VCREDGOB
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	Millones de dólares

20. Crédito al sector privado:

Nombre:	VCREDPRIV
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	Millones de dólares

Deuda externa:

21. Total deuda externa:

Nombre:	VJ
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	Base de datos del Bank of International Settlements (BIS-IMF-OECD-World Bank of Statistics on External Debt)
Unidad de medida	Millones de dólares

22. Total deuda externa más variación tipos de interés:

Nombre:	VJ_TI
Medición	Agregado de la variación de deuda y del diferencial de los tipos de interés
Fuente estadística	Elaboración propia
Unidad de medida	Tasa de variación

23. Total deuda externa sobre reservas:

Nombre:	J_RES
Medición	Ratio total deuda externa sobre reservas
Fuente estadística	Elaboración propia
Unidad de medida	Ratio

24. Variación del total deuda externa sobre reservas:

Nombre:	VJ_RES
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	Elaboración propia
Unidad de medida	Ratio

Expectativas de los agentes económicos:

25. Precios:

Nombre:	INFLA
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	Índice

26. Tipo de interés:

Nombre:	TI
Medición	Tipo de interés a CP
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	Ratio

27. Variación del tipo de interés:

Nombre:	VTI
Medición	Diferencial en términos interanual
Fuente estadística	International Statistical Yearbook (Fondo Monetario Internacional)
Unidad de medida	Ratio

28. Índice bursátil:

Nombre:	VBOLSA
Medición	Tasa de variación interanual
Fuente estadística	Base de datos Macroeconómicos del Estudio Económico de América Latina y El Caribe (Comisión Económica para América Latina y El Caribe - CEPAL)
Unidad de medida	Índices de precios en dólares de las bolsas de valores (junio 1997=100)

Variable de contagio:

29. Contagio:

Nombre:	CONTAGIO
Medición	Valor 0 si no hubo un ataque especulativo en otro país de la región y número de ataques especulativos en el resto de los casos
Fuente estadística	Elaboración propia
Unidad de medida	Número de ataques especulativos

Los datos de las variables que representan un saldo, como el saldo de la balanza por cuenta corriente, el saldo de la balanza comercial y el déficit público, se calculan a partir del valor acumulado de los últimos doce meses expresado como porcentaje del PIB acumulado de los últimos doce meses. El uso de datos acumulados permite reducir la volatilidad que caracteriza a este tipo de series.

Los ratios índice de precios relativos, porcentaje de M2 sobre reservas y porcentaje de deuda externa total sobre reservas se miden en niveles. La variable tipo de interés también viene expresada en niveles, aunque también se utiliza la variable en diferencias interanuales con el fin de comprobar si la vulnerabilidad de un país se asocia a unos niveles de tipos de interés elevados o a la aplicación de políticas monetarias restrictivas.

La variable tipo de cambio efectivo real, que trata de medir las ganancias o pérdidas de competitividad internacional, se introduce en tasas de variación interanual y como una medida de la sobrevaloración del tipo de cambio efectivo real. Esta última variable se construye como la diferencia entre el dato de tipo de cambio efectivo real y el promedio de los últimos tres años.

Por último, la variable que mide el efecto contagio es una variable discreta que toma el valor 0 cuando no hubo un ataque especulativo en otro país de la región y, el número de ataques especulativos registrados en el resto de los casos. El resto de variables se expresan en tasas de variación interanual. Esta tasa es preferida a la intermensual ya que permite eliminar la existencia de factores estacionales.

En relación a la disponibilidad de la información estadística, la no existencia de series históricas completas para todas las variables seleccionadas ha obligado a reducir el periodo temporal para determinadas series:

- El primer dato publicado para la variable tipo de interés en la República Dominicana corresponde al año 1991 y se presenta con periodicidad anual hasta 1994.
- La base de datos del Fondo Monetario Internacional no publica datos de la variable inversión directa exterior (IDE) para República Dominicana, Ecuador, Guatemala, México y Paraguay.
- La fecha de inicio de publicación de la serie inversión directa exterior es posterior a 1990 en la mayoría de países para los que se publica dicha información: 1992 en Argentina, 1991 en Chile, 1996 en Colombia, 1995 en Perú y 1994 en Venezuela.
- La variable que mide la evolución de los índices bursátiles (VBOLSA) se ha obtenido de la base de datos de CEPAL, cuyos datos se comienzan a publicar a partir de 1992.
- No se publican las series de índices bursátiles para los países: República Dominicana, Ecuador, Guatemala y Paraguay.

Los problemas debidos a la falta de disponibilidad de información para determinadas variables dificultan su uso en la etapa de estimación del modelo econométrico dado que reducen la muestra a un número escaso de observaciones.

IV.3. ESTIMACIÓN DE UN MODELO LOGIT PARA PREDECIR CRISIS CAMBIARIAS

En este apartado se presentan tres modelizaciones alternativas para anticipar los procesos de crisis cambiarias distinguiendo entre una visión a medio plazo, una visión a corto plazo y una cuantificación de la intensidad de la crisis.

IV.3.1. APLICACIÓN DE LA METODOLOGÍA BINOMIAL

IV.3.1.1. Modelo a medio plazo de crisis cambiarias

Siguiendo la metodología empleada en la mayor parte de los sistemas de alerta anticipada construidos bajo la metodología econométrica, en este apartado se presentan los resultados obtenidos en la estimación de un modelo Logit dicotómico a partir de las variables explicativas enumeradas anteriormente, y para una muestra que abarca el periodo comprendido entre enero de 1990 hasta diciembre de 2002, para las 11 economías latinoamericanas con mayor peso en el PIB de la región.

La variable endógena utilizada en la estimación, ENDOGENA1, se construye siguiendo los siguientes criterios para los periodos de crisis y calma:

- Se considera un periodo de crisis si la depreciación intermensual del tipo de cambio supera, para cada país, su media muestral más 1,5 veces la desviación típica, debiendo ser este valor también superior a la variación promedio de los últimos tres meses, tanto en dicho periodo como en alguno de los 11 posteriores.
- Se considera como periodo de calma las restantes observaciones muestrales que no son consideradas como crisis.

Utilizando este criterio para definir la variable endógena se obtiene un total de 1.608 observaciones de las cuales 411 (26% del total) corresponden a periodos de calma y 1.197 (74% del total) a periodos de crisis. El horizonte temporal de predicción es de 12 meses, por lo que como resultado de la estimación se obtendrá una medición de la probabilidad de que ocurra una crisis con una anticipación de un año. El establecimiento de este horizonte temporal otorga al análisis un carácter de medio plazo, es decir, se trata de identificar aquellas variables cuyos comportamientos registran alteraciones durante el periodo que antecede a la crisis, considerado éste como de un año. Dichos indicadores constituyen los principales factores explicativos de las crisis para el horizonte temporal establecido.

Los valores de las variables explicativas son los correspondientes a los datos contemporáneos para cada observación. Se realizaron algunas pruebas introduciendo los valores con retardos y no se obtuvieron cambios significativos. Este hecho queda justificado por el espacio temporal de predicción fijado. Al definir como valores de crisis los periodos que anteceden a la misma con un máximo de doce meses, queda

recogida la evolución de las variables explicativas durante el periodo precedente a la crisis, por lo que incluir las variables retardadas no aporta información adicional.

El procedimiento seguido ha consistido en la estimación de distintos modelos alternativos en cada uno de los cuales se buscaba la inclusión de las variables con mayor poder explicativo en función de las siete categorías de variables definidas: balanza de pagos, desequilibrios macroeconómicos internos, medidas de competitividad internacional, expectativas de los agentes económicos, efecto contagio, debilidades del sector bancario y endeudamiento externo.

El modelo con el que se obtuvo un mejor ajuste de los datos muestrales es el que queda definido por:

$$\text{ENDOGENA1} = \frac{1}{1+e^{-(\beta_0 + \beta_1 \text{VIMP} + \beta_2 \text{VPIB} + \beta_3 \text{DP} + \beta_4 \text{TI} + \beta_5 \text{CONTAGIO} + \beta_6 \text{VJ_RES})}}$$

Los resultados de la estimación se resumen en el cuadro IV.6.

Cuadro IV.6. Modelo a medio plazo: resultados de la estimación

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-3.310478	0.268992	-12.30697	0.0000
VIMP	-0.011590	0.004233	-2.737962	0.0062
VPIB	-0.137432	0.030157	-4.557245	0.0000
DP	-0.467005	0.138897	-3.362239	0.0008
TI	0.055945	0.006001	9.323091	0.0000
CONTAGIO	0.426246	0.059038	7.219835	0.0000
VJ_RES	0.011399	0.002975	3.831504	0.0001
Mean dependent var	0.227133	S.D. dependent var		0.419194
S.E. of regression	0.349856	Akaike info criterion		0.782900
Sum squared resid	118.2378	Schwarz criterion		0.818011
Log likelihood	-373.8809	Hannan-Quinn criter.		0.796262
Restr. log likelihood	-521.3220	Avg. log likelihood		-0.384256
LR statistic (6 df)	294.8823	McFadden R-squared		0.282822
Probability(LR stat)	0.000000			
Obs with Dep=0	752	Total obs		973
Obs with Dep=1	221			

Cuadro IV.7. Modelo a medio plazo: análisis de correlaciones entre regresores

	VIMP	VPIB	DP	TI	CONTAGIO	VJ_RES
VIMP	1,000	0,485	0,063	0,052	-0,088	-0,132
VPIB		1,000	0,180	-0,103	-0,084	-0,086
DP			1,000	-0,060	-0,028	-0,016
TI				1,000	-0,069	-0,136
CONTAGIO					1,000	0,151
VJ_RES						1,000

La falta de información estadística para algunas de las variables explicativas incluidas en la ecuación reducen las observaciones muestrales a 973 de las que el 23% corresponden a periodos de crisis y el 77% a periodos de calma.

En cuanto a la significatividad estadística de las variables incluidas en la ecuación, se observa que la mayoría de las siete categorías establecidas para agrupar a las variables, están representadas por al menos un indicador, a excepción de los que hacen referencia a las medidas de competitividad y al sector bancario. Para asegurar la no capacidad explicativa de ambas categorías se realiza el contraste de variables omitidas individualmente para las variables no incluidas:

Cuadro IV.8. Modelos a medio plazo: Contraste de variables omitidas

Omitted Variables: VTCER

F-statistic	0.193193	Probability	0.660372
Log likelihood ratio	0.299620	Probability	0.584121

Omitted Variables: VCRED

F-statistic	0.906432	Probability	0.341305
Log likelihood ratio	0.946433	Probability	0.330629

Omitted Variables: VM2

F-statistic	0.911627	Probability	0.339926
Log likelihood ratio	1.165048	Probability	0.280421

Omitted Variables: VM2_RES

F-statistic	1.841825	Probability	0.175059
Log likelihood ratio	0.757227	Probability	0.384198

En todos los casos se acepta la hipótesis nula de que los parámetros estimados, cuando se incluyen las variables en la estimación, son estadísticamente próximos a cero. Respecto al grupo de variables relacionadas con el sector bancario, corresponden a indicadores que surge en los modelos de "tercera generación" para

explicar las crisis asiáticas, pero que en el caso latinoamericano no presentan relación con las crisis cambiarias. Este resultado resulta coherente dado que la existencia de crisis "gemelas" ha sido prácticamente nula en estas economías. En relación a las variables que miden la competitividad internacional, en muchos de los trabajos empíricos la variable tipo de cambio efectivo real aparece como estadísticamente significativa cuando la muestra de países analizados es amplia. Sin embargo, en los estudios que limitan el análisis a la región latinoamericana esta variable suele no resultar significativa. Este es el caso del modelo estimado en Kamín y Babson (1999) y el elaborado por Díez y Ortiz (2001).

Analizando las variables específicas que resultaron estadísticamente significativas, se observa que el mejor indicador que recoge los desequilibrios de la balanza de pagos es el que queda definido por el crecimiento de las importaciones. El signo negativo del coeficiente estimado confirma que el ajuste de la balanza de pagos se realiza en estas economías vía importaciones, y no a través de caídas en los niveles de reservas o crecimiento de las exportaciones. En este sentido, la caída de las importaciones se traduce en un fuerte deterioro de la actividad económica, dada la dependencia existente en estas economías de las importaciones de bienes de equipo. Dicha relación, entre el nivel de actividad económico y la variación de las importaciones, queda recogida en el coeficiente de correlación entre ambas variables (0.49), el más elevado de todos. Para evitar problemas de posible multicolinealidad se realizan estimaciones alternativas eliminando las variables correlacionadas y calculando el test de variables omitidas para las variables no incluidas. Los resultados confirman la capacidad explicativa de ambas variables, y dado que el valor del coeficiente de correlación no es excesivamente elevado, se decide la inclusión de las dos variables en el modelo.

La mayor vulnerabilidad que presenta una economía con desequilibrios internos queda recogida en el modelo estimado, ya que tanto la variable que recoge el nivel de crecimiento económico como la que mide la salud de las finanzas públicas resultaron estadísticamente significativas y con un signo correcto. Economías con problemas de equilibrio interno e inmersas en un proceso de ataque especulativo, cuentan con un menor margen de maniobra para aplicar las medidas necesarias que permitan evitar la crisis. Por otro lado, las debilidades económicas son vistas como un factor de riesgo por los inversores internacionales, lo que dificulta el acceso a la financiación externa.

Como medida del cambio en las expectativas de los agentes económicos la variable que resultó más significativa estadísticamente fueron los tipos de interés. La elevación de tipos pretende proteger la depreciación de la moneda y, en este sentido, anticipa la

posible crisis una vez que esa defensa se abandona. Por otro lado, en un plano de medio plazo, la propia elevación de tipos por razones de atracción de capitales pone de manifiesto dificultades para captar financiación y además contrae la demanda interna, deteriorando el diagnóstico internacional, los que incide nuevamente en presiones cambiarias. Además, la elevación de tipos incrementa el servicio de la deuda generando problemas de solvencia.

El componente contagio también representa un factor explicativo de las crisis latinoamericanas. En este sentido, las crisis en economías próximas son interpretadas por los mercados internacionales como desequilibrios regionales que aumentan el riesgo inversor en estas economías. Por último, los niveles de deuda exterior constituyen otro de los factores de riesgo para la estabilidad cambiaria. Un nivel elevado de endeudamiento externo amenaza la solvencia del país si la economía entra en un proceso de desajustes, por lo que se convierte en un riesgo para las inversiones exteriores.

En relación a la bondad obtenida con el ajuste los resultados se encuentran en línea con los obtenidos en otros trabajos empíricos. El pseudo-R² es de 0.28, nivel aceptable y superior en muchos casos a los resultados obtenidos en otros estudios. El nivel de significatividad obtenido para el contraste de la chi-cuadrado (0.0) permite rechazar la hipótesis nula de igualdad entre los valores del logaritmo de la función de verosimilitud del modelo con regresores y del modelo únicamente con término constante. Los resultados obtenidos a través de la prueba de Hosmer-Lemeshow también resultan satisfactorios. El valor del estadístico calculado permite aceptar la hipótesis nula de buen ajuste del modelo.

Cuadro IV.9. Modelo a medio plazo: Prueba de Hosmer-Lemeshow

	Quantile of Risk		Dep=0		Dep=1		Total Obs	H-L Value
	Low	High	Actual	Expect	Actual	Expect		
1	0.0041	0.0293	97	95.3442	0	1.65584	97	1.68460
2	0.0293	0.0497	96	93.1935	1	3.80651	97	2.15374
3	0.0497	0.0682	90	91.2928	7	5.70723	97	0.31114
4	0.0682	0.0960	89	90.1314	9	7.86856	98	0.17690
5	0.0960	0.1319	78	86.0809	19	10.9191	97	6.73914
6	0.1321	0.1798	84	82.1170	13	14.8830	97	0.28141
7	0.1806	0.2624	77	76.2473	21	21.7527	98	0.03348
8	0.2647	0.3889	69	65.5857	28	31.4143	97	0.54885
9	0.3896	0.5999	49	50.6133	48	46.3867	97	0.10753
10	0.6093	1.0000	23	21.3940	75	76.6060	98	0.15423
Total			752	752.000	221	221.000	973	12.1910
H-L Statistic:			12.1910		Prob[Chi-Sq(8 df)]:		0.1429	

En el cuadro IV.10. se muestra el porcentaje de aciertos según se fije el punto de corte, utilizado para definir cuando la variable estimada identifica una crisis, en los valores 0.3, 0.25 y 0.2.

Cuadro IV.10. Modelo a medio plazo: % de aciertos para C= 0.3, C=0.25 y C=0.2

Prediction Evaluation (success cutoff **C = 0.3**)

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	634	78	712	752	221	973
P(Dep=1)>C	118	143	261	0	0	0
Total	752	221	973	752	221	973
Correct	634	143	777	752	0	752
% Correct	84.31	64.71	79.86	100.00	0.00	77.29
% Incorrect	15.69	35.29	20.14	0.00	100.00	22.71
Total Gain*	-15.69	64.71	2.57			
Percent Gain**	NA	64.71	11.31			

Prediction Evaluation (success cutoff **C = 0.25**)

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	596	64	660	752	221	973
P(Dep=1)>C	156	157	313	0	0	0
Total	752	221	973	752	221	973
Correct	596	157	753	752	0	752
% Correct	79.26	71.04	77.39	100.00	0.00	77.29
% Incorrect	20.74	28.96	22.61	0.00	100.00	22.71
Total Gain*	-20.74	71.04	0.10			
Percent Gain**	NA	71.04	0.45			

Prediction Evaluation (success cutoff **C = 0.2**)

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	556	54	610	0	0	0
P(Dep=1)>C	196	167	363	752	221	973
Total	752	221	973	752	221	973
Correct	556	167	723	0	221	221
% Correct	73.94	75.57	74.31	0.00	100.00	22.71
% Incorrect	26.06	24.43	25.69	100.00	0.00	77.29
Total Gain*	73.94	-24.43	51.59			
Percent Gain**	73.94	NA	66.76			

Cuadro IV.11. Modelo a medio plazo: medidas de bondad del ajuste

	C=0.3	C=0.25	C=0.2
Crisis reales correctamente predichas (%)	64,71%	71,04%	75,57%
Error Tipo I	35,29%	28,96%	24,43%
Error Tipo II	15,69%	20,74%	26,06%
Ratio ruido-síñal	0,24	0,29	0,34
Probabilidad condicional	54,79%	50,16%	46,01%
Probb. condicional - Probb. crisis	32,08%	27,45%	23,29%

A medida que el punto de corte disminuye, el porcentaje de crisis correctamente predichas aumenta, y así, para el caso en que la crisis se identifica cuando la probabilidad supera el 20%, el porcentaje de crisis reales correctamente predichas aumenta hasta el 76%. Igualmente, a medida que se reduce el valor del punto de corte el error de tipo I, o porcentaje de crisis no predichas sobre el total de crisis reales, disminuye con la contrapartida de un aumento del error de tipo II, o porcentaje de falsas señales sobre el total de observaciones correspondientes a periodos de calma. El ratio ruido-síñal, que mide la capacidad del modelo para predecir correctamente las crisis evitando las falsas señales, se sitúa en todos los casos muy por debajo de uno. Por último, la probabilidad de que ocurra una crisis condicionada a que el modelo emita una señal (probabilidad condicional) es superior en 23 puntos porcentuales a la probabilidad de que ocurra una crisis en el peor de los casos, y superior en 32 puntos porcentuales para la situación más favorable.

Para analizar la importancia de cada variable dentro de la ecuación no se puede interpretar la cuantía del coeficiente estimado, dado que al tratarse de un modelo no lineal, los coeficientes no pueden ser interpretados como los efectos marginales. Para analizar cuanto incrementa la probabilidad de crisis cuando las variables explicativas incrementan en una unidad, es necesario realizar la transformación e^{β} , cuyo valor se interpreta como un factor de cambio en el cociente entre odds cuando el valor de uno de los regresores aumenta en una unidad y el resto de variables explicativas se mantienen constantes.

Cuadro IV.12. Modelo a medio plazo: factor de cambio en el cociente entre odds

Regresor	e^{β}
VIMP	0,988
VPIB	0,872
DP	0,627
TI	1,058
CONTAGIO	1,531
VJ_RES	1,011

Del análisis de los factores de cambio obtenidos se podría pensar que la variable CONTAGIO es la que más influye para explicar las crisis cambiarias latinoamericanas ya que cuando su valor incrementa en una unidad, la probabilidad de crisis sobre la probabilidad de no crisis incrementa en 1,53 veces. Sin embargo esta interpretación es incorrecta, ya que las unidades de medida de los regresores no son comparables.

Con el objeto de identificar las variables que han tenido un mayor efecto en la ocurrencia de las crisis analizadas, se elabora el cuadro IV.14 donde se presenta el efecto en la probabilidad estimada bajo distintos escenarios, basados en que los valores de los regresores se modifiquen desde los valores medios registrados durante los periodos de calma hasta los valores medios correspondientes a los periodos de crisis.

Cuadro IV.13. Modelo a medio plazo: estadísticos descriptivos para los regresores

Variable	Mean		
	Dep=0	Dep=1	All
C	1.000000	1.000000	1.000000
VIMP	15.36636	1.626762	12.24565
VPIB	4.137415	1.338197	3.501622
DP	0.116674	-0.583124	-0.042273
TI	18.49015	33.30158	21.85431
CONTAGIO	2.287234	3.194570	2.493320
VJ_RES	-4.587018	10.85807	-1.078936
Variable	Standard Deviation		
	Dep=0	Dep=1	All
C	0.000000	0.000000	0.000000
VIMP	25.91632	28.15367	27.04659
VPIB	3.702575	4.171252	3.988372
DP	0.728039	2.759953	1.489856
TI	12.06829	37.34998	21.60613
CONTAGIO	1.380845	1.599195	1.482132
VJ_RES	27.45124	57.98356	37.21721
Observations	752	221	973

Cuadro IV.14. Modelo a medio plazo: Variación de la probabilidad bajo distintos escenarios

	Pbb. crisis	Variación pbb.
Probabilidad estimada cuando todos los regresores toman valor medio de:		
- Periodo de calma	10,39%	-
- Periodo de crisis	52,69%	0,42
Probabilidad estimada cuando todas los regresores toman valor medio de periodo calma excepto:		
- VIMP = 1,63	11,97%	0,02
- VPIB = 1,34	14,56%	0,04
- DP = -0,58	13,85%	0,03
- TI = 33,3	20,98%	0,11
- CONTAGIO = 3,19	14,58%	0,04
- VJ_RES = 10,86	12,15%	0,02
Probabilidad estimada cuando todas los regresores, excepto TI, toman valor medio de periodo calma y:		
- TI = 30	18,08%	0,08
- TI = 40	27,86%	0,17
- TI = 50	40,33%	0,30

La probabilidad de crisis, en los próximos doce meses, cuando el valor de los regresores es igual a la media de los periodos de calma es de 10%. Cuando los valores de los regresores se sitúan en los valores promedio de los periodos de crisis, la probabilidad se eleva en 43 puntos hasta el 53%. Para analizar que variables han tenido un mayor efecto en este incremento de la probabilidad se evalúa el modelo en los valores promedio de los periodos de calma de todos los regresores excepto uno, el cual se evalúa en su valor promedio de los periodos de crisis.

Como resultado se obtiene que la variable que más ha explicado las crisis latinoamericanas es la relacionada con unos altos niveles de los tipos de interés. Cuando esta variable pasa de un nivel de 18% a 33%, la probabilidad de crisis incrementa en 11 puntos hasta el 21%. Esta variable es seguida, por orden de importancia, por el crecimiento de la actividad económica y el efecto contagio, en ambos casos la probabilidad incrementa en 4 puntos cuando los valores de las variables se mueven desde el promedio de los periodos de calma hasta el promedio de los periodos de crisis. Las variables que han ejercido una menor presión sobre la probabilidad de crisis cambiaria son el déficit público, la variación de las importaciones y los niveles de endeudamiento externo expresados como porcentaje de reservas.

Sí bien el modelo estimado resulta útil en términos interpretativos de los procesos de crisis cambiarias ocurridos en la región latinoamericana, el poder predictivo del mismo, aunque en línea con los resultados obtenidos en la mayoría de los trabajos empíricos, es limitado. Para la alternativa intermedia de fijar el punto de corte en el valor 0.25, el

porcentaje de crisis predichas se sitúa en torno al 71%, mientras que el porcentaje de crisis perdidas (o crisis mal predichas) y falsas señales (o crisis no predichas correctamente) se sitúa en niveles elevados (30% y 21% respectivamente). Para mejorar los resultados obtenidos en términos predictivos se estima un modelo Logit dicotómico alternativo que es el presentado en el siguiente apartado.

IV.3.1.2. Modelo a corto plazo de crisis cambiarias

Dado que las crisis cambiarias se caracterizan por ser fenómenos que surgen en periodos de tiempo relativamente cortos, se propone una alternativa al modelo anterior, desde una visión del corto plazo. Bajo esta perspectiva, se trata de identificar aquellos indicadores que registran movimientos bruscos durante los periodos próximos a la crisis, es decir, las variables identificadas por este modelo serán aquellas más sensibles en el corto plazo a la llegada de la crisis. Para identificar este esquema alternativo de las crisis se plantea una definición de la variable endógena que es la que queda recogida en la variable denominada ENDOGENA2. Por otro lado, tal y como se expuso en apartados anteriores, el criterio de selección de crisis utilizado por esta variable, permite una distribución más homogénea entre las observaciones correspondientes a crisis y periodos de calma. Esta mayor ponderación de las crisis, respecto al modelo anterior, mejorará los resultados, en términos predictivos, para esta alternativa.

