

# **EVIDENCIA EMPÍRICA SOBRE LA PREDICCIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: UNA APLICACIÓN PARA LA REGIÓN LATINOAMERICANA**

**Junio 2004**

**n° 06**

**Eva Medina Moral**

La creciente volatilidad observada en los mercados cambiarios, justificada por el mayor peso que cada vez adquiere el componente irracional de las expectativas en la evolución de las cotizaciones, está incrementando la vulnerabilidad de las economías emergentes a los procesos de crisis cambiarias. En este contexto, en los últimos años se ha observado una creciente proliferación de estudios, conocidos como Sistemas de Alerta Anticipada, que tratan de anticipar este tipo de acontecimientos con el objetivo de evitarlos, o al menos, de reducir sus efectos. Siguiendo esta corriente empírica, y dentro de la línea de Investigación sobre Riesgo Cambiario que se lleva a cabo en el Instituto Lawrence R. Klein (Centro Gauss), se enmarca el presente estudio, en el que se trata de identificar aquellos indicadores útiles para la predicción de las crisis cambiarias en la región latinoamericana.

Edita:

Instituto L.R.Klein – Centro Gauss  
Facultad de CC.EE. y EE.  
Universidad Autónoma de Madrid  
28049 Madrid  
Teléfono y Fax: 913974191  
Correo Electrónico: [klein.gauss@uam.es](mailto:klein.gauss@uam.es)  
Página Web: [www.uam.es/klein/gauss](http://www.uam.es/klein/gauss)

ISSN 1696-5035

Depósito Legal: M-30165-2003

© Todos los derechos reservados. Queda prohibida la reproducción total o parcial de esta publicación sin la previa autorización escrita del editor.

## **I.- INTRODUCCIÓN**

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 tienen 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. 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”.

Desde el Instituto Lawrence R. Klein (Centro Gauss), se ha iniciado una línea de investigación sobre el Riesgo Cambiario en la región latinoamericana, en la cual participo desde sus inicios en el año 2000 como investigadora, donde se lleva a cabo un seguimiento de la evolución de las principales monedas del área, así como el análisis de los principales factores de riesgo y perspectivas de evolución futura. La aplicación empírica presentada en este estudio se enmarca dentro de esta corriente, que constituye mi línea de investigación actual, y tiene como objetivo elaborar un “Sistema de Alerta Anticipada” para la región latinoamericana.

Si bien dicha área geográfica se ha caracterizado históricamente por una elevada inestabilidad cambiaria, se ha observado una intensificación en las crisis registradas a partir de 1999, siendo las de mayor relevancia los ataques especulativos contra el real brasileño, en enero de 1999 y durante el periodo pre-electoral del año 2002, y la crisis del peso argentino que supuso la ruptura de la convertibilidad en diciembre de 2001. Es precisamente este incremento en la inestabilidad regional, el que ha deteriorado la imagen del área en los mercados internacionales, generando una salida de capitales masiva que, en

economías tan dependientes de la inversión extranjera, ha tenido una fuerte repercusión en el crecimiento económico.

Esta situación se ha empezado a corregir a partir del año 2003, en el que se ha observado un giro en materia de política económica hacia comportamientos más ortodoxos que están permitiendo, aunque muy lentamente, despejar algunas de las dudas sobre el futuro económico existentes en los mercados internacionales y recuperar parte de la confianza perdida. Sin embargo, aún es pronto para hablar de estabilidad en los mercados, ya que son muchas las tareas aún pendientes que los gobiernos tratan de postergar. La ausencia de reformas, políticas demasiado populistas que tratan de atraer votantes, y temas como la reestructuración de la deuda impagada en Argentina, son factores de riesgo que podrían volver a dañar la confianza de unos mercados que, aunque en “relativa” estabilidad, siguen temerosos y sin recuperar los niveles registrados en los años de bonanza. En este contexto, y dado que el riesgo a que nuevas crisis ocurran en el área es aún elevado, se hace necesario un instrumento que permita la anticipación de futuras crisis y reduzca la incertidumbre en los mercados, como el elaborado en el presente estudio.

En los dos siguientes apartados se realiza una revisión histórica de los modelos empíricos desarrollados para predecir crisis cambiarias, y se profundiza en la definición y evolución que han registrado los elementos que permiten la construcción de estos sistemas. En el cuarto apartado se presentan los principales resultados obtenidos en el desarrollo de un Sistema de Alerta Anticipada para la región latinoamericana, a través de la estimación de un modelo Logit bajo dos perspectivas