Según queda definida la variable ENDOGENA2, los periodos de crisis y de calma son identificados en la muestra siguiendo los siguientes criterios:

- Se considera un periodo de crisis si la depreciación del tipo de cambio supera, para cada país, su media muestral más 1,5 veces la desviación típica, siendo este valor superior también a la variación promedio registrada en los últimos tres meses.
- Se considera periodo de calma al conjunto de las observaciones comprendidas entre dos crisis, sin incluir ni los seis meses posteriores a la crisis ni los seis meses anteriores a la siguiente crisis. Estos meses son eliminados de la muestra para no sesgar los resultados al incluir periodos en los que las variables explicativas registran un comportamiento relacionado con la crisis.

Para que el resultado de la estimación pueda ser utilizado como un indicador adelantado, es necesario que los valores de los regresores se introduzcan en la ecuación con retardos. En este sentido, se realiza una medición diferente para los

valores de los regresores según que se trata de una observación correspondiente a crisis o a calma:

- Para los periodos de crisis, los valores de los regresores representan la evolución promedio de los tres meses anteriores.
- Para los periodos de calma, los valores de los regresores representan la evolución promedio durante todas las observaciones incluidas en el periodo de calma.

Según como se ha especificado el modelo, los resultados de la estimación deben ser interpretados como la probabilidad de ocurrencia de una crisis cambiaria en el mes siguiente al periodo estimado.

El primer paso para la obtención de este modelo consistió en definir la muestra con los nuevos criterios establecidos para la identificación de las observaciones 1 y 0 de la variable endógena. A continuación se estimó un primer modelo con las mismas variables explicativas que resultaron estadísticamente significativas en el modelo a medio plazo. Los resultados, que se muestran en el ANEXO 3, arrojan un signo correcto para todos los coeficientes estimados excepto para la variable que mide el efecto contagio. Por otro lado, las variables crecimiento de la actividad económica, déficit público y efecto contagio resultaron ser no significativas estadísticamente.

En una segunda prueba, se estimó una nueva ecuación sin incluir las tres variables no significativas ANEXO 3. Los signos vuelven a ser correctos para las variables incluidas y todas resultaron ser estadísticamente significativas con un nivel de confianza superior al 95%. El pseudo R² toma el valor de 0.40, muy superior al alcanzado en la estimación del modelo a medio plazo.

Por último se realiza una última estimación donde se sustituye, como variable para medir los cambios en las expectativas de los agentes económicos, la variable tipo interés por la variable inflación. Los resultados mejoran en términos de la bondad del ajuste, y todos los regresores resultaron estadísticamente significativos con signo correcto. El modelo seleccionado queda definido como:

$$\text{ENDOGENA2} = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 \text{VIMP} + \beta_2 \text{INFLA} + \beta_3 \text{VJ_RES})}}$$

Los resultados de la estimación se resumen en el cuadro IV.15.

Cuadro IV.15. Modelo a corto plazo: resultados de la estimación

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.329929	0.615318	-0.536193	0.5918
VIMP	-0.151806	0.050946	-2.979762	0.0029
INFLA	0.126921	0.043561	2.913623	0.0036
VJ_RES	0.095824	0.036942	2.593925	0.0095
Mean dependent var	0.576923	S.D. dependent var		0.498867
S.E. of regression	0.347632	Akaike info criterion		0.824729
Sum squared resid	5.800693	Schwarz criterion		0.974825
Log likelihood	-17.44296	Hannan-Quinn criter.		0.882273
Restr. log likelihood	-35.42582	Avg. log likelihood		-0.335442
LR statistic (3 df)	35.96571	McFadden R-squared		0.507620
Probability(LR stat)	7.61E-08			
Obs with Dep=0	22	Total obs		52
Obs with Dep=1	30			

Cuadro IV.16. Modelo a corto plazo: análisis de correlaciones entre regresores

	VIMP	INFLA	VJ_RES
VIMP	1,000	0,237	-0,282
INFLA		1,000	-0,394
VJ_RES			1,000

Una vez estimado el modelo, se contrastó el test de variables omitidas para las variables no incluidas que si resultaron estadísticamente significativas en el modelo a medio plazo.

Cuadro IV.17. Modelo a corto plazo: Test de variables omitidas

Omitted Variables: VPIB

F-statistic	0.262406	Probability	0.611884
Log likelihood ratio	0.108388	Probability	0.741987

Omitted Variables: DP

F-statistic	25.63679	Probability	0.000015
Log likelihood ratio	6.138095	Probability	0.013230

Omitted Variables: CONTAGIO

F-statistic	0.527138	Probability	0.472931
Log likelihood ratio	0.084801	Probability	0.770893

Los resultados justifican la no inclusión de las variables VPIB y CONTAGIO. Para la variable déficit público, el nivel de significatividad obtenido en los dos estadísticos calculados permite rechazar la hipótesis nula de parámetros estadísticamente iguales

a cero. Si bien la inclusión de esta variable en el modelo mejora considerablemente los resultados de la estimación ANEXO 3, se decide su no inclusión en el modelo ya que el valor del estadístico z calculado (-1.14) no permite garantizar la significatividad estadística de la variable.

El modelo seleccionado incluye, por tanto, como regresores VIMP, INFLA y VJ_RES. Todas las variables incluidas resultaron ser estadísticamente significativas y con signos correctos para los coeficientes estimados. La mejora de este modelo por la inclusión de la variable que recoge la evolución de los precios frente a la variable tipo de interés está justificada por el horizonte temporal de predicción a corto plazo que se define en el modelo. Cuando se analiza la inestabilidad cambiaria desde un horizonte temporal a medio plazo, es posible recoger ciertos movimientos que en el corto plazo no son perceptibles. Así, cuando los agentes económicos prevén que una crisis va a ocurrir presionan al gobierno para que éste eleve los tipos de interés como mecanismo de frenar la crisis. Todo ese proceso se dilata en el tiempo y su medición se diluye cuando se trabaja con un horizonte temporal inferior al año.

La variable inflación permite recoger movimientos más rápidos en los cambios de las expectativas de los agentes. Por un lado, durante los meses precedentes a la crisis, el tipo de cambio nominal suele registrar suaves movimientos depreciatorios, que quedan definidos por la lucha entre los mecanismos de intervención del gobierno y el deterioro de las expectativas de los agentes. Estas depreciaciones de la moneda se traducen en un crecimiento de los precios, durante el período que antecede a una crisis. Por otro lado, la percepción, por parte de los agentes económicos, de que la crisis está cerca, eleva la inflación esperada y con ello el crecimiento de los precios.

En relación a la desaceleración de las importaciones y al ratio deuda externa sobre reservas, son variables que funcionan también como un buen indicador de crisis en el corto plazo. La variable importaciones recoge los desequilibrios en la balanza de pagos, mientras que la deuda externa sobre reservas mide la capacidad del país para hacer frente a las obligaciones comprometidas con el exterior. Así, en la medida en que el Banco Central interviene en los mercados para defender la moneda, el nivel de reservas disminuye y con ello la garantía sobre el cumplimiento de las obligaciones relacionadas con la deuda externa. Por su parte, si bien el déficit público no se incluye en el modelo, es importante hacer notar una cierta relevancia de esta variable en el análisis a corto plazo de las crisis cambiarias, dados los resultados obtenidos en el contraste de variables omitidas.

El nivel de ajuste del modelo es bastante elevado siendo el valor del pseudo R^2 de 0.51. El contraste de la chi-cuadrado permite rechazar la hipótesis nula de no aumento del valor del logaritmo de la función de verosimilitud por la inclusión de los regresores. Ambos resultados son coincidentes con los obtenidos en la prueba de Hosmer-Lemeshow, según la cual se acepta la hipótesis nula de un buen ajuste de los datos.

Cuadro IV.18. Modelo a corto plazo: Prueba de Hosmer-Lemeshow

	Quantile of Risk		Dep=0		Dep=1		Total Obs	H-L Value
	Low	High	Actual	Expect	Actual	Expect		
1	2.E-05	0.0587	5	4.84229	0	0.15771	5	0.16285
2	0.0737	0.1486	4	4.40919	1	0.59081	5	0.32138
3	0.1691	0.2417	3	4.04009	2	0.95991	5	1.39474
4	0.2691	0.4122	4	3.37368	1	1.62632	5	0.35748
5	0.4123	0.5860	4	2.98942	2	3.01058	6	0.68086
6	0.6044	0.7078	2	1.70446	3	3.29554	5	0.07775
7	0.8302	0.9434	0	0.55513	5	4.44487	5	0.62446
8	0.9651	0.9953	0	0.07836	5	4.92164	5	0.07961
9	0.9973	0.9998	0	0.00703	5	4.99297	5	0.00704
10	0.9998	1.0000	0	0.00035	6	5.99965	6	0.00035
Total			22	22.0000	30	30.0000	52	3.70652
H-L Statistic:			3.7065		Prob[Chi-Sq(8 df)]:		0.8826	

El porcentaje de aciertos, tanto para los periodos de crisis como para los de calma, es superior al registrado por el modelo a medio plazo. El punto de corte para cuantificar el porcentaje de aciertos se sitúa en este caso en 0.5, ya que existe un mayor equilibrio entre las observaciones 1 y 0 en la muestra. Los resultados obtenidos se resumen en el cuadro IV.19.

Cuadro IV.19. Modelo a corto plazo: % de aciertos para C=0.5

Prediction Evaluation (success cutoff C = 0.5)

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	19	4	23	0	0	0
P(Dep=1)>C	3	26	29	22	30	52
Total	22	30	52	22	30	52
Correct	19	26	45	0	30	30
% Correct	86.36	86.67	86.54	0.00	100.00	57.69
% Incorrect	13.64	13.33	13.46	100.00	0.00	42.31
Total Gain*	86.36	-13.33	28.85			
Percent Gain**	86.36	NA	68.18			

Cuadro IV.20. Modelo a corto plazo: medidas de bondad del ajuste

	C=0.5
Crisis reales correctamente predichas (%)	86,67%
Error Tipo I	13,33%
Error Tipo II	13,64%
Ratio ruido-síñal	0,16
Probabilidad condicional	89,66%
Probb. condicional - Probb. crisis	31,96%

Todas las medidas elaboradas para cuantificar el porcentaje de aciertos superan a los valores registrados en el caso del modelo a medio plazo. Si se comparan estos resultados con los obtenidos en el modelo a medio plazo para un punto de corte de 0.2 el porcentaje de crisis correctamente predichas es superior en 17 puntos porcentuales, hasta el 87%. El porcentaje de crisis no predichas (13%) y el de falsas alarmas (14%) se reducen en 16 y 7 puntos porcentuales respectivamente, lo que permite también disminuir el valor del ratio ruido-síñal. La probabilidad de que ocurra una crisis cuando el modelo emite una señal es del 90%, y supera en un 32% a la probabilidad de que ocurra una crisis según la distribución de datos muestrales.

Partiendo del valor estimado de los parámetros el factor de cambio en el cociente entre odds, e^{β} , para las tres variables explicativas incluidas en el modelo queda recogido en el cuadro IV.21.

Cuadro IV.21. Modelo a corto plazo: factor de cambio en el cociente entre odds

Regresor	e^{β}
VIMP	0,859
INFLA	1,135
VJ_RES	1,101

Cuando las importaciones crecen en una unidad porcentual la probabilidad de crisis se reduce un 14%, mientras que cuando el crecimiento de los precios y del ratio deuda externa sobre reservas incrementa en un punto porcentual la probabilidad de crisis aumenta un 13% y un 10% respectivamente.

Para cuantificar el peso que representan cada uno de los indicadores en la probabilidad de crisis estimada, se realiza el análisis consistente en cuantificar la variación en la probabilidad cuando los valores de los regresores se modifican desde sus valores promedios en los periodos de calma hasta los valores promedios registrados durante las crisis. En los siguientes cuadros se recogen los valores

promedios muestrales para cada grupo de observaciones, así como los resultados del análisis de escenarios.

Cuadro IV.22. Modelo a corto plazo: estadísticos descriptivos para los regresores
Descriptive statistics for explanatory variables

Variable	Mean		
	Dep=0	Dep=1	All
C	1.000000	1.000000	1.000000
VIMP	18.67618	-1.578874	6.990571
INFLA	18.04396	46.05925	34.20663
VJ_RES	-9.190076	4.484573	-1.300855

Variable	Standard Deviation		
	Dep=0	Dep=1	All
C	0.000000	0.000000	0.000000
VIMP	14.54544	24.35052	22.94310
INFLA	13.65884	112.9874	86.78325
VJ_RES	14.54568	28.81093	24.61011
Observations	22	30	52

Cuadro IV.23. Modelo a corto plazo: variación de probabilidad bajo distintos escenarios

	Pbb. crisis	Variación pbb.
Probabilidad estimada cuando todos los regresores toman valor medio de:		
- Periodo de calma	14,73%	-
- Periodo de crisis	99,79%	0,85
Probabilidad estimada cuando todas los regresores toman valor medio de periodo calma, excepto uno que toma valor medio de periodo crisis:		
- VIMP = -1,58	78,91%	0,64
- INFLA = 46,06	85,82%	0,71
- VJ_RES = 4,48	39,05%	0,24
Probabilidad estimada cuando todas los regresores toman valor medio de periodo calma, excepto uno que toma como valor:		
- INFLA = 10	5,86%	-0,09
- INFLA = 20	18,13%	0,03
- INFLA = 30	44,08%	0,29
- VIMP = 25	6,21%	-0,09
- VIMP = 7	50,42%	0,36
- VIMP = 0	74,64%	0,60
- VJ_RES = 0	29,42%	0,15
- VJ_RES = 5	40,23%	0,25

La probabilidad de que ocurra una crisis en el próximo mes, cuando los valores de los regresores se igualan a los periodos de calma, es del 15%, mientras que para unos

valores similares a los promedios de crisis (contracción de las importaciones en torno al 2%, crecimiento de la inflación por encima del 45%, y crecimiento de la deuda externa en porcentaje del PIB en torno al 5%) la crisis ocurrirá con total certeza según los resultados obtenidos en la estimación.

Por orden de importancia, las variables que mejor han servido para anticipar las crisis fueron el crecimiento de los precios y la desaceleración de las importaciones. En el primer caso, la probabilidad de crisis incrementa en 70 puntos porcentuales cuando la inflación pasa del valor promedio de los periodos de calma al promedio de los periodos de crisis. En el caso de las importaciones, una caída del 2% de las mismas, respecto a los crecimientos en torno al 20% registrados durante los periodos de calma, supone un incremento en la probabilidad de crisis de 64 puntos porcentuales.

En el último apartado del cuadro IV.23, se muestran los resultados de distintos escenarios alternativos. En este tipo de economías, un crecimiento de los precios por debajo de los dos dígitos no supone un riesgo de crisis, mientras que crecimientos por encima del 30% elevan la probabilidad de crisis en torno a 30 puntos porcentuales respecto a la probabilidad registrada durante los periodos de calma. Respecto a la variable importaciones, crecimientos interanuales en torno al 25% reducen el riesgo de crisis, mientras que tasas de crecimiento por debajo del 7% elevan notablemente la probabilidad de crisis (en torno a 40 puntos porcentuales respecto a los periodos de calma). Por último, los mercados valoran positivamente una evolución a la baja del ratio deuda exterior sobre reservas, sin embargo, crecimientos nulos o positivos de este indicador elevan el riesgo de crisis por encima de los 15 puntos porcentuales respecto a los periodos de calma.

Para finalizar este apartado se recoge en los siguientes cuadros un análisis comparativo, en términos de bondad del modelo y porcentaje de aciertos, entre los resultados del modelo a corto plazo y los resultados obtenidos en estudios empíricos anteriores.

Cuadro IV.24. Análisis comparativo de la bondad del modelo

	Pseudo R²
Eichengreen, Rose y Wyplosz (1995)	0,13
Komulainen y Lukkarila (2002)	0,17
Frankel y Rose (1996)	0,20
Kamin, Schindler y Samuel (2001)	0,27
Kamin y Babson (1999)	0,38
Medina (2003)	0,51

Cuadro IV.25. Análisis comparativo del porcentaje de aciertos

	% observaciones correctas	% crisis correctas	% falsas alarmas
Goldman Sachs (1998)	66,10	66,20	74,00
Kaminsky, Lizondo y Reinhart (1997)	70,20	59,80	70,30
Díez y Ortíz (2001)	76,85	62,67	54,59
Bussiere y Fratzscher (2002)	82,70	79,00	29,10
Medina (2003)	86,54	86,67	13,64

Los datos confirman un mejor ajuste con el modelo presentado en este estudio: tanto el estadístico que mide la bondad global del modelo (R^2 de McFadden) como los porcentajes de aciertos son superiores; mientras que el porcentaje de falsas alarmas disminuye con la estimación del modelo a corto plazo. En parte, estos resultados confirman el carácter repentino de las crisis cambiarias, que queda recogido con mayor precisión en un modelo elaborado bajo la perspectiva del corto plazo que en modelos que incluyen un horizonte temporal mayor.

IV.3.2. APLICACIÓN DE LA METODOLOGÍA MULTINOMIAL Y ORDINAL

En este apartado se trata de estimar un modelo que complete el resultado de la estimación presentada en el apartado anterior. Con el modelo a corto plazo se obtiene una medida sobre el riesgo de que en un país ocurra una crisis cambiaria, pero se desconoce, para aquellos casos en que la probabilidad es elevada, la intensidad de la misma. Para distinguir entre lo que se podría definir como crisis de baja y elevada intensidad, se plantean distintas definiciones de la variable endógena. Dicha variable es ahora de carácter discreto, y sus valores representarían cada una de las tres alternativas que se tratan de identificar:

- El valor 1 representa la identificación de un periodo de calma.
- El valor 2 representa la identificación de un periodo de crisis de baja intensidad.
- El valor 3 representa la identificación de un periodo de crisis de elevada intensidad.

Dado que la variable endógena del modelo a estimar ya no es una variable dicotómica, el método de estimación utilizado hasta ahora carece de validez. Los valores de la variable endógena representan alternativas excluyentes entre sí, por lo que el ajuste de los datos muestrales se podría hacer a través de un Logit Multinomial. Por otro lado, las distintas alternativas reflejan implícitamente un orden, ya que la variación del tipo de cambio (variable que se utiliza para identificar cada una de las alternativas)

será menor en los periodos de calma frente al resto de opciones, y a su vez menor en los periodos de crisis de baja intensidad respecto a los de elevada intensidad. La incorporación de la información relacionada con el carácter ordinal de las alternativas que definen a la variable endógena, permitirá realizar el ajuste de la muestra a través de un modelo Logit Ordinal.

En los siguientes apartados se presentan los principales resultados obtenidos de las pruebas realizadas. En el primero de los apartados se exponen tres maneras alternativas de definir la variable endógena para distinguir entre periodos de calma, baja y alta inestabilidad cambiaria. El esquema empleado en la identificación de las opciones de la variable endógena determinará la técnica a aplicar para calcular los valores de los regresores. En el segundo de los apartados se resumen los resultados obtenidos en la estimación de un Logit Multinomial y un Logit Ordinal para cada una de las tres alternativas presentadas en la definición de la variable endógena. Para finalizar, en el último apartado se comparan los resultados obtenidos a partir de las tres alternativas presentadas.

IV.3.2.1. Definición de la variable endógena

La definición de la variable endógena debe permitir distinguir entre tres alternativas posibles: periodos de calma, periodos de baja inestabilidad, y periodos de elevada inestabilidad. Con este objetivo se plantean tres esquemas alternativos para identificar cada uno de los periodos que dan lugar a las variables que se han denominado ENDOGENA3, ENDOGENA4 y ENDOGENA5.

En primer lugar, se plantea distinguir el grado de inestabilidad existente en las observaciones muestrales en función de que la variación promedio en los siguientes tres meses supere o no unos determinados umbrales. Se considera inestabilidad a una desviación superior a la tendencia promedio muestral. La definición abarca el comportamiento del tipo de cambio en los siguientes tres meses ya que el objetivo es identificar los periodos muestrales anteriores a procesos de inestabilidad, y no observaciones individuales que pueden estar recogiendo otro tipo de procesos diferentes a un ataque especulativo contra la moneda. Siguiendo este criterio la variable endógena queda definida como:

- Periodo de calma. Se identifica con el valor 1 aquellos periodos en que el promedio de la variación del tipo de cambio nominal durante los próximos tres meses es menor que la media muestral de la serie para cada país.

- Periodo de inestabilidad baja: Se identifica con el valor 2 aquellos periodos en que el promedio de la variación del tipo de cambio nominal durante los próximos tres meses es mayor que la media muestral de la serie para cada país, y menor que la media muestral más 1,5 veces la desviación típica.
- Periodo de inestabilidad elevada. Se identifica con el valor 3 aquellos periodos en que el promedio de la variación del tipo de cambio nominal durante los próximos tres meses es superior a la media muestral de la serie para cada país más 1,5 veces la desviación típica.

La variable endógena construida siguiendo este criterio se denomina ENDOGENA3 y queda definida como:

$$\begin{aligned} Y=1 \text{ si} & \quad \text{promedio}(VTC_i) \text{ en 3 meses} < \overline{VTC}_i \\ Y=2 \text{ si} & \quad \overline{VTC}_i < \text{promedio}(VTC_i) \text{ en 3 meses} < \overline{VTC}_i + 1,5\sigma_i \\ Y=3 \text{ si} & \quad \text{promedio}(VTC_i) \text{ en 3 meses} > \overline{VTC}_i + 1,5\sigma_i \end{aligned}$$

donde: i representa el país

VTC mide la variación intermensual del tipo de cambio nominal

σ es la desviación típica de la serie VTC .

Los periodos de calma se definen como el conjunto de observaciones muestrales comprendidos entre periodos de inestabilidad cambiaria (ya sea de baja o de elevada intensidad) sin incluir ni los seis meses anteriores ni posteriores a las observaciones de crisis. ($Y=2$ e $Y=3$).

En segundo lugar, se plantea una definición alternativa de la variable endógena que trata de distinguir entre periodos de estabilidad cambiaria y periodos de ataque especulativo contra la moneda que pueden o no terminar en crisis. Se define ataque especulativo como un movimiento atípico en la variación intermensual del tipo de cambio que se supone superior a su promedio muestral más una vez la desviación típica. Dentro de las observaciones que se identifican como ataques especulativos contra la moneda se distingue entre lo que son episodios de inestabilidad cambiaria que no terminan en crisis y episodios de mayor inestabilidad que se consideran crisis cambiarias. Siguiendo este criterio la variable endógena queda definida como:

- Periodo de calma. Se identifica con el valor 1 aquellas observaciones muestrales en que la variación intermensual del tipo de cambio nominal no supera a la media muestral de la serie para cada país más una vez la desviación típica.
- Ataque especulativo que no termina en crisis. Se identifica con el valor 2 aquellas observaciones muestrales en que la variación intermensual del tipo de cambio nominal es superior a la media muestral de la serie más una vez la desviación típica e inferior a la media muestral de la serie más 1,5 veces la desviación típica.
- Ataque especulativo que termina en crisis. Se identifica con el valor 3 aquellas observaciones muestrales en que la variación intermensual del tipo de cambio nominal es superior a la media muestral de la serie más 1,5 veces la desviación típica.

La variable endógena construida siguiendo este criterio se denomina ENDOGENA4 y queda definida como:

$$\begin{aligned} Y=1 \text{ si} & \quad VTC_i < \overline{VTC}_i + \sigma_i \\ Y=2 \text{ si} & \quad \overline{VTC}_i + \sigma_i < VTC_i < \overline{VTC}_i + 1,5\sigma_i \\ Y=3 \text{ si} & \quad VTC_i > \overline{VTC}_i + 1,5\sigma_i \end{aligned}$$

donde: i representa el país

VTC mide la variación intermensual del tipo de cambio nominal

σ es la desviación típica de la serie VTC .

Al igual que en el caso anterior, los periodos de calma incluyen las observaciones comprendidas entre dos episodios de ataque especulativo (termine o no en crisis) sin incluir ni las seis observaciones anteriores ni posteriores de los mismos.

Por último, la tercera alternativa utilizada para definir la variable endógena mide la intensidad de la crisis en función de que ésta se prolongue en el tiempo. Así, se distingue entre crisis cortas, cuando el movimiento brusco del tipo de cambio solo dura un mes, y crisis largas, cuando el movimiento brusco del tipo de cambio se repite en sucesivas observaciones. Con este criterio se trata de diferenciar lo que son crisis de corta duración de aquellas otras observaciones que registran movimientos del tipo de cambio más prolongados en el tiempo. Las distintas alternativas de la variable endógena quedan definidas como sigue:

- Período de calma. Se identifica con el valor 1 aquellas observaciones muestrales en que la variación intermensual del tipo de cambio nominal es inferior a la media muestral de la serie para cada país más 1,5 veces la desviación típica.
- Crisis de corta duración. Se identifica con el valor 2 aquellas observaciones muestrales en que la variación intermensual del tipo de cambio nominal es superior a la media muestral de la serie para cada país más 1,5 veces la desviación típica en un mes pero no en los siguientes.
- Crisis de larga duración. Se identifica con el valor 3 aquellas observaciones muestrales en que la variación intermensual del tipo de cambio nominal es superior a la media muestral de la serie para cada país más 1,5 veces la desviación típica en un mes y en el siguiente.

La variable construida siguiendo este criterio se denomina ENDOGENA5 y sus valores quedan definidos como:

$$Y=1 \text{ si } VTC_i < \overline{VTC}_i + 1,5\sigma_i$$

$$Y=2 \text{ si } VTC_i > \overline{VTC}_i + 1,5\sigma_i \text{ en un mes pero no en los siguientes}$$

$$Y=3 \text{ si } VTC_i > \overline{VTC}_i + 1,5\sigma_i \text{ en un mes y en el siguiente}$$

donde: i representa el país

VTC mide la variación intermensual del tipo de cambio nominal

σ es la desviación típica de la serie VTC .

Al igual que en los casos anteriores, los períodos de calma se definen como el conjunto de observaciones comprendidas entre observaciones de crisis, sin incluir ni los seis meses anteriores ni posteriores a las mismas.

IV.3.2.2. Resultados de la estimación de tres modelos alternativos

Se estiman tres modelos alternativos que incluyen como variable endógena cada una de las definidas en el apartado anterior. Los tres posibles valores definidos para cada variable endógena pueden interpretarse como opciones excluyentes: en el caso de la variable ENDOGENA3 se distingue entre periodos de calma, periodos de baja inestabilidad y periodos de elevada inestabilidad cambiaria; según la definición de la variable ENDOGENA4 las opciones diferencian observaciones de calma, ataques especulativos no exitosos y ataques especulativos que terminan en crisis; por último, la variable ENDOGENA5 distingue entre calmas y crisis diferenciando en este último

caso entre las de corta y larga duración. La primera estimación se realizará, por tanto, utilizando un modelo Logit Multinomial.

Sin embargo, tal y como han quedado definidas las distintas opciones, implícitamente es posible identificar un orden entre ellas. Así, para la variable ENDOGENA3, en los periodos de baja inestabilidad el movimiento del tipo de cambio será menor que en los de alta inestabilidad; en la variable ENDOGENA4, un ataque especulativo que termina en crisis supone una variación en la cotización superior a aquel ataque que no tiene éxito; mientras que para el caso de la variable ENDOGENA5, las crisis de larga duración recogerán movimientos acumulados del tipo de cambio superiores que las crisis de menor duración. Con el fin de introducir en la estimación la información adicional que proporciona el orden existente entre las distintas alternativas se estimará también un modelo Logit Ordinal para cada una de las definiciones de la variable endógena presentadas.

Se realizan distintas estimaciones, utilizando la metodología del Logit Multinomial y ordinal, en función de los regresores que resultaron estadísticamente significativos en el modelo a medio y corto plazo. El modelo que presentó un mejor ajuste de las estimaciones multinomiales, para las tres variables endógenas, fue el que incluía como regresores los mismos que en el modelo a corto plazo: variación de las importaciones, inflación y variación del ratio deuda externa sobre reservas. En el caso de las estimaciones ordinales, los regresores que resultaron más significativos estadísticamente fueron los mismos que en el Logit Multinomial, aunque se observa un cierto poder explicativo también para la variable déficit público.

Los modelos quedan definidos, por tanto, a través de la siguiente especificación:

Logit Multinomial

$$\text{Prob}(Y = 1) = \frac{1}{1 + e^{-(B2(1)+B2(2)VIMP+B2(3)INFLA+B2(4)VJ_RES)} + e^{-(B3(1)+B3(2)VIMP+B3(3)INFLA+B3(4)VJ_RES)}}$$

$$\text{Prob}(Y = 2) = \frac{e^{-(B2(1)+B2(2)VIMP+B2(3)INFLA+B2(4)VJ_RES)}}{1 + e^{-(B2(1)+B2(2)VIMP+B2(3)INFLA+B2(4)VJ_RES)} + e^{-(B3(1)+B3(2)VIMP+B3(3)INFLA+B3(4)VJ_RES)}}$$

$$\text{Prob}(Y = 3) = \frac{e^{-(B3(1)+B3(2)VIMP+B3(3)INFLA+B3(4)VJ_RES)}}{1 + e^{-(B2(1)+B2(2)VIMP+B2(3)INFLA+B2(4)VJ_RES)} + e^{-(B3(1)+B3(2)VIMP+B3(3)INFLA+B3(4)VJ_RES)}}$$

Logit Ordinal

$$\text{Prob}(Y = 1) = \frac{1}{1 + e^{-[\text{LIMIT2} - (B(1)\text{VIMP} + B(2)\text{INFLA} + B(3)\text{DP} + B(4)\text{VJ_RES}]}}$$

$$\text{Prob}(Y = 2) = \frac{1}{1 + e^{-[\text{LIMIT3} - (B(1)\text{VIMP} + B(2)\text{INFLA} + B(3)\text{DP} + B(4)\text{VJ_RES}]}} - \frac{1}{1 + e^{-[\text{LIMIT2} - (B(1)\text{VIMP} + B(2)\text{INFLA} + B(3)\text{DP} + B(4)\text{VJ_RES}]}}$$

$$\text{Prob}(Y = 3) = 1 - \frac{1}{1 + e^{-[\text{LIMIT2} - (B(1)\text{VIMP} + B(2)\text{INFLA} + B(3)\text{DP} + B(4)\text{VJ_RES}]}}$$

A continuación se presentan los principales resultados obtenidos en cada estimación.

**“Periodos de baja inestabilidad” versus “periodos de elevada inestabilidad”:
Variable ENDOGENA3**

En la construcción de la variable ENDOGENA3, los valores de la misma hacen referencia al comportamiento de la variación del tipo de cambio nominal durante los tres meses siguientes al periodo observado. Según esta metodología, las observaciones correspondientes a los valores 2 y 3 se asocian con los periodos anteriores a que se produzcan desviaciones del tipo de cambio nominal de su tendencia promedio, ya sean desviaciones bajas o elevadas. La elección de esta metodología condiciona el criterio empleado para definir los valores de los regresores, los cuales se calculan como promedio de los valores de las observaciones incluidas en cada periodo.

Se realiza una estimación que incluye como regresores los mismos que los utilizados en el modelo a corto plazo: variación de importaciones (VIMP), inflación (INFLA) y variación del ratio deuda exterior sobre reservas (VJ_RES).

Cuadro IV.26. Estadísticos básicos del Logit Multinomial: Variable ENDOGENA3

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
B2(1)	0.052899	0.653147	0.080990	0.4677
B2(2)	-0.030029	0.025589	-1.173475	0.1203
B2(3)	0.017302	0.034428	0.502551	0.3076
B2(4)	0.023444	0.024112	0.972328	0.1654
B3(1)	-0.344614	0.562625	-0.612512	0.2701
B3(2)	-0.076736	0.029585	-2.593736	0.0047
B3(3)	0.068435	0.031031	2.205344	0.0137
B3(4)	0.056425	0.025106	2.247496	0.0123
Log likelihood	-58.59941	Akaike info criterion		1.902840
Avg. log likelihood	-0.837134	Schwarz criterion		2.159811
Number of Coefs.	8	Hannan-Quinn criter.		2.004912

Según los resultados obtenidos, los regresores seleccionados resultan ser estadísticamente significativos para la alternativa 3 (inestabilidad cambiaria elevada), pero no para la 2 (inestabilidad cambiaria baja), lo que justifica los resultados obtenidos en la medición de aciertos que se muestran en el cuadro IV.27.

Cuadro IV.27. % de aciertos del Logit Multinomial: Variable ENDOGENA3

		Dato real			
		1	2	3	Total
Dato estimado	1	17	12	5	34
	2	4	1	0	5
	3	2	5	24	31
	Total	23	18	29	70
Porcentaje de aciertos		73,91%	5,56%	82,76%	60,00%

Si bien el modelo es capaz de discernir entre las observaciones que corresponden a la alternativa de calma y elevada inestabilidad, no es capaz de identificar correctamente las correspondientes a los periodos de baja inestabilidad, las cuales estima en la mayoría de los casos como periodos de calma.

A través de la estimación de un Logit Ordinal se trata de mejorar los resultados de la estimación multinomial. Se observa que la variable déficit público mejora notablemente los resultados de la estimación, y aunque no en todos ellos resulta estadísticamente significativa, se opta por su inclusión con fines comparativos⁵⁷.

Cuadro IV.28. Estadísticos básicos del Logit Ordinal: Variable ENDOGENA3

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
VIMP	-0.037244	0.015522	-2.399398	0.0164
INFLA	0.061515	0.018634	3.301217	0.0010
DP	-0.225322	0.168514	-1.337107	0.1812
VJ_RES	0.049386	0.015419	3.202904	0.0014
Limit Points				
LIMIT_2:C(5)	0.045349	0.467502	0.097004	0.9227
LIMIT_3:C(6)	1.657047	0.546249	3.033499	0.0024
Akaike info criterion	1.805515	Schwarz criterion	2.018664	
Log likelihood	-46.35992	Hannan-Quinn criter.	1.888540	
Restr. log likelihood	-62.50755	Avg. log likelihood	-0.799309	
LR statistic (4 df)	32.29527	LR index (Pseudo-R2)	0.258331	
Probability(LR stat)	1.66E-06			

⁵⁷ La salida de la estimación de los modelos Logit Ordinales que no incluyen como variable explicativa el déficit público se muestra en los anexos.

Todos los regresores incluidos resultaron estadísticamente significativos para un nivel de confianza superior al 95%, excepto el déficit público que resulta estadísticamente significativo para un nivel de confianza del 82%, sin embargo se observa que la inclusión de esta variable explicativa mejora los resultados de la estimación. Los coeficientes estimados presentan signo correcto para todas las variables explicativas. La bondad del ajuste en términos del porcentaje de aciertos obtenido fue de:

Cuadro IV.29. % de aciertos del Logit Ordinal: Variable ENDOGENA3

		Dato real			
		1	2	3	Total
Dato estimado	1	17	10	1	28
	2	4	0	2	6
	3	0	4	20	24
	Total	21	14	23	58
Porcentaje de aciertos		80,95%	0,00%	86,96%	63,79%

Los resultados mejoran ligeramente respecto al porcentaje de aciertos relacionados con periodos de calma y de inestabilidad elevada, sin embargo el modelo no acierta ninguno de los periodos identificados como de inestabilidad baja. La incorporación del factor orden crea una mayor confusión entre lo que se identifica como la alternativas 2, que se confunde de nuevo en la mayoría de los casos con la alternativa 1.

“Ataques especulativos no exitosos” versus “ataques exitosos”: Variable ENDOGENA4

Con este modelo se trata de estimar la probabilidad de que ocurra un ataque especulativo diferenciando entre aquellos movimientos del tipo de cambio que no terminan en crisis de los que sí. Los valores de los regresores se calculan siguiendo un criterio diferente para cada una de las alternativas de la variable endógena:

- En los periodos de calma, los valores de los regresores representan el promedio de los datos de las observaciones incluidas en el periodo de calma.
- En los periodos que identifican un ataque especulativo (termine o no éste en crisis) los valores de los regresores representan el promedio de los datos de las tres observaciones muestrales anteriores.

Los resultados de la estimación del Logit Multinomial que incluye como regresores la variación de las importaciones, la inflación y la variación del ratio deuda externa sobre reservas son los siguientes:

Cuadro IV.30. Estadísticos básicos del Logit Multinomial: Variable ENDOGENA4

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
B2(1)	1.182570	0.843230	1.402428	0.0804
B2(2)	0.002648	0.038407	0.068941	0.4725
B2(3)	-0.205371	0.105329	-1.949811	0.0256
B2(4)	-0.037957	0.028801	-1.317921	0.0938
B3(1)	-0.508868	0.656326	-0.775328	0.2191
B3(2)	-0.111185	0.045919	-2.421342	0.0077
B3(3)	0.087956	0.043219	2.035112	0.0209
B3(4)	0.070181	0.030521	2.299430	0.0107
Log likelihood	-41.06033	Akaike info criterion		1.509549
Avg. log likelihood	-0.631697	Schwarz criterion		1.777165
Number of Coefs.	8	Hannan-Quinn criter.		1.615141

Las variables explicativas utilizadas resultan nuevamente significativas para la alternativa 3 (ataque especulativo que termina en crisis). En el caso de la opción 2 (ataque especulativo que no termina en crisis) los resultados mejoran respecto al modelo multinomial anterior: si bien la variación de las importaciones resulta no significativa estadísticamente, la inflación y la variación del ratio deuda externa sobre reservas resultaron significativas para un nivel de confianza del 95% y 90% respectivamente.

El porcentaje de aciertos registrado en cada una de las alternativas de la variable endógena se resumen en el siguiente cuadro:

Cuadro IV.31. % de aciertos del Logit Multinomial: Variable ENDOGENA4

		Dato real			
		1	2	3	Total
Dato estimado	1	18	4	3	25
	2	4	7	4	15
	3	2	2	21	25
	Total	24	13	28	65
Porcentaje de aciertos		75,00%	53,85%	75,00%	70,77%

El número de aciertos para la alternativa 2 ha mejorado considerablemente respecto a los resultados de las estimaciones anteriores, aunque el porcentaje de fallos continúa siendo elevado. Las observaciones falladas, para esta alternativa, corresponden en su

mayoría a periodos de ataque especulativo que no terminan en crisis y que se confunden con periodos de calma.

La estimación del Logit Ordinal incluyendo como nueva variable explicativa el déficit público, arroja los siguientes resultados:

Cuadro IV.32. Estadísticos básicos del Logit Ordinal: Variable ENDOGENA4

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
VIMP	-0.057983	0.019936	-2.908428	0.0036
INFLA	0.051399	0.022338	2.300929	0.0214
DP	-0.294265	0.265538	-1.108186	0.2678
VJ_RES	0.049953	0.016862	2.962457	0.0031
Limit Points				
LIMIT_2:C(5)	-0.333848	0.474036	-0.704267	0.4813
LIMIT_3:C(6)	1.007458	0.514982	1.956295	0.0504
Akaike info criterion	1.723492	Schwarz criterion		1.940494
Log likelihood	-42.25777	Hannan-Quinn criter.		1.807623
Restr. log likelihood	-58.92355	Avg. log likelihood		-0.754603
LR statistic (4 df)	33.33155	LR index (Pseudo-R2)		0.282837
Probability(LR stat)	1.02E-06			

Todas las variables resultaron estadísticamente significativas excepto el déficit público, aunque nuevamente su inclusión en la estimación mejora considerablemente los resultados. Los signos de los coeficientes estimados son correctos en todos los casos. El computo de los aciertos mejora los resultados de la alternativa 1 y 3 respecto a la estimación multinomial, pero reduce los aciertos de la alternativa 2 frente al modelo multinomial.

Cuadro IV.33. % de aciertos del Logit Ordinal: Variable ENDOGENA4

		Dato real			
		1	2	3	Total
Dato estimado	1	21	10	2	33
	2	0	0	0	0
	3	2	1	20	23
	Total	23	11	22	56
Porcentaje de aciertos		91,30%	0,00%	90,91%	73,21%

El porcentaje de aciertos para la opción intermedia de la variable endógena (ataque especulativo que no termina en crisis) vuelve a ser de 0%. Estas observaciones son identificadas por el modelo, en la mayoría de los casos, como periodos de calma.

“Crisis de corta duración” versus “crisis de larga duración”: Variable ENDOGENA5

La definición de la variable ENDOGENA5 permite distinguir entre movimientos bruscos del tipo de cambio que sólo ocurren en una observación, de aquellos otros que se repiten en observaciones posteriores, es decir, se diferencian lo que son crisis cortas de crisis que se prolongan en el tiempo. En este caso, los valores de los regresores se calculan siguiendo el mismo criterio que el empleado para la variable ENDOGENA4. Para los periodos de calma, los valores de los regresores representan el promedio de los datos de las observaciones incluidas en el periodo de calma, mientras que para las crisis (ya sean de corta o de larga duración) los valores de los regresores representan el promedio de los datos de las tres observaciones muestrales anteriores.

Los resultados de la estimación de un Logit Multinomial que incluye como variables explicativas la variación de las importaciones, la inflación y las variaciones del ratio deuda externa sobre reservas se muestran en el cuadro IV.34.

Cuadro IV.34. Estadísticos básicos del Logit Multinomial: Variable ENDOGENA5

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
B2(1)	1.153585	0.977055	1.180675	0.1189
B2(2)	-0.258730	0.079669	-3.247558	0.0006
B2(3)	0.102278	0.021350	4.790491	0.0000
B2(4)	0.106259	0.040409	2.629559	0.0043
B3(1)	-0.516602	1.035251	-0.499011	0.3089
B3(2)	-0.302042	0.089240	-3.384608	0.0004
B3(3)	0.104164	0.029343	3.549929	0.0002
B3(4)	0.151936	0.042475	3.577024	0.0002
Log likelihood	-28.84787	Akaike info criterion		1.567995
Avg. log likelihood	-0.613784	Schwarz criterion		1.882913
Number of Coefs.	8	Hannan-Quinn criter.		1.686501

Todas las variables explicativas incluidas en la ecuación resultaron significativas para un nivel de confianza del 95% tanto para la alternativa 2 (crisis de corta duración) como para la alternativa 3 (crisis de larga duración).

El porcentaje de aciertos obtenido en esta estimación es el que se muestra a continuación:

Cuadro IV.35. % de aciertos del Logit Multinomial: Variable ENDOGENA5

		Dato real			
		1	2	3	Total
Dato estimado	1	18	5	1	24
	2	2	11	4	17
	3	0	1	5	6
	Total	20	17	10	47
Porcentaje de aciertos		90,00%	64,71%	50,00%	72,34%

El porcentaje de aciertos obtenido para la alternativa intermedia de la variable endógena registra la más alta puntuación respecto a las estimaciones anteriores, sin embargo, disminuyen los aciertos en la alternativa que mide las crisis de larga duración, que tan sólo representan el 50% del total.

La estimación de un Logit Ordinal que incorpora un regresor más, el déficit público, mejora los resultados de las anteriores estimaciones.

Cuadro IV.36. Estadísticos básicos del Logit Ordinal: Variable ENDOGENA5

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
VIMP	-0.091801	0.029498	-3.112134	0.0019
INFLA	0.084353	0.025293	3.335029	0.0009
VJ_RES	0.076849	0.026184	2.934972	0.0033
DP	-0.228290	0.133282	-1.712838	0.0867
Limit Points				
LIMIT_2:C(5)	0.995254	0.697977	1.425913	0.1539
LIMIT_3:C(6)	4.832971	1.245774	3.879494	0.0001
Akaike info criterion	1.398928	Schwarz criterion		1.652259
Log likelihood	-21.97855	Hannan-Quinn criter.		1.490524
Restr. log likelihood	-42.40912	Avg. log likelihood		-0.549464
LR statistic (4 df)	40.86115	LR index (Pseudo-R2)		0.481749
Probability(LR stat)	2.87E-08			

El signo de los coeficientes estimados es correcto para todas las variables explicativas incluidas en la estimación. Todos los regresores resultaron significativos para un nivel de confianza superior al 95%, excepto el déficit público que resulta significativo con una probabilidad del 91%. La bondad del ajuste medida a través del estadístico pseudo R^2 es la más alta de las registradas en todas las pruebas alternativas presentadas, ya que el valor de este estadístico se sitúa en 0.48. Estos resultados, son coherentes con los obtenidos en cuanto a la medición del porcentaje de aciertos.

Cuadro IV.37. % de aciertos del Logit Ordinal: Variable ENDOGENA5

		Dato real			
		1	2	3	Total
Dato estimado	1	18	3	0	21
	2	0	9	3	12
	3	0	1	6	7
	Total	18	13	9	40
Porcentaje de aciertos		100,00%	69,23%	66,67%	82,50%

Las observaciones correctas se distribuyen de una manera más uniforme entre las distintas alternativas de la variable endógena que en las estimaciones anteriores. El porcentaje total de aciertos del modelo es del 83%, del 69% para el caso de estimar la probabilidad de ocurrencia de una crisis de corta, y del 67% para la alternativa que estima la probabilidad de una crisis de larga duración.

IV.3.2.3. Elección de un modelo para medir la intensidad de las crisis cambiarias

En este apartado se trata de identificar el modelo más adecuado para diferenciar entre crisis de menor y mayor intensidad en función de los resultados obtenidos en las estimaciones propuestas. Si bien los resultados, en términos de porcentaje de aciertos, no resultan altamente satisfactorios, el modelo seleccionado se plantea como un análisis complementario a los resultados obtenidos con el modelo dicotómico.

En el cuadro IV.38 se resumen los estadísticos básicos que miden la bondad del ajuste para los seis modelos planteados. La primera fila del cuadro representa el valor del logaritmo de la función de verosimilitud para cada uno de los modelos. Los máximos valores son registrados por el modelo en el que la variable endógena se define en función de la duración de las crisis (ENDOGENA5). Los siguientes estadísticos corrigen el valor de la función de verosimilitud según el número de parámetros estimados y el tamaño de la muestra. Los mejores resultados se obtienen en el modelo ordinal que estima la variable ENDOGENA5. En términos del pseudo R^2 , el valor más alto nuevamente corresponde al último de los modelos estimados.

Cuadro IV.38. Análisis comparativo de la bondad del ajuste

	ENDOGENA3		ENDOGENA4		ENDOGENA5	
	Multinomial	Ordinal	Multinomial	Ordinal	Multinomial	Ordinal
Log. función verosimilitud	-58,6	-46,36	-41,06	-42,26	-28,85	-21,98
Criterio Akaike	1,90	1,81	1,51	1,72	1,57	1,40
Criterio Schwarz	2,16	2,02	1,78	1,94	1,88	1,65
Criterio Hannan-Quinn	2	1,89	1,62	1,81	1,69	1,49
Pseudo R ²	0,22	0,26	0,40	0,28	0,42	0,48
% de aciertos						
Alternativa 1	73,91%	80,95%	75,00%	91,30%	90,00%	100,00%
Alternativa 2	5,56%	0,00%	53,85%	0,00%	64,71%	69,23%
Alternativa 3	82,76%	86,96%	75,00%	90,91%	50,00%	66,67%
Total	60,00%	63,79%	70,77%	73,21%	72,34%	82,50%
Ganancia en la probabilidad de la alternativa 2 y 3						
Pbb ocurrencia 2	25,71%	24,14%	20,00%	19,64%	36,17%	32,50%
Ganancia alternativa 2	-20,15%	-24,14%	33,85%	-19,64%	28,54%	36,73%
Pbb ocurrencia 3	41,43%	39,66%	43,08%	39,29%	21,28%	22,50%
Ganancia alternativa 3	41,33%	47,30%	31,92%	51,62%	28,72%	44,17%

Las siguientes filas del cuadro contabilizan el porcentaje de aciertos para cada una de las estimaciones. Se observa que en función del porcentaje total de aciertos los modelos ordinales aciertan en un mayor número de ocasiones que los multinomiales. Sin embargo, en función del porcentaje de aciertos para la alternativa 2, los modelos ordinales fallan el 100% de las veces en el caso de las estimaciones de ENDOGENA3 y ENDOGENA4. En el caso del modelo ordinal, para ENDOGENA5, se estima correctamente el 69% de las observaciones correspondientes a la alternativa 2, aunque contabiliza un menor número de aciertos para la alternativa 3 que el resto de modelos ordinales.

En las últimas filas del cuadro se presentan las probabilidades de ocurrencia de la alternativa 2 y 3 para cada una de las muestras, así como las ganancias obtenidas con las probabilidades estimadas por el modelo. Para la alternativa intermedia, la más difícil de modelizar en la mayoría de los casos, la estimación que permite una mayor ganancia de probabilidad es la que corresponde al modelo ordinal para la variable ENDOGENA5. En el caso de la alternativa que identifica las crisis de mayor intensidad ($Y=3$), es el modelo ordinal para la variable ENDOGENA4 el que aporta una mayor ganancia, sin embargo, la utilidad de este modelo se reduce al tener en cuenta que falla al estimar todas las observaciones incluidas en la alternativa 2.

De todo lo expuesto se concluye que el modelo más útil, en términos prácticos, es la estimación correspondiente al Logit Ordinal que diferencia entre crisis de corta y larga duración, al ser el que obtiene unos mejores resultados tanto en términos de la significatividad estadística de los regresores incluidos como de la bondad del ajuste. Sin embargo, sus resultados deben ser interpretados con cuidado dado que el número de observaciones fallidas es aún elevado.

En resumen, los resultados obtenidos en todas las estimaciones ponen de manifiesto la dificultad de los modelos de elección discreta para diferenciar entre alternativas intermedias. La gran volatilidad que presenta la variable analizada, variación del tipo de cambio, dificulta su modelización y la limita al análisis de los movimientos extremos. En estos casos, la estimación de un Logit dicotómico que distingue entre periodos de calma y de crisis, resulta una herramienta útil que ofrece información sobre la valoración del riesgo existente en un país. La inclusión de una alternativa intermedia en la modelización dificulta el proceso de estimación, al introducir un mayor grado de confusión en la identificación de las alternativas.

Sin embargo, de entre todas las estimaciones realizadas, los resultados del modelo Logit Ordinal que distingue entre crisis de corta y larga duración se presentan como una herramienta complementaria al modelo dicotómico de la sección anterior. Así, para los casos en que en la estimación del Logit dicotómico se obtenga una elevada probabilidad de ocurrencia de una crisis, el análisis se podría complementar con la estimación de un Logit Ordinal que aporta información adicional sobre la probabilidad de que la crisis sea de corta o larga duración. Es decir, conocida la probabilidad de ocurrencia de la crisis, el modelo presentado en este apartado añade información adicional sobre la intensidad de la misma.

CAPÍTULO V:

PRINCIPALES CONCLUSIONES

El trabajo presentado ha tenido por objetivo fundamental elaborar un modelo econométrico, utilizando la metodología logit, para anticipar el riesgo de crisis cambiarias en las economías latinoamericanas. Este ejercicio se enmarca dentro de la línea de investigación dirigida a elaborar “Sistemas de Alerta Anticipada” de crisis cambiarias, cuyo desarrollo ha comenzado a proliferar desde mediados de los años noventa.

La actualidad e importancia del objetivo y contenido de la tesis justifica su realización en un entorno cada vez más globalizado y con unos mercados financieros internacionales más integrados, que incorporan volatilidad y aleatoriedad a la evolución del tipo de cambio. Todo ello ha conducido a que, si bien las crisis cambiarias no son un fenómeno reciente, en los últimos años haya aumentado la frecuencia e intensidad de las mismas, sobre todo en las llamadas economías emergentes.

Las conclusiones básicas que se extraen de la tesis, agrupadas en tres grandes líneas, son las siguientes.

A. Conclusiones sobre modelos teóricos de crisis cambiarias

- A.1. Las teorías sobre crisis cambiarias, al igual que muchas de las teorías económicas, no pueden considerarse invariables ni en el tiempo ni en el espacio. La evolución de los agentes y sistemas económicos ha hecho que la modelización de las crisis haya ido incorporando nuevas relaciones entre las variables económicas a medida que han ido surgiendo nuevos episodios.
- A.2. Esta evolución de las crisis cambiarias ha desarrollado una corriente teórica de modelos, articulada en torno a tres generaciones, que explican el desarrollo de una crisis a partir de causas diferentes. En la “primera generación” la crisis surge por las inconsistencias existentes en las políticas económicas, los modelos de “segunda generación” consideran que la crisis comienza porque se deterioran las expectativas sobre la evolución del tipo de cambio, y en la “tercera corriente” de modelos, las crisis cambiarias se amplifican por la incorporación de las expectativas que tiene los agentes sobre un deterioro del sector bancario. En los últimos tiempos, se comienzan a incorporar las expectativas de los agentes sobre la economía real, que resultan más dañinas en economías altamente endeudadas en el exterior, pensamiento que abrirá paso a una posible “cuarta generación” de modelos de crisis cambiarias.

A.3. A pesar de los múltiples enfoques y los distintos modelos teóricos desarrollados, en mi opinión, no es posible abordar el estudio de las crisis cambiarias desde la perspectiva de una única perspectiva ya que, en general, las crisis se deben a una combinación de distintos elementos.

B. Conclusiones sobre modelos empíricos de crisis cambiarias

- B.1. De la revisión de los modelos empíricos realizada en el trabajo que se presenta, se aprecia una lógica evolución en su especificación y desarrollo metodológico que conlleva a una mejora en los resultados de los modelos más recientes. Sin embargo, los niveles de precisión alcanzados son bajos, el número de crisis perdidas y falsas alarmas es aún elevado, consecuencia de la dificultad de modelizar una variable endógena, cargada de arbitrariedad en su definición, con variables explicativas de difícil medición que, en la mayoría de los casos, exigen el uso de variables aproximadas.
- B.2. En general, y en el análisis de las crisis cambiarias, se observa que la delimitación geográfica y temporal establecida en el modelo permite mejorar los resultados de la estimación al reducir la heterogeneidad en la muestra analizada por la inclusión de países con estructuras económicas similares.
- B.3. En base a la revisión de los trabajos empíricos más significativos de los últimos años, puede afirmarse que los indicadores con mayor capacidad explicativa de las crisis cambiarias en las economías emergentes están relacionados con el déficit por cuenta corriente, el nivel de endeudamiento a corto plazo y cambios en las expectativas, medidos a través de los tipos de interés y la inflación. Los indicadores monetarios y crediticios, relacionados con las debilidades del sector bancario, resultan significativos con un menor grado de consenso.
- B.4. De entre las metodologías empleadas en la elaboración de un “Sistema de Alerta Anticipada”, enfoque de señales y econométrico, se apuesta por el uso de técnicas de análisis econométrico que, además de otorgar un mayor rigor estadístico a los resultados, permiten la incorporación en el estudio del análisis multivariante.

B.5. Para la correcta especificación en el diseño de un “Sistema de Alerta Anticipada” es necesaria la concreción del uso final del mismo, distinguiéndose entre un enfoque a medio o corto plazo, lo que permitirá la correcta selección de indicadores y la identificación del horizonte temporal de predicción.

C. Conclusiones sobre la aplicación empírica desarrollada

C.1. Tras el estudio de distintas alternativas para la definición de la variable endógena o variable de crisis cambiarias, se recomienda el uso de técnicas que tengan en cuenta la volatilidad histórica registrada por el tipo de cambio en cada una de las economías incluidas en la muestra, optando, en la investigación presentada, por una definición de crisis como una depreciación intermensual del tipo de cambio superior al promedio histórico más 1,5 veces la desviación típica.

C.2. En el modelo que se propone desde la perspectiva del medio plazo, el estudio de las crisis cambiarias debe abordarse a través del seguimiento de los siguientes indicadores: elevación de los tipos de interés, que miden cambios en las expectativas; deterioro de la actividad económica y el déficit público, que recogen la existencia de desequilibrios macroeconómicos internos; desaceleración en el crecimiento de las importaciones, que permite ajustar los desequilibrios de la balanza de pagos; una variable de contagio, que representa la existencia de crisis en el resto de la zona; y un crecimiento del ratio deuda externa sobre reservas, que reduce la capacidad de solvencia de la economía.

C.3. En el modelo que se propone desde la perspectiva del corto plazo, los indicadores que mejor anticipación las crisis cambiarias latinoamericanas son la inflación, que se ajusta más rápidamente a los cambios en las expectativas que los tipos de interés, el crecimiento de las importaciones y el ratio deuda externa sobre reservas. La difícil capacidad de ajuste, en periodos cortos de tiempo, de las variables macroeconómicas invalida el uso de las mismas para un horizonte temporal de corto plazo.

C.4. En general, no existe un enfoque teórico único para el seguimiento de las crisis cambiarias ya que el desarrollo de toda crisis cambiaria incorpora elementos de las distintas generaciones existentes. Si bien, para el caso latinoamericano, no existe evidencia empírica suficiente sobre la relación entre crisis bancarias y cambiarias tal y como plantean los modelos de tercera generación.

- C.5. Los resultados de las estimaciones, tanto en términos de bondad del ajuste como por el porcentaje de aciertos en la previsión muestral, se encuentran en línea con los obtenidos en estudios previos para el modelo a medio plazo. Si bien, estos resultados mejoran sustancialmente con nuestro modelo a corto plazo, de lo que se concluye que el carácter “repentino” de las crisis dificulta su estudio desde un enfoque estructural.
- C.6. Por todo, en el estudio de diferentes modelos alternativos, la propuesta presentada en este trabajo es un modelo de corto plazo cuyos resultados superan a los obtenidos en investigaciones previas, ya que frente al 67% de promedio de acierto para periodos de crisis en otros modelos se obtiene un 87% en el desarrollado en esta investigación.

Futuras líneas de investigación:

No quisiera terminar esta investigación sin referirme a las muchas inquietudes e interrogantes que me han surgido en el desarrollo de la misma, y que desgraciadamente me he visto en la necesidad de abandonar de forma temporal. La tiranía de los plazos y de los trámites burocráticos junto con la necesidad de poner en algún momento un punto y final a lo que a veces se me presenta de carácter infinito, justifica el abandono, que no el olvido, de las múltiples e ideas y nuevos caminos que han aflorado con cada artículo leído o nuevo modelo estimado. De todas las posibilidades, quiero dejar constancia de mi propósito de profundizar en tres áreas que considero alumbrarán mi actividad futura como investigador:

1. Uso de metodología con datos de panel que permitan elevar el grado de ajuste al poder diferenciar las características económicas propias de los países incluidos en la muestra.
2. Desarrollo, como metodología alternativa, de los modelos de parámetros cambiantes de Markov para estimar la probabilidad existente de un cambio entre los estados definidos como crisis y calma.
3. Por último, la profundización en el estudio de las crisis cambiarias, exigirá extender la investigación a otras regiones vulnerables como Asia y Europa del Este, áreas a las que pretendo aplicar el modelo propuesto.

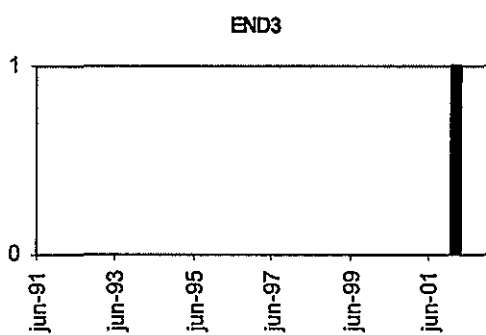
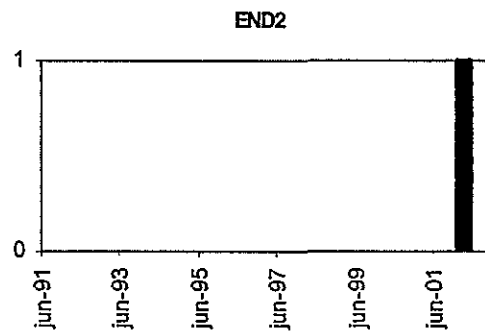
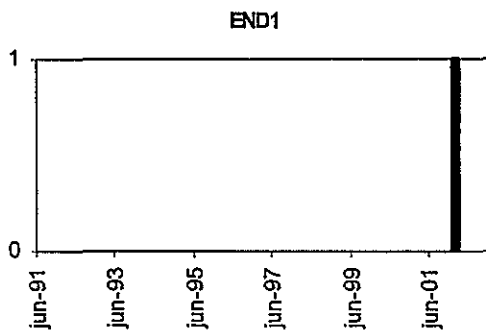
ANEXOS

ANEXO 1:

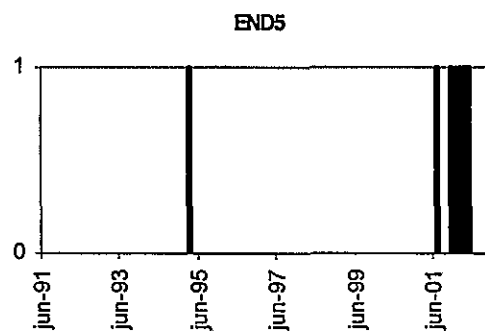
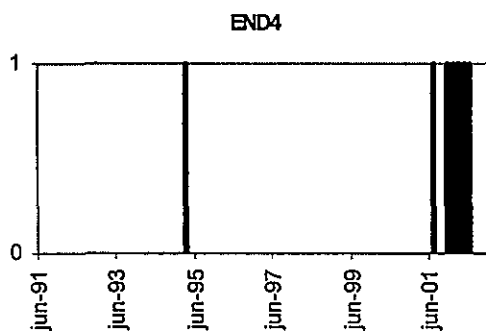
**Uso de criterios alternativos en la identificación de crisis
cambiarías**

IDENTIFICACIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: ARGENTINA

Variación brusca del tipo de cambio



Índice de presión especulativa

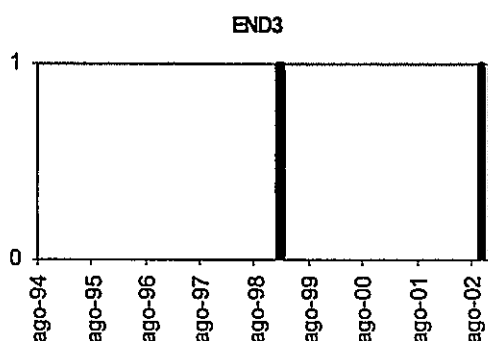
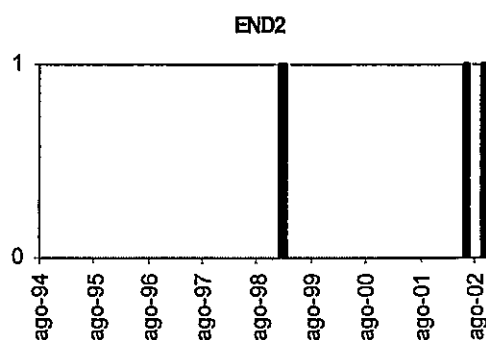
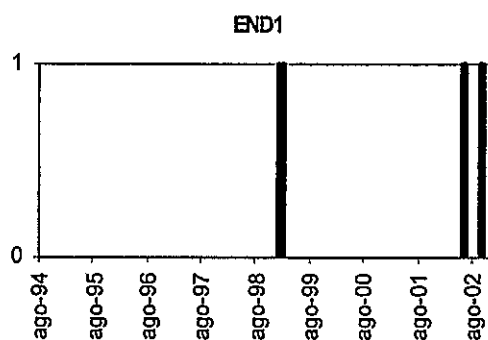


Análisis de correlaciones

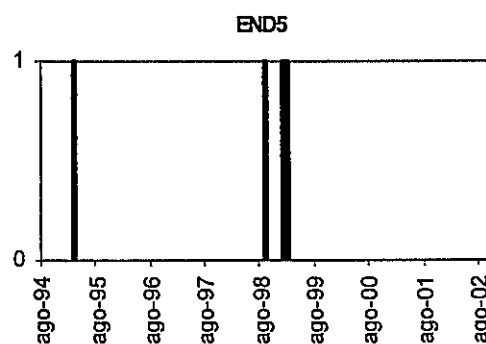
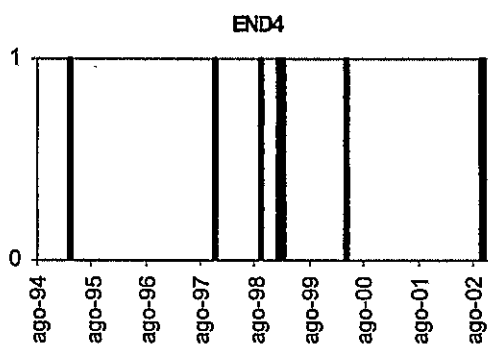
	END1	END2	END3	END4	END5
END1	1,00	0,63	0,77	0,73	0,78
END2		1,00	0,81	0,46	0,49
END3			1,00	0,56	0,60
END4				1,00	0,94
END5					1,00

IDENTIFICACIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: BRASIL

Variación brusca del tipo de cambio



Índice de presión especulativa



Análisis de correlaciones

	END1	END2	END3	END4	END5
END1	1,00	1,00	0,86	0,54	0,48
END2		1,00	0,86	0,54	0,48
END3			1,00	0,64	0,56
END4				1,00	0,74
END5					1,00

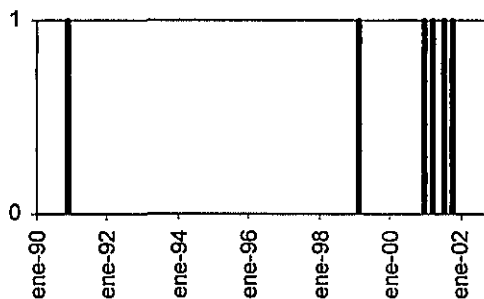
IDENTIFICACIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: CHILE

Variación brusca del tipo de cambio

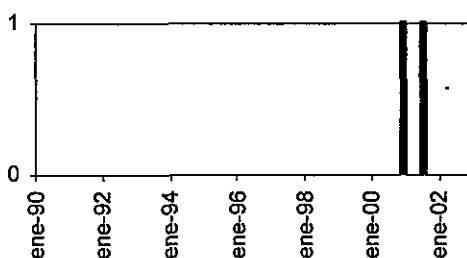
END1



END2

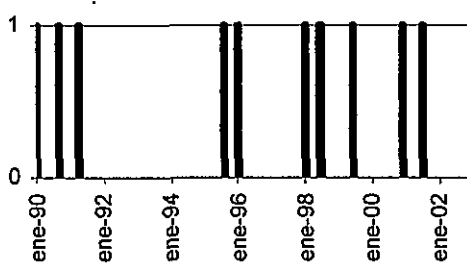


END3



Índice de presión especulativa

END4



END5

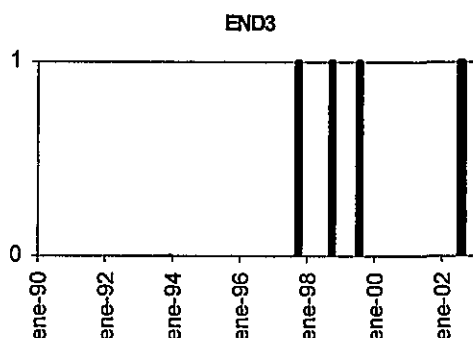
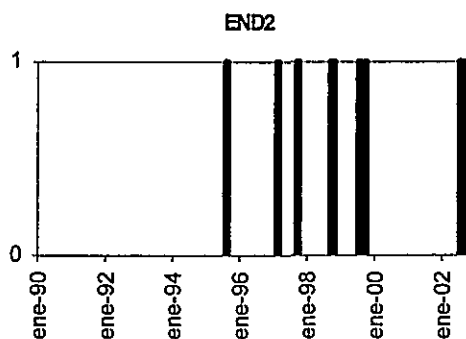
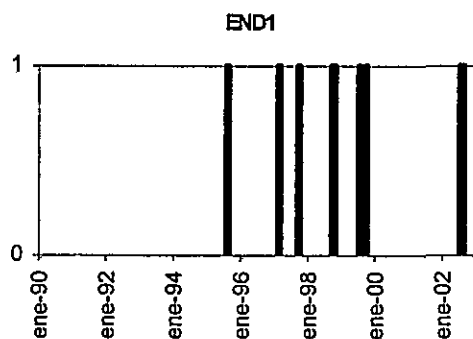


Análisis de correlaciones

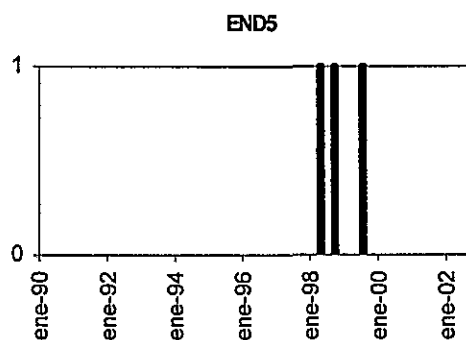
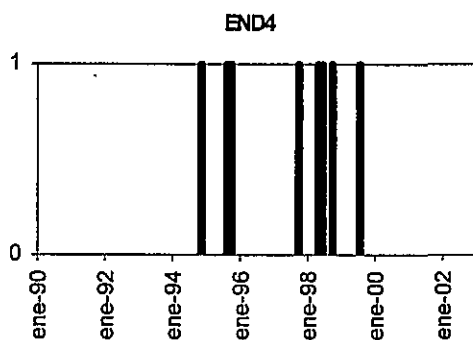
	END1	END2	END3	END4	END5
END1	1,00	1,00	0,57	0,21	-0,03
END2		1,00	0,57	0,21	-0,03
END3			1,00	0,41	-0,02
END4				1,00	0,51
END5					1,00

IDENTIFICACIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: COLOMBIA

Variación brusca del tipo de cambio



Índice de presión especulativa

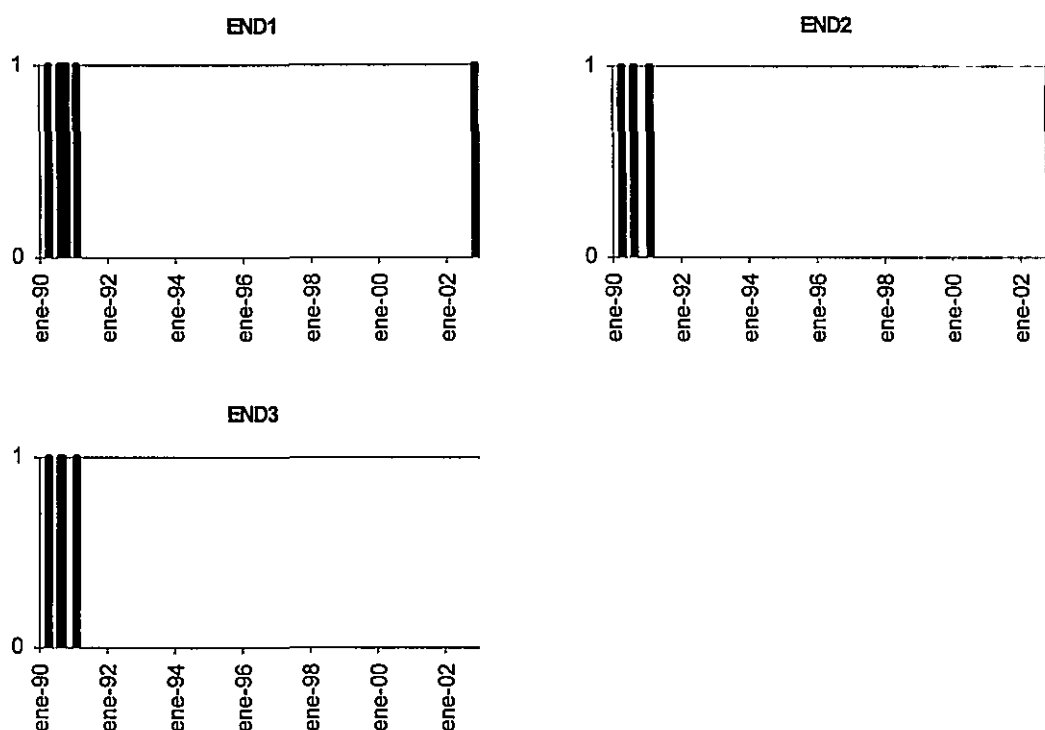
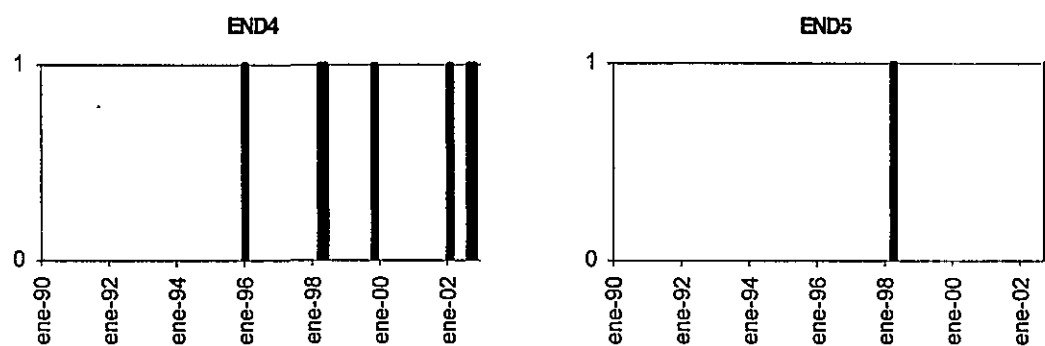


Análisis de correlaciones

	END1	END2	END3	END4	END5
END1	1,00	1,00	0,74	0,44	0,37
END2		1,00	0,74	0,44	0,37
END3			1,00	0,45	0,50
END4				1,00	0,60
END5					1,00

IDENTIFICACIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: REPÚBLICA DOMINICANA

Variación brusca del tipo de cambio

Índice de presión especulativa¹

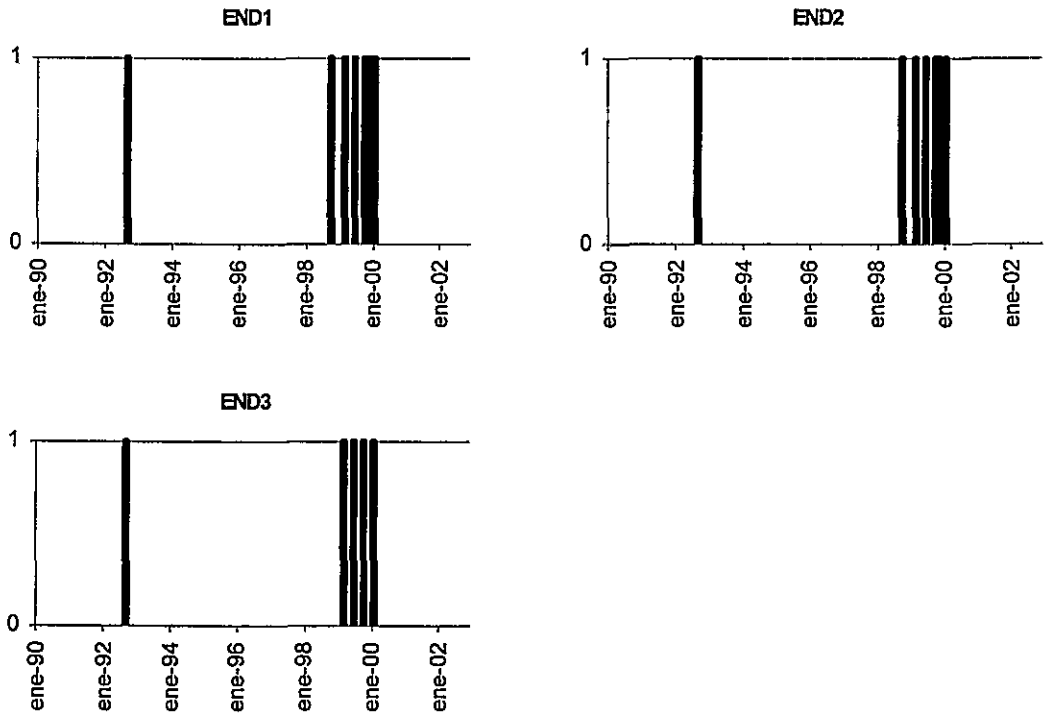
Análisis de correlaciones

	END1	END2	END3	END4	END5
END1	1,00	0,81	0,81	-0,03	-0,02
END2		1,00	0,74	-0,03	-0,02
END3			1,00	-	-
END4				1,00	0,52
END5					1,00

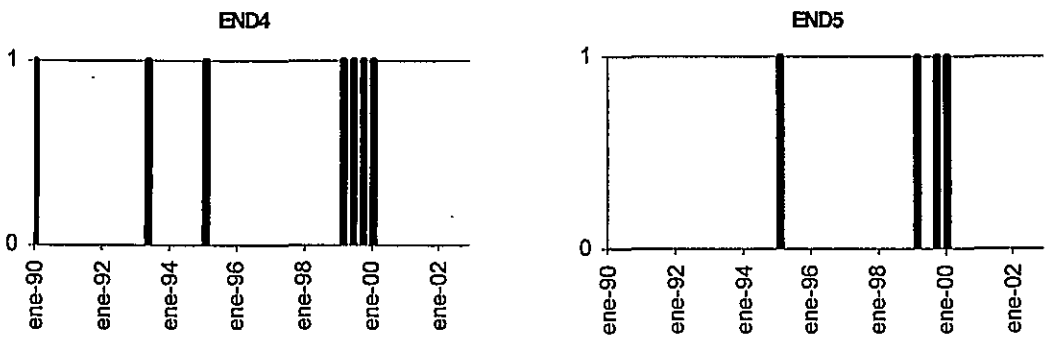
¹ La falta de información para la variable tipo de interés reduce el período muestral para el cálculo del índice de presión especulativa desde enero de 1996 hasta diciembre de 2002.

IDENTIFICACIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: ECUADOR

Variación brusca del tipo de cambio



Índice de presión especulativa

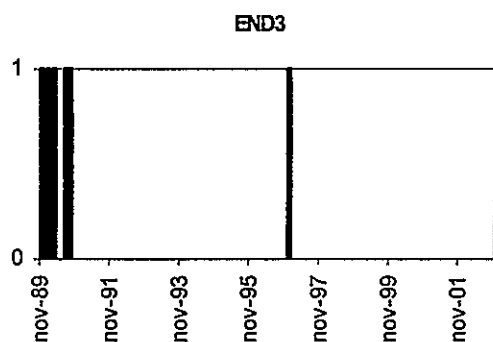
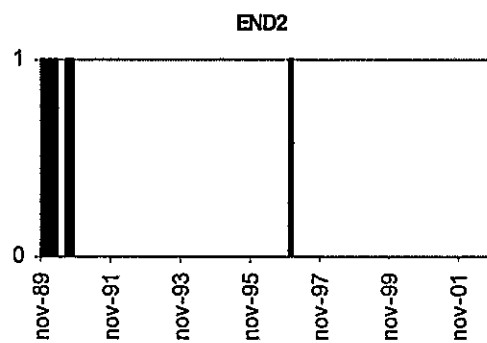
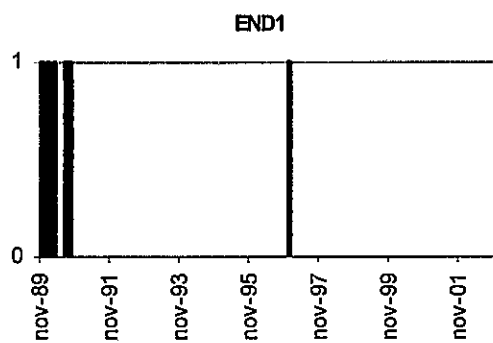


Análisis de correlaciones

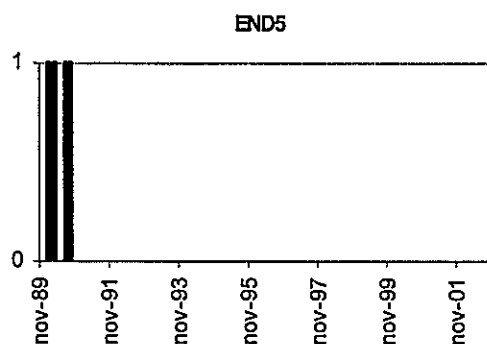
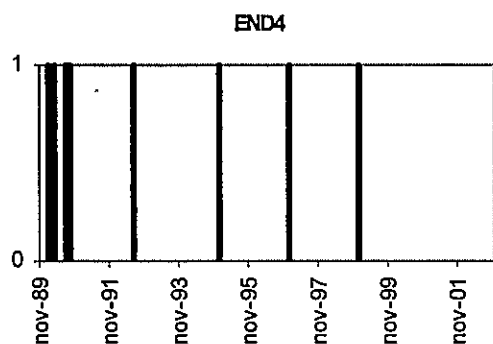
	END1	END2	END3	END4	END5
END1	1,00	1,00	0,84	0,55	0,55
END2		1,00	0,84	0,55	0,55
END3			1,00	0,66	0,66
END4				1,00	0,75
END5					1,00

IDENTIFICACIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: GUATEMALA

Variación brusca del tipo de cambio



Índice de presión especulativa

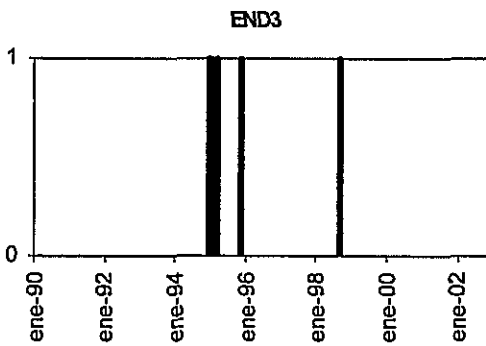
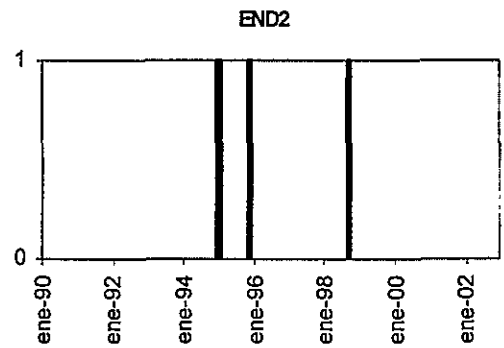
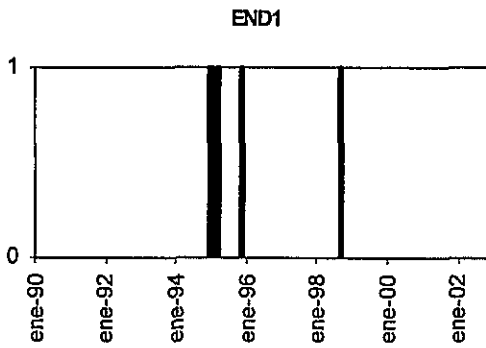


Análisis de correlaciones

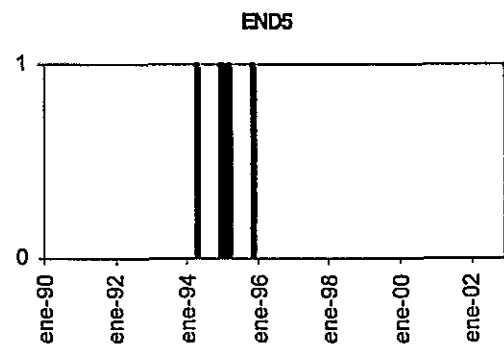
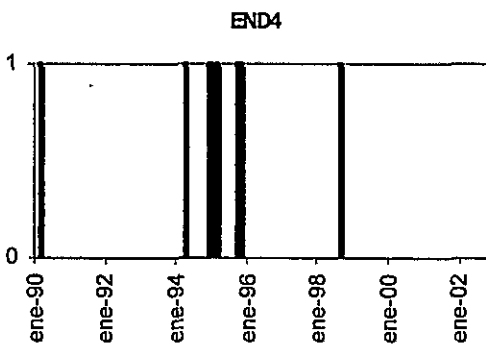
	END1	END2	END3	END4	END5
END1	1,00	1,00	1,00	0,78	0,89
END2		1,00	1,00	0,78	0,89
END3			1,00	0,78	0,89
END4				1,00	0,70
END5					1,00

IDENTIFICACIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: MÉXICO

Variación brusca del tipo de cambio



Índice de presión especulativa

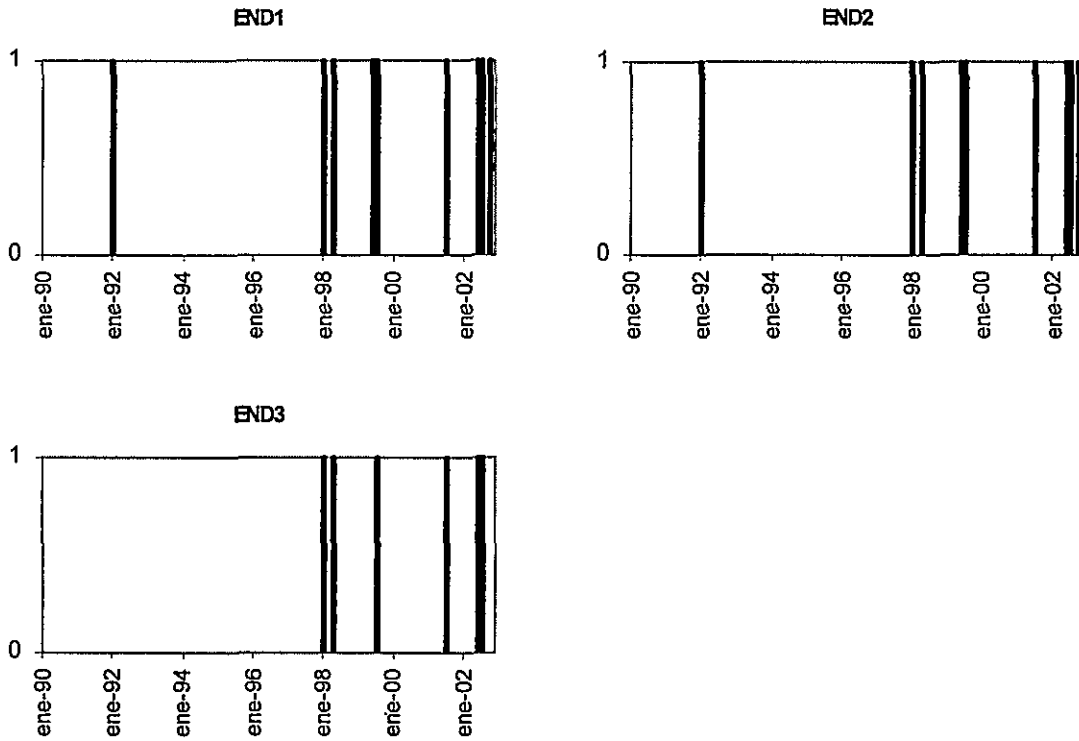


Análisis de correlaciones

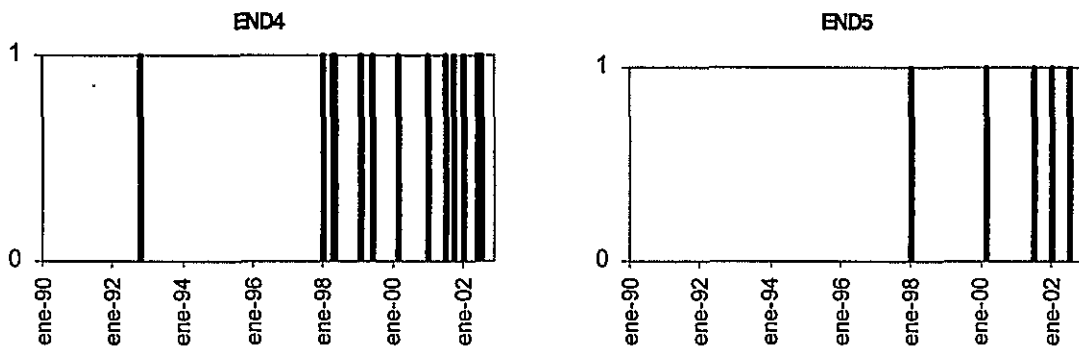
	END1	END2	END3	END4	END5
END1	1,00	0,89	1,00	0,78	0,79
END2		1,00	0,89	0,70	0,66
END3			1,00	0,78	0,79
END4				1,00	0,78
END5					1,00

IDENTIFICACIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: PARAGUAY

Variación brusca del tipo de cambio



Índice de presión especulativa

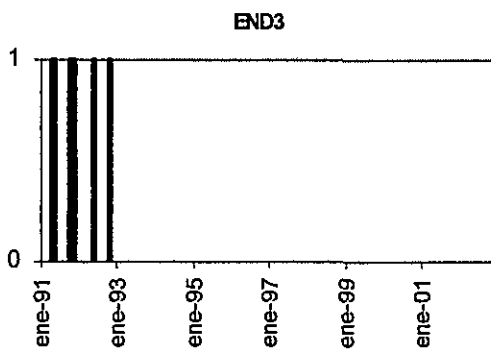
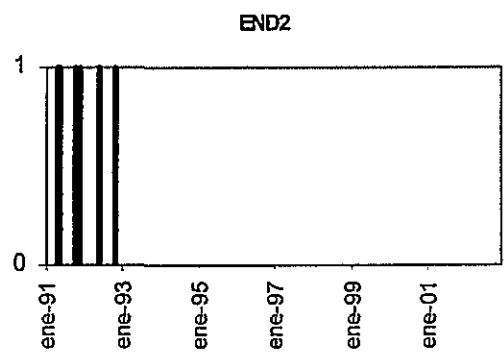
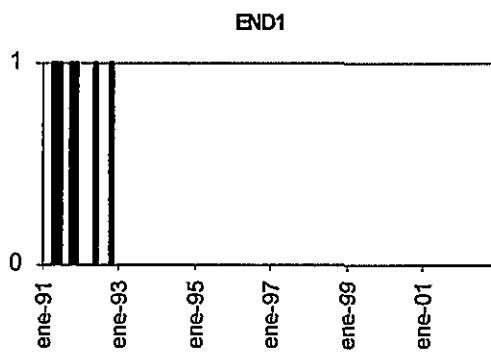


Análisis de correlaciones

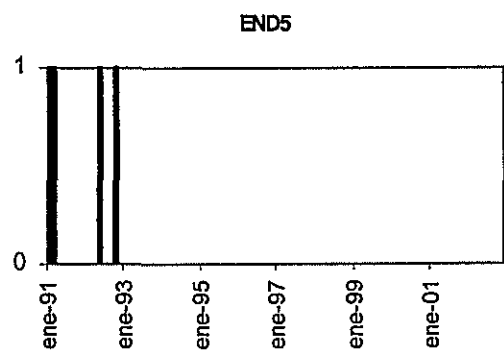
	END1	END2	END3	END4	END5
END1	1,00	1,00	0,81	0,56	0,45
END2		1,00	0,81	0,56	0,45
END3			1,00	0,54	0,53
END4				1,00	0,60
END5					1,00

IDENTIFICACIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: PERÚ

Variación brusca del tipo de cambio



Índice de presión especulativa

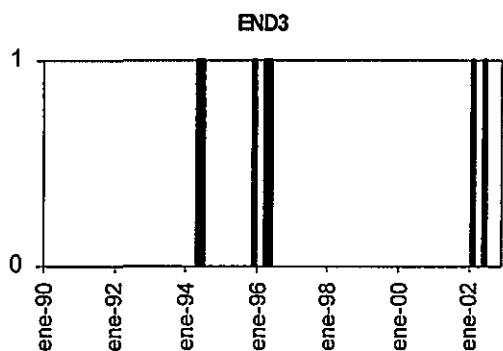
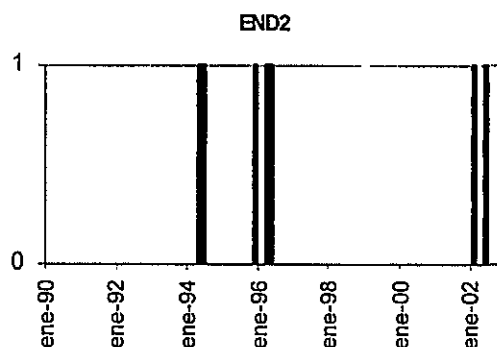
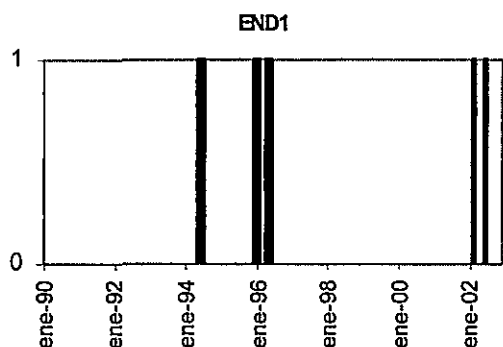


Análisis de correlaciones

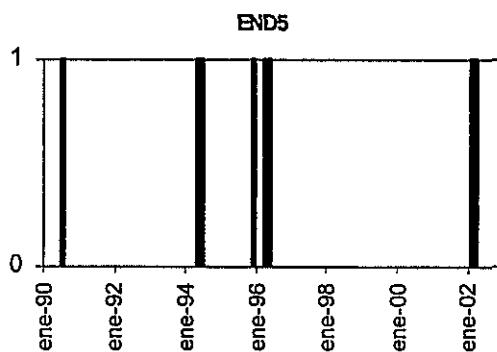
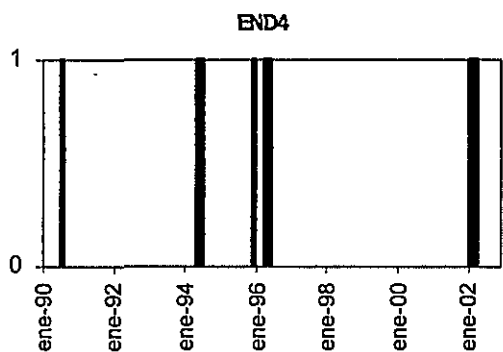
	END1	END2	END3	END4	END5
END1	1,00	0,92	0,92	0,40	0,31
END2		1,00	1,00	0,44	0,34
END3			1,00	0,44	0,34
END4				1,00	0,84
END5					1,00

IDENTIFICACIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: VENEZUELA

Variación brusca del tipo de cambio



Índice de presión especulativa



Análisis de correlaciones

	END1	END2	END3	END4	END5
END1	1,00	0,93	0,93	0,69	0,74
END2		1,00	1,00	0,74	0,79
END3			1,00	0,74	0,79
END4				1,00	0,94
END5					1,00

ANEXO 2:

Identificación de periodo de crisis y de calma según distintas definiciones de la variable endógena

VARIABLE: ENDOGENA1

PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2
ARGENTINA	jun-91	0	ARGENTINA	dic-95	0	ARGENTINA	jun-00	0
ARGENTINA	jul-91	0	ARGENTINA	ene-96	0	ARGENTINA	jul-00	0
ARGENTINA	ago-91	0	ARGENTINA	feb-96	0	ARGENTINA	ago-00	0
ARGENTINA	sep-91	0	ARGENTINA	mar-96	0	ARGENTINA	sep-00	0
ARGENTINA	oct-91	0	ARGENTINA	abr-96	0	ARGENTINA	oct-00	0
ARGENTINA	nov-91	0	ARGENTINA	may-96	0	ARGENTINA	nov-00	0
ARGENTINA	dic-91	0	ARGENTINA	jun-96	0	ARGENTINA	dic-00	0
ARGENTINA	ene-92	0	ARGENTINA	jul-96	0	ARGENTINA	ene-01	0
ARGENTINA	feb-92	0	ARGENTINA	ago-96	0	ARGENTINA	feb-01	1
ARGENTINA	mar-92	0	ARGENTINA	sep-96	0	ARGENTINA	mar-01	1
ARGENTINA	abr-92	0	ARGENTINA	oct-96	0	ARGENTINA	abr-01	1
ARGENTINA	may-92	0	ARGENTINA	nov-96	0	ARGENTINA	may-01	1
ARGENTINA	jun-92	0	ARGENTINA	dic-96	0	ARGENTINA	jun-01	1
ARGENTINA	jul-92	0	ARGENTINA	ene-97	0	ARGENTINA	jul-01	1
ARGENTINA	ago-92	0	ARGENTINA	feb-97	0	ARGENTINA	ago-01	1
ARGENTINA	sep-92	0	ARGENTINA	mar-97	0	ARGENTINA	sep-01	1
ARGENTINA	oct-92	0	ARGENTINA	abr-97	0	ARGENTINA	oct-01	1
ARGENTINA	nov-92	0	ARGENTINA	may-97	0	ARGENTINA	nov-01	1
ARGENTINA	dic-92	0	ARGENTINA	jun-97	0	ARGENTINA	dic-01	1
ARGENTINA	ene-93	0	ARGENTINA	jul-97	0	ARGENTINA	ene-02	1
ARGENTINA	feb-93	0	ARGENTINA	ago-97	0	ARGENTINA	feb-02	1
ARGENTINA	mar-93	0	ARGENTINA	sep-97	0	ARGENTINA	mar-02	1
ARGENTINA	abr-93	0	ARGENTINA	oct-97	0	ARGENTINA	abr-02	1
ARGENTINA	may-93	0	ARGENTINA	nov-97	0	ARGENTINA	may-02	1
ARGENTINA	jun-93	0	ARGENTINA	dic-97	0	ARGENTINA	jun-02	0
ARGENTINA	jul-93	0	ARGENTINA	ene-98	0	ARGENTINA	jul-02	0
ARGENTINA	ago-93	0	ARGENTINA	feb-98	0	ARGENTINA	ago-02	0
ARGENTINA	sep-93	0	ARGENTINA	mar-98	0	ARGENTINA	sep-02	0
ARGENTINA	oct-93	0	ARGENTINA	abr-98	0	ARGENTINA	oct-02	0
ARGENTINA	nov-93	0	ARGENTINA	may-98	0	BRASIL	ago-94	0
ARGENTINA	dic-93	0	ARGENTINA	jun-98	0	BRASIL	sep-94	0
ARGENTINA	ene-94	0	ARGENTINA	jul-98	0	BRASIL	oct-94	0
ARGENTINA	feb-94	0	ARGENTINA	ago-98	0	BRASIL	nov-94	0
ARGENTINA	mar-94	0	ARGENTINA	sep-98	0	BRASIL	dic-94	0
ARGENTINA	abr-94	0	ARGENTINA	oct-98	0	BRASIL	ene-95	0
ARGENTINA	may-94	0	ARGENTINA	nov-98	0	BRASIL	feb-95	0
ARGENTINA	jun-94	0	ARGENTINA	dic-98	0	BRASIL	mar-95	0
ARGENTINA	jul-94	0	ARGENTINA	ene-99	0	BRASIL	abr-95	0
ARGENTINA	ago-94	0	ARGENTINA	feb-99	0	BRASIL	may-95	0
ARGENTINA	sep-94	0	ARGENTINA	mar-99	0	BRASIL	jun-95	0
ARGENTINA	oct-94	0	ARGENTINA	abr-99	0	BRASIL	jul-95	0
ARGENTINA	nov-94	0	ARGENTINA	may-99	0	BRASIL	ago-95	0
ARGENTINA	dic-94	0	ARGENTINA	jun-99	0	BRASIL	sep-95	0
ARGENTINA	ene-95	0	ARGENTINA	jul-99	0	BRASIL	oct-95	0
ARGENTINA	feb-95	0	ARGENTINA	ago-99	0	BRASIL	nov-95	0
ARGENTINA	mar-95	0	ARGENTINA	sep-99	0	BRASIL	dic-95	0
ARGENTINA	abr-95	0	ARGENTINA	oct-99	0	BRASIL	ene-96	0
ARGENTINA	may-95	0	ARGENTINA	nov-99	0	BRASIL	feb-96	0
ARGENTINA	jun-95	0	ARGENTINA	dic-99	0	BRASIL	mar-96	0
ARGENTINA	jul-95	0	ARGENTINA	ene-00	0	BRASIL	abr-96	0
ARGENTINA	ago-95	0	ARGENTINA	feb-00	0	BRASIL	may-96	0
ARGENTINA	sep-95	0	ARGENTINA	mar-00	0	BRASIL	jun-96	0
ARGENTINA	oct-95	0	ARGENTINA	abr-00	0	BRASIL	jul-96	0
ARGENTINA	nov-95	0	ARGENTINA	may-00	0	BRASIL	ago-96	0

PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2
BRASIL	sep-96	0	BRASIL	may-01	0	CHILE	mar-93	0
BRASIL	oct-96	0	BRASIL	jun-01	0	CHILE	abr-93	0
BRASIL	nov-96	0	BRASIL	jul-01	1	CHILE	may-93	0
BRASIL	dic-96	0	BRASIL	ago-01	1	CHILE	jun-93	0
BRASIL	ene-97	0	BRASIL	sep-01	1	CHILE	jul-93	0
BRASIL	feb-97	0	BRASIL	oct-01	1	CHILE	ago-93	0
BRASIL	mar-97	0	BRASIL	nov-01	1	CHILE	sep-93	0
BRASIL	abr-97	0	BRASIL	dic-01	1	CHILE	oct-93	0
BRASIL	may-97	0	BRASIL	ene-02	1	CHILE	nov-93	0
BRASIL	jun-97	0	BRASIL	feb-02	1	CHILE	dic-93	0
BRASIL	jul-97	0	BRASIL	mar-02	1	CHILE	ene-94	0
BRASIL	ago-97	0	BRASIL	abr-02	1	CHILE	feb-94	0
BRASIL	sep-97	0	BRASIL	may-02	1	CHILE	mar-94	0
BRASIL	oct-97	0	BRASIL	jun-02	1	CHILE	abr-94	0
BRASIL	nov-97	0	BRASIL	jul-02	1	CHILE	may-94	0
BRASIL	dic-97	0	BRASIL	ago-02	1	CHILE	jun-94	0
BRASIL	ene-98	0	BRASIL	sep-02	1	CHILE	jul-94	0
BRASIL	feb-98	1	BRASIL	oct-02	1	CHILE	ago-94	0
BRASIL	mar-98	1	CHILE	ene-90	1	CHILE	sep-94	0
BRASIL	abr-98	1	CHILE	feb-90	1	CHILE	oct-94	0
BRASIL	may-98	1	CHILE	mar-90	1	CHILE	nov-94	0
BRASIL	jun-98	1	CHILE	abr-90	1	CHILE	dic-94	0
BRASIL	jul-98	1	CHILE	may-90	1	CHILE	ene-95	0
BRASIL	ago-98	1	CHILE	jun-90	1	CHILE	feb-95	0
BRASIL	sep-98	1	CHILE	jul-90	1	CHILE	mar-95	0
BRASIL	oct-98	1	CHILE	ago-90	1	CHILE	abr-95	0
BRASIL	nov-98	1	CHILE	sep-90	1	CHILE	may-95	0
BRASIL	dic-98	1	CHILE	oct-90	1	CHILE	jun-95	0
BRASIL	ene-99	1	CHILE	nov-90	1	CHILE	jul-95	0
BRASIL	feb-99	1	CHILE	dic-90	0	CHILE	ago-95	0
BRASIL	mar-99	0	CHILE	ene-91	0	CHILE	sep-95	0
BRASIL	abr-99	0	CHILE	feb-91	0	CHILE	oct-95	0
BRASIL	may-99	0	CHILE	mar-91	0	CHILE	nov-95	0
BRASIL	jun-99	0	CHILE	abr-91	0	CHILE	dic-95	0
BRASIL	jul-99	0	CHILE	may-91	0	CHILE	ene-96	0
BRASIL	ago-99	0	CHILE	jun-91	0	CHILE	feb-96	0
BRASIL	sep-99	0	CHILE	jul-91	0	CHILE	mar-96	0
BRASIL	oct-99	0	CHILE	ago-91	0	CHILE	abr-96	0
BRASIL	nov-99	0	CHILE	sep-91	0	CHILE	may-96	0
BRASIL	dic-99	0	CHILE	oct-91	0	CHILE	jun-96	0
BRASIL	ene-00	0	CHILE	nov-91	0	CHILE	jul-96	0
BRASIL	feb-00	0	CHILE	dic-91	0	CHILE	ago-96	0
BRASIL	mar-00	0	CHILE	ene-92	0	CHILE	sep-96	0
BRASIL	abr-00	0	CHILE	feb-92	0	CHILE	oct-96	0
BRASIL	may-00	0	CHILE	mar-92	0	CHILE	nov-96	0
BRASIL	jun-00	0	CHILE	abr-92	0	CHILE	dic-96	0
BRASIL	jul-00	0	CHILE	may-92	0	CHILE	ene-97	0
BRASIL	ago-00	0	CHILE	jun-92	0	CHILE	feb-97	0
BRASIL	sep-00	0	CHILE	jul-92	0	CHILE	mar-97	0
BRASIL	oct-00	0	CHILE	ago-92	0	CHILE	abr-97	0
BRASIL	nov-00	0	CHILE	sep-92	0	CHILE	may-97	0
BRASIL	dic-00	0	CHILE	oct-92	0	CHILE	jun-97	0
BRASIL	ene-01	0	CHILE	nov-92	0	CHILE	jul-97	0
BRASIL	feb-01	0	CHILE	dic-92	0	CHILE	ago-97	0
BRASIL	mar-01	0	CHILE	ene-93	0	CHILE	sep-97	0
BRASIL	abr-01	0	CHILE	feb-93	0	CHILE	oct-97	0

PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2
CHILE	nov-97	0	CHILE	jul-02	0	COLOMBIA	may-94	0
CHILE	dic-97	0	CHILE	ago-02	0	COLOMBIA	jun-94	0
CHILE	ene-98	0	CHILE	sep-02	0	COLOMBIA	jul-94	0
CHILE	feb-98	0	CHILE	oct-02	0	COLOMBIA	ago-94	0
CHILE	mar-98	1	COLOMBIA	ene-90	0	COLOMBIA	sep-94	1
CHILE	abr-98	1	COLOMBIA	feb-90	0	COLOMBIA	oct-94	1
CHILE	may-98	1	COLOMBIA	mar-90	0	COLOMBIA	nov-94	1
CHILE	jun-98	1	COLOMBIA	abr-90	0	COLOMBIA	dic-94	1
CHILE	jul-98	1	COLOMBIA	may-90	0	COLOMBIA	ene-95	1
CHILE	ago-98	1	COLOMBIA	jun-90	0	COLOMBIA	feb-95	1
CHILE	sep-98	1	COLOMBIA	jul-90	0	COLOMBIA	mar-95	1
CHILE	oct-98	1	COLOMBIA	ago-90	0	COLOMBIA	abr-95	1
CHILE	nov-98	1	COLOMBIA	sep-90	0	COLOMBIA	may-95	1
CHILE	dic-98	1	COLOMBIA	oct-90	0	COLOMBIA	jun-95	1
CHILE	ene-99	1	COLOMBIA	nov-90	0	COLOMBIA	jul-95	1
CHILE	feb-99	1	COLOMBIA	dic-90	0	COLOMBIA	ago-95	1
CHILE	mar-99	0	COLOMBIA	ene-91	0	COLOMBIA	sep-95	0
CHILE	abr-99	0	COLOMBIA	feb-91	0	COLOMBIA	oct-95	0
CHILE	may-99	0	COLOMBIA	mar-91	0	COLOMBIA	nov-95	0
CHILE	jun-99	0	COLOMBIA	abr-91	0	COLOMBIA	dic-95	0
CHILE	jul-99	0	COLOMBIA	may-91	0	COLOMBIA	ene-96	0
CHILE	ago-99	0	COLOMBIA	jun-91	0	COLOMBIA	feb-96	0
CHILE	sep-99	0	COLOMBIA	jul-91	0	COLOMBIA	mar-96	1
CHILE	oct-99	0	COLOMBIA	ago-91	0	COLOMBIA	abr-96	1
CHILE	nov-99	0	COLOMBIA	sep-91	0	COLOMBIA	may-96	1
CHILE	dic-99	0	COLOMBIA	oct-91	0	COLOMBIA	jun-96	1
CHILE	ene-00	1	COLOMBIA	nov-91	0	COLOMBIA	jul-96	1
CHILE	feb-00	1	COLOMBIA	dic-91	0	COLOMBIA	ago-96	1
CHILE	mar-00	1	COLOMBIA	ene-92	0	COLOMBIA	sep-96	1
CHILE	abr-00	1	COLOMBIA	feb-92	0	COLOMBIA	oct-96	1
CHILE	may-00	1	COLOMBIA	mar-92	0	COLOMBIA	nov-96	1
CHILE	jun-00	1	COLOMBIA	abr-92	0	COLOMBIA	dic-96	1
CHILE	jul-00	1	COLOMBIA	may-92	0	COLOMBIA	ene-97	1
CHILE	ago-00	1	COLOMBIA	jun-92	0	COLOMBIA	feb-97	1
CHILE	sep-00	1	COLOMBIA	jul-92	0	COLOMBIA	mar-97	1
CHILE	oct-00	1	COLOMBIA	ago-92	0	COLOMBIA	abr-97	1
CHILE	nov-00	1	COLOMBIA	sep-92	0	COLOMBIA	may-97	1
CHILE	dic-00	1	COLOMBIA	oct-92	0	COLOMBIA	jun-97	1
CHILE	ene-01	1	COLOMBIA	nov-92	0	COLOMBIA	jul-97	1
CHILE	feb-01	1	COLOMBIA	dic-92	0	COLOMBIA	ago-97	1
CHILE	mar-01	1	COLOMBIA	ene-93	0	COLOMBIA	sep-97	1
CHILE	abr-01	1	COLOMBIA	feb-93	0	COLOMBIA	oct-97	1
CHILE	may-01	1	COLOMBIA	mar-93	0	COLOMBIA	nov-97	1
CHILE	jun-01	1	COLOMBIA	abr-93	0	COLOMBIA	dic-97	1
CHILE	jul-01	1	COLOMBIA	may-93	0	COLOMBIA	ene-98	1
CHILE	ago-01	1	COLOMBIA	jun-93	0	COLOMBIA	feb-98	1
CHILE	sep-01	1	COLOMBIA	jul-93	0	COLOMBIA	mar-98	1
CHILE	oct-01	1	COLOMBIA	ago-93	0	COLOMBIA	abr-98	1
CHILE	nov-01	0	COLOMBIA	sep-93	0	COLOMBIA	may-98	1
CHILE	dic-01	0	COLOMBIA	oct-93	0	COLOMBIA	jun-98	1
CHILE	ene-02	0	COLOMBIA	nov-93	0	COLOMBIA	jul-98	1
CHILE	feb-02	0	COLOMBIA	dic-93	0	COLOMBIA	ago-98	1
CHILE	mar-02	0	COLOMBIA	ene-94	0	COLOMBIA	sep-98	1
CHILE	abr-02	0	COLOMBIA	feb-94	0	COLOMBIA	oct-98	1
CHILE	may-02	0	COLOMBIA	mar-94	0	COLOMBIA	nov-98	1
CHILE	jun-02	0	COLOMBIA	abr-94	0	COLOMBIA	dic-98	1

PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2
COLOMBIA	ene-99	1	REP_DOMINI	nov-90	1	REP_DOMINI	jul-95	0
COLOMBIA	feb-99	1	REP_DOMINI	dic-90	1	REP_DOMINI	ago-95	0
COLOMBIA	mar-99	1	REP_DOMINI	ene-91	1	REP_DOMINI	sep-95	0
COLOMBIA	abr-99	1	REP_DOMINI	feb-91	1	REP_DOMINI	oct-95	0
COLOMBIA	may-99	1	REP_DOMINI	mar-91	0	REP_DOMINI	nov-95	0
COLOMBIA	jun-99	1	REP_DOMINI	abr-91	0	REP_DOMINI	dic-95	0
COLOMBIA	jul-99	1	REP_DOMINI	may-91	0	REP_DOMINI	ene-96	0
COLOMBIA	ago-99	1	REP_DOMINI	jun-91	0	REP_DOMINI	feb-96	0
COLOMBIA	sep-99	1	REP_DOMINI	jul-91	0	REP_DOMINI	mar-96	0
COLOMBIA	oct-99	0	REP_DOMINI	ago-91	0	REP_DOMINI	abr-96	0
COLOMBIA	nov-99	0	REP_DOMINI	sep-91	0	REP_DOMINI	may-96	0
COLOMBIA	dic-99	0	REP_DOMINI	oct-91	0	REP_DOMINI	jun-96	0
COLOMBIA	ene-00	0	REP_DOMINI	nov-91	0	REP_DOMINI	jul-96	0
COLOMBIA	feb-00	0	REP_DOMINI	dic-91	0	REP_DOMINI	ago-96	0
COLOMBIA	mar-00	0	REP_DOMINI	ene-92	0	REP_DOMINI	sep-96	0
COLOMBIA	abr-00	0	REP_DOMINI	feb-92	0	REP_DOMINI	oct-96	0
COLOMBIA	may-00	0	REP_DOMINI	mar-92	0	REP_DOMINI	nov-96	0
COLOMBIA	jun-00	0	REP_DOMINI	abr-92	0	REP_DOMINI	dic-96	0
COLOMBIA	jul-00	0	REP_DOMINI	may-92	0	REP_DOMINI	ene-97	0
COLOMBIA	ago-00	0	REP_DOMINI	jun-92	0	REP_DOMINI	feb-97	0
COLOMBIA	sep-00	0	REP_DOMINI	jul-92	0	REP_DOMINI	mar-97	0
COLOMBIA	oct-00	0	REP_DOMINI	ago-92	0	REP_DOMINI	abr-97	0
COLOMBIA	nov-00	0	REP_DOMINI	sep-92	0	REP_DOMINI	may-97	0
COLOMBIA	dic-00	0	REP_DOMINI	oct-92	0	REP_DOMINI	jun-97	0
COLOMBIA	ene-01	0	REP_DOMINI	nov-92	0	REP_DOMINI	jul-97	0
COLOMBIA	feb-01	0	REP_DOMINI	dic-92	0	REP_DOMINI	ago-97	0
COLOMBIA	mar-01	0	REP_DOMINI	ene-93	0	REP_DOMINI	sep-97	0
COLOMBIA	abr-01	0	REP_DOMINI	feb-93	0	REP_DOMINI	oct-97	0
COLOMBIA	may-01	0	REP_DOMINI	mar-93	0	REP_DOMINI	nov-97	0
COLOMBIA	jun-01	0	REP_DOMINI	abr-93	0	REP_DOMINI	dic-97	0
COLOMBIA	jul-01	0	REP_DOMINI	may-93	0	REP_DOMINI	ene-98	0
COLOMBIA	ago-01	1	REP_DOMINI	jun-93	0	REP_DOMINI	feb-98	0
COLOMBIA	sep-01	1	REP_DOMINI	jul-93	0	REP_DOMINI	mar-98	0
COLOMBIA	oct-01	1	REP_DOMINI	ago-93	0	REP_DOMINI	abr-98	0
COLOMBIA	nov-01	1	REP_DOMINI	sep-93	0	REP_DOMINI	may-98	0
COLOMBIA	dic-01	1	REP_DOMINI	oct-93	0	REP_DOMINI	jun-98	0
COLOMBIA	ene-02	1	REP_DOMINI	nov-93	0	REP_DOMINI	jul-98	0
COLOMBIA	feb-02	1	REP_DOMINI	dic-93	0	REP_DOMINI	ago-98	0
COLOMBIA	mar-02	1	REP_DOMINI	ene-94	0	REP_DOMINI	sep-98	0
COLOMBIA	abr-02	1	REP_DOMINI	feb-94	0	REP_DOMINI	oct-98	0
COLOMBIA	may-02	1	REP_DOMINI	mar-94	0	REP_DOMINI	nov-98	0
COLOMBIA	jun-02	1	REP_DOMINI	abr-94	0	REP_DOMINI	dic-98	0
COLOMBIA	jul-02	1	REP_DOMINI	may-94	0	REP_DOMINI	ene-99	0
COLOMBIA	ago-02	1	REP_DOMINI	jun-94	0	REP_DOMINI	feb-99	0
COLOMBIA	sep-02	0	REP_DOMINI	jul-94	0	REP_DOMINI	mar-99	0
COLOMBIA	oct-02	0	REP_DOMINI	ago-94	0	REP_DOMINI	abr-99	0
REP_DOMINI	ene-90	1	REP_DOMINI	sep-94	0	REP_DOMINI	may-99	0
REP_DOMINI	feb-90	1	REP_DOMINI	oct-94	0	REP_DOMINI	jun-99	0
REP_DOMINI	mar-90	1	REP_DOMINI	nov-94	0	REP_DOMINI	jul-99	0
REP_DOMINI	abr-90	1	REP_DOMINI	dic-94	0	REP_DOMINI	ago-99	0
REP_DOMINI	may-90	1	REP_DOMINI	ene-95	0	REP_DOMINI	sep-99	0
REP_DOMINI	jun-90	1	REP_DOMINI	feb-95	0	REP_DOMINI	oct-99	0
REP_DOMINI	jul-90	1	REP_DOMINI	mar-95	0	REP_DOMINI	nov-99	0
REP_DOMINI	ago-90	1	REP_DOMINI	abr-95	0	REP_DOMINI	dic-99	0
REP_DOMINI	sep-90	1	REP_DOMINI	may-95	0	REP_DOMINI	ene-00	0
REP_DOMINI	oct-90	1	REP_DOMINI	jun-95	0	REP_DOMINI	feb-00	0

PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2
REP_DOMINI	mar-00	0	ECUADOR	ene-92	1	ECUADOR	sep-96	0
REP_DOMINI	abr-00	0	ECUADOR	feb-92	1	ECUADOR	oct-96	0
REP_DOMINI	may-00	0	ECUADOR	mar-92	1	ECUADOR	nov-96	0
REP_DOMINI	jun-00	0	ECUADOR	abr-92	1	ECUADOR	dic-96	0
REP_DOMINI	jul-00	0	ECUADOR	may-92	1	ECUADOR	ene-97	0
REP_DOMINI	ago-00	0	ECUADOR	jun-92	1	ECUADOR	feb-97	0
REP_DOMINI	sep-00	0	ECUADOR	jul-92	1	ECUADOR	mar-97	0
REP_DOMINI	oct-00	0	ECUADOR	ago-92	1	ECUADOR	abr-97	0
REP_DOMINI	nov-00	0	ECUADOR	sep-92	1	ECUADOR	may-97	0
REP_DOMINI	dic-00	0	ECUADOR	oct-92	0	ECUADOR	jun-97	0
REP_DOMINI	ene-01	0	ECUADOR	nov-92	0	ECUADOR	jul-97	0
REP_DOMINI	feb-01	0	ECUADOR	dic-92	0	ECUADOR	ago-97	0
REP_DOMINI	mar-01	0	ECUADOR	ene-93	0	ECUADOR	sep-97	0
REP_DOMINI	abr-01	0	ECUADOR	feb-93	0	ECUADOR	oct-97	0
REP_DOMINI	may-01	0	ECUADOR	mar-93	0	ECUADOR	nov-97	1
REP_DOMINI	jun-01	0	ECUADOR	abr-93	0	ECUADOR	dic-97	1
REP_DOMINI	jul-01	0	ECUADOR	may-93	0	ECUADOR	ene-98	1
REP_DOMINI	ago-01	0	ECUADOR	jun-93	0	ECUADOR	feb-98	1
REP_DOMINI	sep-01	0	ECUADOR	jul-93	0	ECUADOR	mar-98	1
REP_DOMINI	oct-01	0	ECUADOR	ago-93	0	ECUADOR	abr-98	1
REP_DOMINI	nov-01	0	ECUADOR	sep-93	0	ECUADOR	may-98	1
REP_DOMINI	dic-01	1	ECUADOR	oct-93	0	ECUADOR	jun-98	1
REP_DOMINI	ene-02	1	ECUADOR	nov-93	0	ECUADOR	jul-98	1
REP_DOMINI	feb-02	1	ECUADOR	dic-93	0	ECUADOR	ago-98	1
REP_DOMINI	mar-02	1	ECUADOR	ene-94	0	ECUADOR	sep-98	1
REP_DOMINI	abr-02	1	ECUADOR	feb-94	0	ECUADOR	oct-98	1
REP_DOMINI	may-02	1	ECUADOR	mar-94	0	ECUADOR	nov-98	1
REP_DOMINI	jun-02	1	ECUADOR	abr-94	0	ECUADOR	dic-98	1
REP_DOMINI	jul-02	1	ECUADOR	may-94	0	ECUADOR	ene-99	1
REP_DOMINI	ago-02	1	ECUADOR	jun-94	0	ECUADOR	feb-99	1
REP_DOMINI	sep-02	1	ECUADOR	jul-94	0	ECUADOR	mar-99	1
REP_DOMINI	oct-02	1	ECUADOR	ago-94	0	ECUADOR	abr-99	1
ECUADOR	ene-90	0	ECUADOR	sep-94	0	ECUADOR	may-99	1
ECUADOR	feb-90	0	ECUADOR	oct-94	0	ECUADOR	jun-99	1
ECUADOR	mar-90	0	ECUADOR	nov-94	0	ECUADOR	jul-99	1
ECUADOR	abr-90	0	ECUADOR	dic-94	0	ECUADOR	ago-99	1
ECUADOR	may-90	0	ECUADOR	ene-95	0	ECUADOR	sep-99	1
ECUADOR	jun-90	0	ECUADOR	feb-95	0	ECUADOR	oct-99	1
ECUADOR	jul-90	0	ECUADOR	mar-95	0	ECUADOR	nov-99	1
ECUADOR	ago-90	0	ECUADOR	abr-95	0	ECUADOR	dic-99	1
ECUADOR	sep-90	0	ECUADOR	may-95	0	ECUADOR	ene-00	1
ECUADOR	oct-90	0	ECUADOR	jun-95	0	ECUADOR	feb-00	0
ECUADOR	nov-90	0	ECUADOR	jul-95	0	ECUADOR	mar-00	0
ECUADOR	dic-90	0	ECUADOR	ago-95	0	ECUADOR	abr-00	0
ECUADOR	ene-91	0	ECUADOR	sep-95	0	ECUADOR	may-00	0
ECUADOR	feb-91	0	ECUADOR	oct-95	0	ECUADOR	jun-00	0
ECUADOR	mar-91	0	ECUADOR	nov-95	0	ECUADOR	jul-00	0
ECUADOR	abr-91	0	ECUADOR	dic-95	0	ECUADOR	ago-00	0
ECUADOR	may-91	0	ECUADOR	ene-96	0	ECUADOR	sep-00	0
ECUADOR	jun-91	0	ECUADOR	feb-96	0	ECUADOR	oct-00	0
ECUADOR	jul-91	0	ECUADOR	mar-96	0	ECUADOR	nov-00	0
ECUADOR	ago-91	0	ECUADOR	abr-96	0	ECUADOR	dic-00	0
ECUADOR	sep-91	0	ECUADOR	may-96	0	ECUADOR	ene-01	0
ECUADOR	oct-91	1	ECUADOR	jun-96	0	ECUADOR	feb-01	0
ECUADOR	nov-91	1	ECUADOR	jul-96	0	ECUADOR	mar-01	0
ECUADOR	dic-91	1	ECUADOR	ago-96	0	ECUADOR	abr-01	0

PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2
ECUADOR	may-01	0	GUATEMALA	mar-93	0	GUATEMALA	nov-97	0
ECUADOR	jun-01	0	GUATEMALA	abr-93	0	GUATEMALA	dic-97	0
ECUADOR	jul-01	0	GUATEMALA	may-93	0	GUATEMALA	ene-98	0
ECUADOR	ago-01	0	GUATEMALA	jun-93	0	GUATEMALA	feb-98	0
ECUADOR	sep-01	0	GUATEMALA	jul-93	0	GUATEMALA	mar-98	0
ECUADOR	oct-01	0	GUATEMALA	ago-93	0	GUATEMALA	abr-98	0
ECUADOR	nov-01	0	GUATEMALA	sep-93	0	GUATEMALA	may-98	0
ECUADOR	dic-01	0	GUATEMALA	oct-93	0	GUATEMALA	jun-98	0
ECUADOR	ene-02	0	GUATEMALA	nov-93	0	GUATEMALA	jul-98	0
ECUADOR	feb-02	0	GUATEMALA	dic-93	0	GUATEMALA	ago-98	0
ECUADOR	mar-02	0	GUATEMALA	ene-94	0	GUATEMALA	sep-98	0
ECUADOR	abr-02	0	GUATEMALA	feb-94	0	GUATEMALA	oct-98	0
ECUADOR	may-02	0	GUATEMALA	mar-94	0	GUATEMALA	nov-98	0
ECUADOR	jun-02	0	GUATEMALA	abr-94	0	GUATEMALA	dic-98	0
ECUADOR	jul-02	0	GUATEMALA	may-94	0	GUATEMALA	ene-99	0
ECUADOR	ago-02	0	GUATEMALA	jun-94	0	GUATEMALA	feb-99	0
ECUADOR	sep-02	0	GUATEMALA	jul-94	0	GUATEMALA	mar-99	0
ECUADOR	oct-02	0	GUATEMALA	ago-94	0	GUATEMALA	abr-99	0
GUATEMALA	ene-90	1	GUATEMALA	sep-94	0	GUATEMALA	may-99	0
GUATEMALA	feb-90	1	GUATEMALA	oct-94	0	GUATEMALA	jun-99	0
GUATEMALA	mar-90	1	GUATEMALA	nov-94	0	GUATEMALA	jul-99	0
GUATEMALA	abr-90	1	GUATEMALA	dic-94	0	GUATEMALA	ago-99	0
GUATEMALA	may-90	1	GUATEMALA	ene-95	0	GUATEMALA	sep-99	0
GUATEMALA	jun-90	1	GUATEMALA	feb-95	0	GUATEMALA	oct-99	0
GUATEMALA	jul-90	1	GUATEMALA	mar-95	0	GUATEMALA	nov-99	0
GUATEMALA	ago-90	1	GUATEMALA	abr-95	0	GUATEMALA	dic-99	0
GUATEMALA	sep-90	1	GUATEMALA	may-95	0	GUATEMALA	ene-00	0
GUATEMALA	oct-90	0	GUATEMALA	jun-95	0	GUATEMALA	feb-00	0
GUATEMALA	nov-90	0	GUATEMALA	jul-95	0	GUATEMALA	mar-00	0
GUATEMALA	dic-90	0	GUATEMALA	ago-95	0	GUATEMALA	abr-00	0
GUATEMALA	ene-91	0	GUATEMALA	sep-95	0	GUATEMALA	may-00	0
GUATEMALA	feb-91	0	GUATEMALA	oct-95	0	GUATEMALA	jun-00	0
GUATEMALA	mar-91	0	GUATEMALA	nov-95	0	GUATEMALA	jul-00	0
GUATEMALA	abr-91	0	GUATEMALA	dic-95	0	GUATEMALA	ago-00	0
GUATEMALA	may-91	0	GUATEMALA	ene-96	0	GUATEMALA	sep-00	0
GUATEMALA	jun-91	0	GUATEMALA	feb-96	1	GUATEMALA	oct-00	0
GUATEMALA	jul-91	0	GUATEMALA	mar-96	1	GUATEMALA	nov-00	0
GUATEMALA	ago-91	0	GUATEMALA	abr-96	1	GUATEMALA	dic-00	0
GUATEMALA	sep-91	0	GUATEMALA	may-96	1	GUATEMALA	ene-01	0
GUATEMALA	oct-91	0	GUATEMALA	jun-96	1	GUATEMALA	feb-01	0
GUATEMALA	nov-91	0	GUATEMALA	jul-96	1	GUATEMALA	mar-01	0
GUATEMALA	dic-91	0	GUATEMALA	ago-96	1	GUATEMALA	abr-01	0
GUATEMALA	ene-92	0	GUATEMALA	sep-96	1	GUATEMALA	may-01	0
GUATEMALA	feb-92	0	GUATEMALA	oct-96	1	GUATEMALA	jun-01	0
GUATEMALA	mar-92	0	GUATEMALA	nov-96	1	GUATEMALA	jul-01	0
GUATEMALA	abr-92	0	GUATEMALA	dic-96	1	GUATEMALA	ago-01	0
GUATEMALA	may-92	0	GUATEMALA	ene-97	1	GUATEMALA	sep-01	0
GUATEMALA	jun-92	0	GUATEMALA	feb-97	0	GUATEMALA	oct-01	0
GUATEMALA	jul-92	0	GUATEMALA	mar-97	0	GUATEMALA	nov-01	0
GUATEMALA	ago-92	0	GUATEMALA	abr-97	0	GUATEMALA	dic-01	0
GUATEMALA	sep-92	0	GUATEMALA	may-97	0	GUATEMALA	ene-02	0
GUATEMALA	oct-92	0	GUATEMALA	jun-97	0	GUATEMALA	feb-02	0
GUATEMALA	nov-92	0	GUATEMALA	jul-97	0	GUATEMALA	mar-02	0
GUATEMALA	dic-92	0	GUATEMALA	ago-97	0	GUATEMALA	abr-02	0
GUATEMALA	ene-93	0	GUATEMALA	sep-97	0	GUATEMALA	may-02	0
GUATEMALA	feb-93	0	GUATEMALA	oct-97	0	GUATEMALA	jun-02	0

PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2
GUATEMALA	jul-02	0	MEXICO	may-94	1	MEXICO	ene-99	0
GUATEMALA	ago-02	0	MEXICO	jun-94	1	MEXICO	feb-99	0
GUATEMALA	sep-02	0	MEXICO	jul-94	1	MEXICO	mar-99	0
GUATEMALA	oct-02	0	MEXICO	ago-94	1	MEXICO	abr-99	0
MEXICO	ene-90	0	MEXICO	sep-94	1	MEXICO	may-99	0
MEXICO	feb-90	0	MEXICO	oct-94	1	MEXICO	jun-99	0
MEXICO	mar-90	0	MEXICO	nov-94	1	MEXICO	jul-99	0
MEXICO	abr-90	0	MEXICO	dic-94	1	MEXICO	ago-99	0
MEXICO	may-90	0	MEXICO	ene-95	1	MEXICO	sep-99	0
MEXICO	jun-90	0	MEXICO	feb-95	1	MEXICO	oct-99	0
MEXICO	jul-90	0	MEXICO	mar-95	1	MEXICO	nov-99	0
MEXICO	ago-90	0	MEXICO	abr-95	1	MEXICO	dic-99	0
MEXICO	sep-90	0	MEXICO	may-95	1	MEXICO	ene-00	0
MEXICO	oct-90	0	MEXICO	jun-95	1	MEXICO	feb-00	0
MEXICO	nov-90	0	MEXICO	jul-95	1	MEXICO	mar-00	0
MEXICO	dic-90	0	MEXICO	ago-95	1	MEXICO	abr-00	0
MEXICO	ene-91	0	MEXICO	sep-95	1	MEXICO	may-00	0
MEXICO	feb-91	0	MEXICO	oct-95	1	MEXICO	jun-00	0
MEXICO	mar-91	0	MEXICO	nov-95	1	MEXICO	jul-00	0
MEXICO	abr-91	0	MEXICO	dic-95	0	MEXICO	ago-00	0
MEXICO	may-91	0	MEXICO	ene-96	0	MEXICO	sep-00	0
MEXICO	jun-91	0	MEXICO	feb-96	0	MEXICO	oct-00	0
MEXICO	jul-91	0	MEXICO	mar-96	0	MEXICO	nov-00	0
MEXICO	ago-91	0	MEXICO	abr-96	0	MEXICO	dic-00	0
MEXICO	sep-91	0	MEXICO	may-96	0	MEXICO	ene-01	0
MEXICO	oct-91	0	MEXICO	jun-96	0	MEXICO	feb-01	0
MEXICO	nov-91	0	MEXICO	jul-96	0	MEXICO	mar-01	0
MEXICO	dic-91	0	MEXICO	ago-96	0	MEXICO	abr-01	0
MEXICO	ene-92	0	MEXICO	sep-96	0	MEXICO	may-01	0
MEXICO	feb-92	0	MEXICO	oct-96	0	MEXICO	jun-01	0
MEXICO	mar-92	0	MEXICO	nov-96	0	MEXICO	jul-01	0
MEXICO	abr-92	0	MEXICO	dic-96	0	MEXICO	ago-01	0
MEXICO	may-92	0	MEXICO	ene-97	0	MEXICO	sep-01	0
MEXICO	jun-92	0	MEXICO	feb-97	0	MEXICO	oct-01	0
MEXICO	jul-92	0	MEXICO	mar-97	0	MEXICO	nov-01	0
MEXICO	ago-92	0	MEXICO	abr-97	0	MEXICO	dic-01	0
MEXICO	sep-92	0	MEXICO	may-97	0	MEXICO	ene-02	0
MEXICO	oct-92	0	MEXICO	jun-97	0	MEXICO	feb-02	0
MEXICO	nov-92	0	MEXICO	jul-97	0	MEXICO	mar-02	0
MEXICO	dic-92	0	MEXICO	ago-97	0	MEXICO	abr-02	0
MEXICO	ene-93	0	MEXICO	sep-97	0	MEXICO	may-02	0
MEXICO	feb-93	0	MEXICO	oct-97	1	MEXICO	jun-02	0
MEXICO	mar-93	0	MEXICO	nov-97	1	MEXICO	jul-02	0
MEXICO	abr-93	0	MEXICO	dic-97	1	MEXICO	ago-02	0
MEXICO	may-93	0	MEXICO	ene-98	1	MEXICO	sep-02	0
MEXICO	jun-93	0	MEXICO	feb-98	1	MEXICO	oct-02	0
MEXICO	jul-93	0	MEXICO	mar-98	1	PARAGUAY	ene-90	0
MEXICO	ago-93	0	MEXICO	abr-98	1	PARAGUAY	feb-90	0
MEXICO	sep-93	0	MEXICO	may-98	1	PARAGUAY	mar-90	0
MEXICO	oct-93	0	MEXICO	jun-98	1	PARAGUAY	abr-90	0
MEXICO	nov-93	0	MEXICO	jul-98	1	PARAGUAY	may-90	0
MEXICO	dic-93	0	MEXICO	ago-98	1	PARAGUAY	jun-90	0
MEXICO	ene-94	1	MEXICO	sep-98	1	PARAGUAY	jul-90	0
MEXICO	feb-94	1	MEXICO	oct-98	0	PARAGUAY	ago-90	0
MEXICO	mar-94	1	MEXICO	nov-98	0	PARAGUAY	sep-90	0
MEXICO	abr-94	1	MEXICO	dic-98	0	PARAGUAY	oct-90	0

PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2
PARAGUAY	nov-90	0	PARAGUAY	jul-95	0	PARAGUAY	mar-00	0
PARAGUAY	dic-90	0	PARAGUAY	ago-95	0	PARAGUAY	abr-00	0
PARAGUAY	ene-91	0	PARAGUAY	sep-95	0	PARAGUAY	may-00	0
PARAGUAY	feb-91	1	PARAGUAY	oct-95	0	PARAGUAY	jun-00	0
PARAGUAY	mar-91	1	PARAGUAY	nov-95	0	PARAGUAY	jul-00	0
PARAGUAY	abr-91	1	PARAGUAY	dic-95	0	PARAGUAY	ago-00	1
PARAGUAY	may-91	1	PARAGUAY	ene-96	0	PARAGUAY	sep-00	1
PARAGUAY	jun-91	1	PARAGUAY	feb-96	0	PARAGUAY	oct-00	1
PARAGUAY	jul-91	1	PARAGUAY	mar-96	0	PARAGUAY	nov-00	1
PARAGUAY	ago-91	1	PARAGUAY	abr-96	0	PARAGUAY	dic-00	1
PARAGUAY	sep-91	1	PARAGUAY	may-96	0	PARAGUAY	ene-01	1
PARAGUAY	oct-91	1	PARAGUAY	jun-96	0	PARAGUAY	feb-01	1
PARAGUAY	nov-91	1	PARAGUAY	jul-96	0	PARAGUAY	mar-01	1
PARAGUAY	dic-91	1	PARAGUAY	ago-96	0	PARAGUAY	abr-01	1
PARAGUAY	ene-92	1	PARAGUAY	sep-96	0	PARAGUAY	may-01	1
PARAGUAY	feb-92	0	PARAGUAY	oct-96	0	PARAGUAY	jun-01	1
PARAGUAY	mar-92	0	PARAGUAY	nov-96	0	PARAGUAY	jul-01	1
PARAGUAY	abr-92	0	PARAGUAY	dic-96	0	PARAGUAY	ago-01	1
PARAGUAY	may-92	0	PARAGUAY	ene-97	0	PARAGUAY	sep-01	1
PARAGUAY	jun-92	0	PARAGUAY	feb-97	1	PARAGUAY	oct-01	1
PARAGUAY	jul-92	0	PARAGUAY	mar-97	1	PARAGUAY	nov-01	1
PARAGUAY	ago-92	0	PARAGUAY	abr-97	1	PARAGUAY	dic-01	1
PARAGUAY	sep-92	0	PARAGUAY	may-97	1	PARAGUAY	ene-02	1
PARAGUAY	oct-92	0	PARAGUAY	jun-97	1	PARAGUAY	feb-02	1
PARAGUAY	nov-92	0	PARAGUAY	jul-97	1	PARAGUAY	mar-02	1
PARAGUAY	dic-92	0	PARAGUAY	ago-97	1	PARAGUAY	abr-02	1
PARAGUAY	ene-93	0	PARAGUAY	sep-97	1	PARAGUAY	may-02	1
PARAGUAY	feb-93	0	PARAGUAY	oct-97	1	PARAGUAY	jun-02	1
PARAGUAY	mar-93	0	PARAGUAY	nov-97	1	PARAGUAY	jul-02	1
PARAGUAY	abr-93	0	PARAGUAY	dic-97	1	PARAGUAY	ago-02	1
PARAGUAY	may-93	0	PARAGUAY	ene-98	1	PARAGUAY	sep-02	1
PARAGUAY	jun-93	0	PARAGUAY	feb-98	1	PARAGUAY	oct-02	1
PARAGUAY	jul-93	0	PARAGUAY	mar-98	1	PERU	ene-90	1
PARAGUAY	ago-93	0	PARAGUAY	abr-98	1	PERU	feb-90	1
PARAGUAY	sep-93	0	PARAGUAY	may-98	0	PERU	mar-90	1
PARAGUAY	oct-93	0	PARAGUAY	jun-98	0	PERU	abr-90	1
PARAGUAY	nov-93	0	PARAGUAY	jul-98	1	PERU	may-90	1
PARAGUAY	dic-93	0	PARAGUAY	ago-98	1	PERU	jun-90	1
PARAGUAY	ene-94	0	PARAGUAY	sep-98	1	PERU	jul-90	1
PARAGUAY	feb-94	0	PARAGUAY	oct-98	1	PERU	ago-90	1
PARAGUAY	mar-94	0	PARAGUAY	nov-98	1	PERU	sep-90	1
PARAGUAY	abr-94	0	PARAGUAY	dic-98	1	PERU	oct-90	1
PARAGUAY	may-94	0	PARAGUAY	ene-99	1	PERU	nov-90	1
PARAGUAY	jun-94	0	PARAGUAY	feb-99	1	PERU	dic-90	1
PARAGUAY	jul-94	0	PARAGUAY	mar-99	1	PERU	ene-91	1
PARAGUAY	ago-94	0	PARAGUAY	abr-99	1	PERU	feb-91	1
PARAGUAY	sep-94	0	PARAGUAY	may-99	1	PERU	mar-91	1
PARAGUAY	oct-94	0	PARAGUAY	jun-99	1	PERU	abr-91	1
PARAGUAY	nov-94	0	PARAGUAY	jul-99	1	PERU	may-91	1
PARAGUAY	dic-94	0	PARAGUAY	ago-99	0	PERU	jun-91	1
PARAGUAY	ene-95	0	PARAGUAY	sep-99	0	PERU	jul-91	1
PARAGUAY	feb-95	0	PARAGUAY	oct-99	0	PERU	ago-91	1
PARAGUAY	mar-95	0	PARAGUAY	nov-99	0	PERU	sep-91	1
PARAGUAY	abr-95	0	PARAGUAY	dic-99	0	PERU	oct-91	1
PARAGUAY	may-95	0	PARAGUAY	ene-00	0	PERU	nov-91	1
PARAGUAY	jun-95	0	PARAGUAY	feb-00	0	PERU	dic-91	1

PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2
PERU	ene-92	1	PERU	sep-96	0	PERU	may-01	0
PERU	feb-92	1	PERU	oct-96	0	PERU	jun-01	0
PERU	mar-92	1	PERU	nov-96	0	PERU	jul-01	0
PERU	abr-92	1	PERU	dic-96	0	PERU	ago-01	0
PERU	may-92	1	PERU	ene-97	0	PERU	sep-01	0
PERU	jun-92	1	PERU	feb-97	0	PERU	oct-01	0
PERU	jul-92	1	PERU	mar-97	0	PERU	nov-01	0
PERU	ago-92	1	PERU	abr-97	0	PERU	dic-01	0
PERU	sep-92	1	PERU	may-97	0	PERU	ene-02	0
PERU	oct-92	1	PERU	jun-97	0	PERU	feb-02	0
PERU	nov-92	0	PERU	jul-97	0	PERU	mar-02	0
PERU	dic-92	0	PERU	ago-97	0	PERU	abr-02	0
PERU	ene-93	0	PERU	sep-97	0	PERU	may-02	0
PERU	feb-93	0	PERU	oct-97	0	PERU	jun-02	0
PERU	mar-93	0	PERU	nov-97	0	PERU	jul-02	0
PERU	abr-93	0	PERU	dic-97	0	PERU	ago-02	0
PERU	may-93	0	PERU	ene-98	0	PERU	sep-02	0
PERU	jun-93	0	PERU	feb-98	0	PERU	oct-02	0
PERU	jul-93	0	PERU	mar-98	0	VENEZUELA	ene-90	0
PERU	ago-93	0	PERU	abr-98	0	VENEZUELA	feb-90	0
PERU	sep-93	0	PERU	may-98	0	VENEZUELA	mar-90	0
PERU	oct-93	0	PERU	jun-98	0	VENEZUELA	abr-90	0
PERU	nov-93	0	PERU	jul-98	0	VENEZUELA	may-90	0
PERU	dic-93	0	PERU	ago-98	0	VENEZUELA	jun-90	0
PERU	ene-94	0	PERU	sep-98	0	VENEZUELA	jul-90	0
PERU	feb-94	0	PERU	oct-98	0	VENEZUELA	ago-90	0
PERU	mar-94	0	PERU	nov-98	0	VENEZUELA	sep-90	0
PERU	abr-94	0	PERU	dic-98	0	VENEZUELA	oct-90	0
PERU	may-94	0	PERU	ene-99	0	VENEZUELA	nov-90	0
PERU	jun-94	0	PERU	feb-99	0	VENEZUELA	dic-90	0
PERU	jul-94	0	PERU	mar-99	0	VENEZUELA	ene-91	0
PERU	ago-94	0	PERU	abr-99	0	VENEZUELA	feb-91	0
PERU	sep-94	0	PERU	may-99	0	VENEZUELA	mar-91	0
PERU	oct-94	0	PERU	jun-99	0	VENEZUELA	abr-91	0
PERU	nov-94	0	PERU	jul-99	0	VENEZUELA	may-91	0
PERU	dic-94	0	PERU	ago-99	0	VENEZUELA	jun-91	0
PERU	ene-95	0	PERU	sep-99	0	VENEZUELA	jul-91	0
PERU	feb-95	0	PERU	oct-99	0	VENEZUELA	ago-91	0
PERU	mar-95	0	PERU	nov-99	0	VENEZUELA	sep-91	0
PERU	abr-95	0	PERU	dic-99	0	VENEZUELA	oct-91	0
PERU	may-95	0	PERU	ene-00	0	VENEZUELA	nov-91	0
PERU	jun-95	0	PERU	feb-00	0	VENEZUELA	dic-91	0
PERU	jul-95	0	PERU	mar-00	0	VENEZUELA	ene-92	0
PERU	ago-95	0	PERU	abr-00	0	VENEZUELA	feb-92	0
PERU	sep-95	0	PERU	may-00	0	VENEZUELA	mar-92	0
PERU	oct-95	0	PERU	jun-00	0	VENEZUELA	abr-92	0
PERU	nov-95	0	PERU	jul-00	0	VENEZUELA	may-92	0
PERU	dic-95	0	PERU	ago-00	0	VENEZUELA	jun-92	0
PERU	ene-96	0	PERU	sep-00	0	VENEZUELA	jul-92	0
PERU	feb-96	0	PERU	oct-00	0	VENEZUELA	ago-92	0
PERU	mar-96	0	PERU	nov-00	0	VENEZUELA	sep-92	0
PERU	abr-96	0	PERU	dic-00	0	VENEZUELA	oct-92	0
PERU	may-96	0	PERU	ene-01	0	VENEZUELA	nov-92	0
PERU	jun-96	0	PERU	feb-01	0	VENEZUELA	dic-92	0
PERU	jul-96	0	PERU	mar-01	0	VENEZUELA	ene-93	0
PERU	ago-96	0	PERU	abr-01	0	VENEZUELA	feb-93	0

PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2	PAÍS	Fecha	ENDOGENA2
VENEZUELA	mar-93	0	VENEZUELA	nov-97	0	VENEZUELA	jul-02	0
VENEZUELA	abr-93	0	VENEZUELA	dic-97	0	VENEZUELA	ago-02	0
VENEZUELA	may-93	0	VENEZUELA	ene-98	0	VENEZUELA	sep-02	0
VENEZUELA	jun-93	1	VENEZUELA	feb-98	0	VENEZUELA	oct-02	0
VENEZUELA	jul-93	1	VENEZUELA	mar-98	0			
VENEZUELA	ago-93	1	VENEZUELA	abr-98	0			
VENEZUELA	sep-93	1	VENEZUELA	may-98	0			
VENEZUELA	oct-93	1	VENEZUELA	jun-98	0			
VENEZUELA	nov-93	1	VENEZUELA	jul-98	0			
VENEZUELA	dic-93	1	VENEZUELA	ago-98	0			
VENEZUELA	ene-94	1	VENEZUELA	sep-98	0			
VENEZUELA	feb-94	1	VENEZUELA	oct-98	0			
VENEZUELA	mar-94	1	VENEZUELA	nov-98	0			
VENEZUELA	abr-94	1	VENEZUELA	dic-98	0			
VENEZUELA	may-94	1	VENEZUELA	ene-99	0			
VENEZUELA	jun-94	1	VENEZUELA	feb-99	0			
VENEZUELA	jul-94	0	VENEZUELA	mar-99	0			
VENEZUELA	ago-94	0	VENEZUELA	abr-99	0			
VENEZUELA	sep-94	0	VENEZUELA	may-99	0			
VENEZUELA	oct-94	0	VENEZUELA	jun-99	0			
VENEZUELA	nov-94	0	VENEZUELA	jul-99	0			
VENEZUELA	dic-94	0	VENEZUELA	ago-99	0			
VENEZUELA	ene-95	1	VENEZUELA	sep-99	0			
VENEZUELA	feb-95	1	VENEZUELA	oct-99	0			
VENEZUELA	mar-95	1	VENEZUELA	nov-99	0			
VENEZUELA	abr-95	1	VENEZUELA	dic-99	0			
VENEZUELA	may-95	1	VENEZUELA	ene-00	0			
VENEZUELA	jun-95	1	VENEZUELA	feb-00	0			
VENEZUELA	jul-95	1	VENEZUELA	mar-00	0			
VENEZUELA	ago-95	1	VENEZUELA	abr-00	0			
VENEZUELA	sep-95	1	VENEZUELA	may-00	0			
VENEZUELA	oct-95	1	VENEZUELA	jun-00	0			
VENEZUELA	nov-95	1	VENEZUELA	jul-00	0			
VENEZUELA	dic-95	1	VENEZUELA	ago-00	0			
VENEZUELA	ene-96	1	VENEZUELA	sep-00	0			
VENEZUELA	feb-96	1	VENEZUELA	oct-00	0			
VENEZUELA	mar-96	1	VENEZUELA	nov-00	0			
VENEZUELA	abr-96	1	VENEZUELA	dic-00	0			
VENEZUELA	may-96	1	VENEZUELA	ene-01	0			
VENEZUELA	jun-96	0	VENEZUELA	feb-01	0			
VENEZUELA	jul-96	0	VENEZUELA	mar-01	1			
VENEZUELA	ago-96	0	VENEZUELA	abr-01	1			
VENEZUELA	sep-96	0	VENEZUELA	may-01	1			
VENEZUELA	oct-96	0	VENEZUELA	jun-01	1			
VENEZUELA	nov-96	0	VENEZUELA	jul-01	1			
VENEZUELA	dic-96	0	VENEZUELA	ago-01	1			
VENEZUELA	ene-97	0	VENEZUELA	sep-01	1			
VENEZUELA	feb-97	0	VENEZUELA	oct-01	1			
VENEZUELA	mar-97	0	VENEZUELA	nov-01	1			
VENEZUELA	abr-97	0	VENEZUELA	dic-01	1			
VENEZUELA	may-97	0	VENEZUELA	ene-02	1			
VENEZUELA	jun-97	0	VENEZUELA	feb-02	1			
VENEZUELA	jul-97	0	VENEZUELA	mar-02	1			
VENEZUELA	ago-97	0	VENEZUELA	abr-02	1			
VENEZUELA	sep-97	0	VENEZUELA	may-02	1			
VENEZUELA	oct-97	0	VENEZUELA	jun-02	1			

VARIABLE: ENDOGENA2

PAIS	VARIABLE ENDÓGENA	PERIODO	VARIACION TIPO CAMBIO	UMBRAL
ARGENTINA	0	feb-92 hasta jun-01	0,01	9,34
ARGENTINA	1	ene-02 y feb-02	40,07 y 39,36	
BRASIL	0	mar-96 hasta jun-98	0,58	8,66
BRASIL	1	ene-99 y feb-99	24,60 y 27,42	
BRASIL	0	sep-99 hasta nov-01	1,17	
BRASIL	1	jun-02	9,42	
BRASIL	1	oct-02	13,88	
CHILE	1	nov-90	4,60	3,61
CHILE	0	jun-91 hasta jul-98	0,38	
CHILE	1	feb-99	3,74	
CHILE	0	sep-99 hasta may-00	0,21	
CHILE	1	dic-00	9,43	
CHILE	1	jul-01	6,56	
CHILE	0	may-02 hasta nov-02	1,30	
COLOMBIA	0	ene-90 hasta ene-95	1,14	4,47
COLOMBIA	1	ago-95	4,67	
COLOMBIA	1	feb-97	4,51	
COLOMBIA	1	sep-97	7,96	
COLOMBIA	1	sep-98 y oct-98	9,30 y 4,48	
COLOMBIA	1	jul-99	7,23	
COLOMBIA	0	abr-00 hasta dic-01	0,80	
COLOMBIA	1	jul-02 y ago-02	5,60 y 5,90	
REPÚBLICA DOMINICANA	1	abr-90	12,18	5,27
REPÚBLICA DOMINICANA	1	ago-90	28,88	
REPÚBLICA DOMINICANA	1	feb-91	13,10	
REPÚBLICA DOMINICANA	0	sep-91 hasta abr-02	0,28	
REPÚBLICA DOMINICANA	1	nov-02	5,50	
ECUADOR	0	ene-90 hasta feb-92	2,82	11,31
ECUADOR	1	sep-92	25,53	
ECUADOR	0	abr-93 hasta mar-98	1,55	
ECUADOR	1	oct-98	12,59	
ECUADOR	1	mar-99	37,75	
ECUADOR	1	oct-99	29,22 y 11,94	
ECUADOR	0	ago-00 hasta dic-02	0,00	
GUATEMALA	1	nov-89 y dic-89	14,81 y 6,25	4,77
GUATEMALA	1	ago-90 y sep-90	10,42 y 22,32	
GUATEMALA	0	abr-91 hasta jun-96	0,32	
GUATEMALA	1	ene-97	10,02	
GUATEMALA	0	ago-97 hasta dic-02	0,42	
MEXICO	0	ene-90 hasta may-94	0,44	7,31
MEXICO	1	dic-94 y ene-95	14,18 y 40,26	
MEXICO	1	nov-95	14,46	
MEXICO	0	jun-96 hasta feb-98	0,66	
MEXICO	1	sep-98	10,32	

MEXICO	0	abr-99 hasta dic-02	0,09	
PARAGUAY	0	ene-90 hasta jun-91	0,51	4,32
PARAGUAY	1	ene-92	4,67	
PARAGUAY	0	ago-92 hasta jun-97	0,64	
PARAGUAY	1	ene-98	8,39	
PARAGUAY	1	jun-99 y jul-99	5,30 y 7,32	
PARAGUAY	1	jul-01	6,89	
PARAGUAY	1	jun-02 y jul-02	10,32 y 14,34	
PERU	1	oct-91 y nov-91	15,00 y 10,87	
PERU	1	may-92	10,78	
PERU	1	oct-92	13,14	
PERU	0	may-93 hasta dic-02	0,57	
VENEZUELA	0	ene-90 hasta oct-93	1,80	11,66
VENEZUELA	1	may-94 y jun-94	17,31 y 27,12	
VENEZUELA	1	dic-95	48,30	
VENEZUELA	1	abr-96 y may-96	24,36 y 30,08	
VENEZUELA	0	dic-96 hasta jul-01	0,77	
VENEZUELA	1	feb-02	16,11	
VENEZUELA	1	jun-02	23,95	

VARIABLE: ENDOGENA3

PAÍS	VARIABLE ENDÓGENA	PERIODO
ARGENTINA	1	ene-94 hasta mar-01
ARGENTINA	3	oct-01 hasta abr-02
BRASIL	1	ene-96 hasta abr-98
BRASIL	3	oct-98 hasta ene-99
BRASIL	1	sep-99 hasta abr-00
BRASIL	2	mar-01 hasta jun-01
BRASIL	3	mar-02 hasta sep-02
CHILE	3	ago-90 hasta oct-90
CHILE	2	may-91 hasta sep-91
CHILE	2	may-92 hasta jun-92
CHILE	2	oct-92 hasta feb-93
CHILE	1	sep-93 hasta nov-94
CHILE	2	jun-95 hasta ago-95
CHILE	1	mar-96 hasta abr-97
CHILE	3	nov-98 hasta ene-99
CHILE	2	abr-00 hasta jun-00
CHILE	3	sep-00 hasta sep-01
CHILE	2	may-02 hasta jul-02
COLOMBIA	2	ene-90 hasta nov-91
COLOMBIA	1	jun-92 hasta nov-94
COLOMBIA	3	may-95 hasta jul-95
COLOMBIA	3	nov-96 hasta ene-97
COLOMBIA	3	jun-97 hasta ago-97
COLOMBIA	3	jun-95 hasta sep-98
COLOMBIA	3	abr-99 hasta ago-99
COLOMBIA	1	nov-00 hasta sep-01
COLOMBIA	3	abr-02 hasta jul-02
REPÚBLICA DOMINICANA	3	ene-90 hasta ene-91
REPÚBLICA DOMINICANA	1	ago-91 hasta may-97
REPÚBLICA DOMINICANA	2	dic-97 hasta feb-98
REPÚBLICA DOMINICANA	1	sep-98 hasta dic-01
REPÚBLICA DOMINICANA	3	ago-02 hasta oct-02
ECUADOR	1	ene-90 hasta nov-91
ECUADOR	3	jun-92 hasta ago-92
ECUADOR	1	mar-93 hasta jul-97
ECUADOR	3	jul-98 hasta dic-99
ECUADOR	1	jul-00 hasta dic-02
GUATEMALA	3	ene-90 hasta ago-90
GUATEMALA	1	mar-91 hasta oct-91
GUATEMALA	2	may-92 hasta jun-92
GUATEMALA	2	dic-92 hasta jun-93
GUATEMALA	1	ene-94 hasta dic-94
GUATEMALA	2	jul-95 hasta ago-5
GUATEMALA	3	oct-96 hasta dic-96
GUATEMALA	2	jul-97 hasta nov-97
GUATEMALA	2	jun-98 hasta jul-98
GUATEMALA	2	feb-99 hasta mar-99

GUATEMALA	1	oct-99 hasta dic-00
MEXICO	2	ene-90 hasta mer-90
MEXICO	1	oct-90 hasta feb-94
MEXICO	3	sep-95 hasta feb-95
MEXICO	3	ago-95 hasta oct-95
MEXICO	1	may-96 hasta nov-97
MEXICO	3	jun-98 hasta ago-98
MEXICO	1	mar-99 hasta mar-02
PARAGUAY	3	oct-91 hasta dic-91
PARAGUAY	2	jul-92 hasta dic-92
PARAGUAY	2	nov-93 hasta dic-93
PARAGUAY	1	jul-94 hasta mar-97
PARAGUAY	3	oct-97 hasta mar-98
PARAGUAY	3	mar-99 hasta jun-99
PARAGUAY	1	ene-00 hasta sep-00
PARAGUAY	3	abr-01 hasta jun-01
PARAGUAY	3	mar-02 hasta sep-02
PERU	3	ene-90 hasta nov-90
PERU	3	jul-91 hasta oct-91
PERU	3	feb-92 hasta abr-92
PERU	3	jul-92 hasta sep-92
PERU	2	dic-92 hasta may-93
PERU	1	dic-93 hasta dic-02
VENEZUELA	1	ene-90 hasta nov-92
VENEZUELA	2	oct-93 hasta ene-94
VENEZUELA	3	feb-94 hasta may-94
VENEZUELA	3	sep-95 hasta abr-96
VENEZUELA	1	nov-96 hasta abr-01
VENEZUELA	3	nov-01 hasta may-02

ANEXO 3:

Resultados de la estimación de un modelo logit

BINARY(D=L) ENDOGENA2 C VIMP VPIB DP TI CONTAGIO VJ_RES

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-1.282865	2.076774	-0.617720	0.5368
VIMP	-0.044369	0.035421	-1.252600	0.2104
VPIB	-0.330169	0.335484	-0.984159	0.3250
DP	-1.672233	1.972130	-0.847932	0.3965
TI	0.129117	0.059729	2.161700	0.0306
CONTAGIO	-0.151399	0.568586	-0.266273	0.7900
VJ_RES	0.073313	0.036745	1.995160	0.0460
Mean dependent var	0.578947	S.D. dependent var	0.500355	
S.E. of regression	0.322474	Akaike info criterion	0.951018	
Sum squared resid	3.223664	Schwarz criterion	1.252678	
Log likelihood	-11.06934	Hannan-Quinn criter.	1.058346	
Restr. log likelihood	-25.86392	Avg. log likelihood	-0.291298	
LR statistic (6 df)	29.58917	McFadden R-squared	0.572016	
Probability(LR stat)	4.70E-05			
Obs with Dep=0	16	Total obs	38	
Obs with Dep=1	22			

Prediction Evaluation (success cutoff C = 0.5)

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)<=C	15	2	17	0	0	0
P(Dep=1)>C	1	20	21	16	22	38
Total	16	22	38	16	22	38
Correct	15	20	35	0	22	22
% Correct	93.75	90.91	92.11	0.00	100.00	57.89
% Incorrect	6.25	9.09	7.89	100.00	0.00	42.11
Total Gain*	93.75	-9.09	34.21			
Percent Gain**	93.75	NA	81.25			

Descriptive statistics for explanatory variables

Variable	Mean		
	Dep=0	Dep=1	All
C	1.000000	1.000000	1.000000
VIMP	18.35865	-0.268833	7.574319
VPIB	4.159088	0.654039	2.129849
DP	0.048110	-0.940923	-0.524488
TI	18.32004	36.04273	28.58054
CONTAGIO	1.812500	1.954545	1.894737
VJ_RES	-8.540284	5.415447	-0.460650
Variable	Standard Deviation		
	Dep=0	Dep=1	All
C	0.000000	0.000000	0.000000
VIMP	8.826291	27.33807	23.29452
VPIB	1.911131	4.891773	4.258873
DP	0.539582	3.683919	2.839988
TI	11.26642	38.49830	31.16563
CONTAGIO	1.167262	1.214095	1.180689
VJ_RES	11.36000	29.65102	24.49639
Observations	16	22	38

BINARY(D=L) ENDOGENA2 C VIMP TI VJ_RES

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.868828	0.730367	-1.189579	0.2342
VIMP	-0.082020	0.029509	-2.779478	0.0054
TI	0.091792	0.035095	2.615536	0.0089
VJ_RES	0.047639	0.021352	2.231161	0.0257
Mean dependent var	0.576923	S.D. dependent var		0.498867
S.E. of regression	0.385320	Akaike info criterion		0.975233
Sum squared resid	7.126631	Schwarz criterion		1.125328
Log likelihood	-21.35605	Hannan-Quinn criter.		1.032776
Restr. log likelihood	-35.42582	Avg. log likelihood		-0.410693
LR statistic (3 df)	28.13954	McFadden R-squared		0.397161
Probability(LR stat)	3.40E-06			
Obs with Dep=0	22	Total obs		52
Obs with Dep=1	30			

Prediction Evaluation (success cutoff C = 0.5)

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)<=C	18	5	23	0	0	0
P(Dep=1)>C	4	25	29	22	30	52
Total	22	30	52	22	30	52
Correct	18	25	43	0	30	30
% Correct	81.82	83.33	82.69	0.00	100.00	57.69
% Incorrect	18.18	16.67	17.31	100.00	0.00	42.31
Total Gain*	81.82	-16.67	25.00			
Percent Gain**	81.82	NA	59.09			

Descriptive statistics for explanatory variables

Variable	Dep=0	Mean	
		Dep=1	All
C	1.000000	1.000000	1.000000
VIMP	18.67618	-1.578874	6.990571
TI	18.25316	31.02367	25.62076
VJ_RES	-9.190076	4.484573	-1.300855
Variable	Dep=0	Standard Deviation	
		Dep=1	All
C	0.000000	0.000000	0.000000
VIMP	14.54544	24.35052	22.94310
TI	10.61436	34.06137	27.32557
VJ_RES	14.54568	28.81093	24.61011
Observations	22	30	52

BINARY(D=L) ENDOGENA2 C VIMP INFLA VJ_RES DP

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-2.818950	1.332479	-2.115568	0.0344
VIMP	-0.155572	0.069049	-2.253078	0.0243
INFLA	0.194794	0.074474	2.615589	0.0089
VJ_RES	0.158189	0.059250	2.669847	0.0076
DP	-3.081532	2.693050	-1.144254	0.2525
Mean dependent var	0.547619	S.D. dependent var		0.503761
S.E. of regression	0.238108	Akaike info criterion		0.664416
Sum squared resid	2.097735	Schwarz criterion		0.871282
Log likelihood	-8.952740	Hannan-Quinn criter.		0.740241
Restr. log likelihood	-28.92142	Avg. log likelihood		-0.213160
LR statistic (4 df)	39.93735	McFadden R-squared		0.690446
Probability(LR stat)	4.46E-08			
Obs with Dep=0	19	Total obs		42
Obs with Dep=1	23			

Prediction Evaluation (success cutoff C = 0.5)

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)<=C	19	1	20	0	0	0
P(Dep=1)>C	0	22	22	19	23	42
Total	19	23	42	19	23	42
Correct	19	22	41	0	23	23
% Correct	100.00	95.65	97.62	0.00	100.00	54.76
% Incorrect	0.00	4.35	2.38	100.00	0.00	45.24
Total Gain*	100.00	-4.35	42.86			
Percent Gain**	100.00	NA	94.74			

Descriptive statistics for explanatory variables

Variable	Mean		
	Dep=0	Dep=1	All
C	1.000000	1.000000	1.000000
VIMP	16.97524	0.734027	8.081244
INFLA	18.05125	57.61865	39.71911
VJ_RES	-8.040459	5.711895	-0.509408
DP	-0.002819	-0.909190	-0.499165
Variable	Standard Deviation		
	Dep=0	Dep=1	All
C	0.000000	0.000000	0.000000
VIMP	8.780371	27.13909	22.27101
INFLA	13.57786	127.3825	95.83858
VJ_RES	11.47389	29.00416	23.60489
DP	0.513246	3.602436	2.699572
Observations	19	23	42

ORDERED(D=L) ENDOGENA3 VIMP INFLA VJ_RES

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
VIMP	-0.036426	0.015312	-2.378909	0.0174
INFLA	0.058765	0.018194	3.229964	0.0012
VJ_RES	0.048596	0.015138	3.210147	0.0013
Limit Points				
LIMIT_2:C(4)	-0.004020	0.463159	-0.008679	0.9931
LIMIT_3:C(5)	1.511515	0.527230	2.866897	0.0041
Akaike info criterion	1.824354	Schwarz criterion	2.001978	
Log likelihood	-47.90626	Hannan-Quinn criter.	1.893542	
Restr. log likelihood	-62.50755	Avg. log likelihood	-0.825970	
LR statistic (3 df)	29.20259	LR index (Pseudo-R2)	0.233593	
Probability(LR stat)	2.03E-06			

ORDERED(D=L) ENDOGENA4 VIMP INFLA VJ_RES

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
VIMP	-0.055599	0.019406	-2.865025	0.0042
INFLA	0.048512	0.021812	2.224115	0.0261
VJ_RES	0.049763	0.016638	2.990824	0.0028
Limit Points				
LIMIT_2:C(4)	-0.342051	0.465585	-0.734668	0.4625
LIMIT_3:C(5)	0.913132	0.497422	1.835729	0.0664
Akaike info criterion	1.751382	Schwarz criterion	1.932217	
Log likelihood	-44.03871	Hannan-Quinn criter.	1.821492	
Restr. log likelihood	-58.92355	Avg. log likelihood	-0.786405	
LR statistic (3 df)	29.76968	LR index (Pseudo-R2)	0.252613	
Probability(LR stat)	1.54E-06			

ORDERED(D=L) ENDOGENA5 VIMP INFLA VJ_RES

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
VIMP	-0.082968	0.027290	-3.040181	0.0024
INFLA	0.073729	0.023419	3.148229	0.0016
VJ_RES	0.070728	0.024759	2.856592	0.0043
Limit Points				
LIMIT_2:C(4)	0.688611	0.641594	1.073281	0.2831
LIMIT_3:C(5)	4.291243	1.140025	3.764166	0.0002
Akaike info criterion	1.434760	Schwarz criterion	1.645870	
Log likelihood	-23.69521	Hannan-Quinn criter.	1.511091	
Restr. log likelihood	-42.40912	Avg. log likelihood	-0.592380	
LR statistic (3 df)	37.42783	LR index (Pseudo-R2)	0.441271	
Probability(LR stat)	3.74E-08			

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMEMIYA, T. (1981), "Qualitative response models: A survey" *Journal of Economic Literature*, 19, 4, pgs. 481-536.

AMEMIYA, T. (1985). *Advanced Econometrics*. Mass: Harvard University Press, Cambridge.

BAJO, O. y SOSVILLA, S. (1993), "Teorías del tipo de cambio: una panorámica" *Revista de Economía Aplicada*, volumen 1, nº 2, pgs. 175 a 205.

BAJO, O. (2001), "Crisis cambiarias: Teoría y evidencia". Colección de Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales, nº 21/01.

BENSAID, B. y JEANNE, O. (1997), "The instability of fixed exchange rate systems when raising the nominal interest rate is costly", *European Economic Review*, nº 41, 1997, pgs. 1461 – 1478.

BERG, A. y PATTILLO, C. (1999), "Are currency crises predictable? A test" *International Monetary Fund. Staff papers*, volumen 46, nº 2, junio 1999.

BERLEMANN, M. HRISTOV, K. y NENOVSKY, N. (2002), "Lendin of Last Resort, Moral Hazard and Twin Crises: Lesson from Bulgarian Financial Crisis 1996/1997". William Davidson Institute, Documento de trabajo, nº 464, mayo de 2002

BLANCO, H. Y GARBER, P. (1986), "Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican Peso", *Journal of Political Economy*, nº 94, febrero 1990, pgs. 148-166.

BROCK, W. A. y DURLAUF S.N. (2003), "Multinomial choice with social interactions", *National Bureau of Economic Research*, Documento de trabajo Nº 288, febrero de 2003.

BUITER, W., CORSETTI, G. y PESENTI, P. (1996), "Financial Markets and International Monetary Cooperation", Cambridge University Press, Cambridge.

CALVO, G. (1995), "Varieties of Capital-Market Crisis", *Center for International Economics*, Documento de trabajo nº 15, College Park, Maryland: University of Maryland, noviembre 1995.

CALVO, G., MENDOZA, E. (1998), "Rational Behaviour and the Globalization of Securities Markets", University of Maryland, Documento de trabajo, marzo 1998.

CARLSON, J. y OSLER, C.L. (2000), "Rational speculators and exchange rate volatility", *European Economic Review*, nº 44, pgs. 231-253.

COLE, H. y KEHOE T. (1996), "A self-fulfilling Model of Mexico's 1994-95 Debt Crisis", *Journal of International Economics*, nº 41, pgs. 309-330, noviembre 1996.

CONNOLLY, M. y TAYLOR, D. (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*, volumen 16, nº 2, mayo 1984.

CRAMER, J.S. (2002), "The Origins of Logistic Regression", Faculty of Economics and Econometrics, University of Amsterdam and Tinbergen Institute, Tinbergen Institute Discussion Paper TI 2002-119/4.

CUMBY, R. y VAN WIJNBERGEN (1989), "Financial Policy and Speculative Runs with a crawling peg: Argentina 1979-1981", *Journal of International Economics*, nº 27, agosto 1989, pgs. 111-127.

DAVIDSON R., y J. MACKINNON (1984), "Convenient Specification Tests for Logit and Probit Models", *Journal of Econometrics*, 25, pgs. 241-262.

DÍEZ DE LOS RÍOS, A. y ORTIZ, A. (2001), "Crisis Cambiarias en Latinoamérica: Factores específicos e internacionales". *Boletín ICE Económico (Información Comercial Española)*, nº 790, pgs. 93-106.

DRAZEN, A. (1998), "Political Contagion in Currency Crisis", University of Maryland, Documento de trabajo, marzo 1998.

EDISON, H. (2000), "Do indicators of financial crises work? An evaluation of an early warning system" Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Monetary Fund*, nº 675, julio 2000.

EICHENGREEN, B. y WYPLOSZ, C. (1993), "The unstable EMS", *Brookings Papers on Economic Activity*, nº 1, pgs. 51-143.

EICHENGREEN, B., ROSE, A. Y WYPLOSZ, C. (1995), "Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks", *Economic Policy*, Vol. 21, pgs. 249-312, octubre 1995.

EICHENGREEN, B., ROSE, A. y WYPLOSZ, C. (1996), "Contagious Currency Crises: First Test", *Scandinavian Journal of Economics*, nº 98, vol. 4, pgs. 463-484.

ENGLE, R. (1984), "Wald, Likelihood Ratio and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics" en Z. Griliches y M. Intriligator, eds. *Handbook of Econometrics*, volumen 2, Amsterdam: North Holland.

ESQUIVEL, Gerardo y LARRAÍN, Felipe (1998), "Latin America Confronting the Asian Crises" Documento de Trabajo V-99, Centro de Estudios Económicos, El Colegio de México.

ESQUIVEL, G. y LARRAÍN, F. (2000), "Predicting and Preventing Currency Crises", Harvard Institute for International Development.

FLOOD, R. y GARBER, P. (1984), "Collapsing exchange-rate regimes: Some linear examples" *Journal of International Economics*, volumen 17, nº 1/2, agosto 1984.

FLOOD, R., GARBER, P. y KRAMER, C. (1996), "Collapsing Exchange Rate Regimes: Another Linear Examples" *Journal of International Economics*, volumen 41, nº 3/4, 1996.

FLOOD, R. y MARION, N. (1997), "Policy Implications of Second-Generation Crisis Models", *IMF Staff Papers*, volumen 44, nº 3, septiembre 1997.

FLOOD, R. y MARION, N. (2000), "Self-fulfilling risk predictions: an application to speculative attacks", *Journal of International Economics*, nº 50, pgs. 245-268.

FRANKEL, J. y ROSE, A. (1996), "Currency crashes in emerging markets: an empirical treatment", Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance, Discussion Papers*, nº 534, enero 1996.

GÁMEZ, C. y TORRES, JL. (1997). *Teoría Monetaria Internacional*, McGraw-Hill, Madrid.

GERLACH S. y SMETS, F. (1995), "Contagious Speculative Attacks", *European Journal of Political Economy*, nº 11, pgs. 45-63.

GLICK, Rueven y HUTCHISON, Michael (1999), "Banking and Currency Crises, How Common are the Twins?", Center for Pacific Basin Monetary and Economic Studies, Federal Reserve Bank of San Francisco, Documento de trabajo nº 99-07.

GLICK, R. y MORENO, R. (1999), "Money and Credit Competitiveness, and Currency Crises in Asia and Latin America", Center for Pacific Basin Monetary and Economic Studies, Federal Reserve Bank of San Francisco, Documento de trabajo nº 99-01.

GLICK, R. y ROSE, A (1999), "Contagion and Trade. Why are currency crises regional?" *Journal of International Money and Finance*, nº 18, pgs. 603-617.

GOLDFAJN, I. y VALDÉS, R. (1995), "Balance of Payments crises and capital flows: The role of liquidity", documento no publicado.

HAUSMAN, J. y MCFADDEN, D. (1984), "A Specification Test for the Multinomial Logit Model" *Econometrica*, nº 52, pgs. 1219-1240.

HECKMAN, J. y NAVARRO-LOZANO, S. (2003), "Using matching, instrumental variables and control functions to estimate economic choice models", Institute for Labour Market Policy Evaluation (IFAU), Documento de trabajo, nº4.

HENSHER, D. (1986), "Simultaneous Estimation of Hierarchical Logit Mode Choice Models" MacQuarie University, School of Economics and Financial Studies, Documento de trabajo, nº 24.

HOSMER, D. W. y LEMESHOW, S. (1989), "Applied Logistic Regression". New York: Wiley.

J.P. MORGAN (1998), "Event Risk Indicator Handbook", J.P. Morgan Exchange Research Ltd. London, mayo de 1998.

KAMIN, S. y BABSON, O. (1999), "The contribution of domestic and external factors to latin america devaluation crises: An early warning system approach" Board of Governors of the Federal Reserve System, International Monetary Fund, nº 645, septiembre 1999.

KRUGMAN, P. (1979), "A model of Balance of Payment Crisis" Money, Credit and Banking, volumen 11, nº 3, agosto 1979.

KRUGMAN, Paul (2001), "Crises: The Next Generation?" Documento para la conferencia en la Universidad de Tel Aviv, marzo de 2001

LARRAÍN, F. y VELASCO A. (2000), "Regímenes Cambiarios para Economías Emergentes". Cuadernos de Economía, nº 110, abril 2000.

LOUVIERE, J.J., HENSHER, D.A., y SWAIT, J, (2000). Stated Choice Methods: Analysis and Application, Cambridge University Press, Cambridge, UK.

MADDALA, G. (1983), Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics New York: Cambridge University Press.

MAHÍA, Ramón (2003), "", Documento de Trabajo del Centro de Estudios Latinoamericanos (CESLA), Universidad Autónoma de Madrid, marzo de 2003.

MANMOHAN K., MOORTHY U. y Perraudin W. (2002), "Predicting E mergin Market Currency Crashes" International Monetary Fund, Documento de trabajo WP/02/7, enero 2002.

MASSON P. y MUSSA M. (1995), "La función del FMI: El financiamiento y su interacción con el ajuste y la supervisión", Fondo Monetario Internacional, Serie de folletos, Nº 50-S.

MASSON, P. (1999), "Contagion: macroeconomic models with multiple equilibria", Journal of International Money and Finance, nº 18, pgs. 587-602.

MCFADDEN, D. (1973), "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior". In P. Zarembka, ed.,Frontiers in Econometrics. New York: Academic Press.

MCFADDEN, D. (1974), "The Measurement of Urban Travel Demand" Journal of Public Economics, nº3, pgs. 303-328.

MILESI-FERRETI, G. y RAZÍN A. (1998), "Determinants and Consequences of Current Account Reversals and Currency Crises", paper preparado para la conferencia sobre crisis cambiarias de la National Bureau of Economic Research, Cambridge Massachusetts, febrero 1998.

MORENO, R. y BHARAT, T. (2000), "Common Shocks and Currency Crises", Federal Reserve Bank of San Francisco.

OBSTFELD, M. (1994), "The Logic of Currency Crises", Cahiers Economiques et Monétaires, nº 43.

OBSTFELD, M. (1996), "Models of Currency Crisis with Self-fulfilling features" European Economic Review, nº 40, pp. 1037-1047.

OBSTFELD, M. (1997), "Destabilizing effects of exchange-rate escape clauses", Journal of International Economics, nº 43, pgs. 61-77.

SACHS, J., TORSELL, A. y VELASCO, A. (1996), "Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons from 1995", Brooking Papers on Economic Activity: 1, Brookings Institution, pgs. 147-215.

SALANT S. y HENDERSON, D. (1978), "Market Anticipation of Government Policy and the Price of Gold", Journal of Political Economy, volumen 86, pgs. 627-648.

SALVADOR, M. (2001), "Modelos de regresión con respuesta cualitativa: regresión logística", 5campus.com, Estadística <http://www.5campus.com/leccion/logis>>



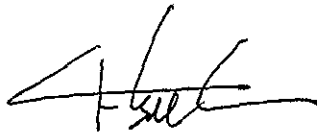
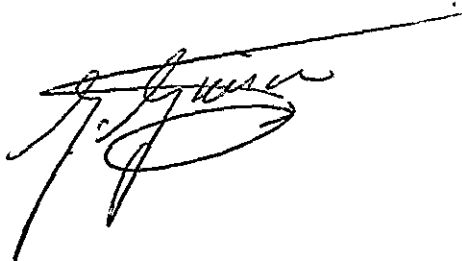
SCHMIDT, P. y STRAUSS, R. (1975), "The Prediction of Occupation Using Multiple Logit Models" International Economics Review, nº 16, pgs. 471-486.

YATCHEW, A. y GRILICHES, Z. (1984), "Specification Error in Probit Models" Review of Economics and Statistics, nº 66, pgs. 134-139.

ZAVOINA, R. y MCELVEY, W. (1975), "A Statistical Model for the Analysis of Ordinal Level Dependent Variables" Journal of Mathematical Sociology, Summer 1975, pgs. 103-120.



Reunido el Tribunal que suscribe en el día
de la fecha, acuerdo calificar la presente Tesis
Doctoral con la censura de *Sobresaliente cum laude*,
Madrid, *20* de *Mayo* 2003

A stylized handwritten signature consisting of a large, bold letter 'S' with a horizontal line underneath it.A handwritten signature in cursive script, appearing to be 'J. Garcia'.A handwritten signature in cursive script, appearing to be 'L. R.'.A handwritten signature in cursive script, appearing to be 'A. B.'.A large, complex handwritten signature in cursive script, appearing to be 'J. Garcia'.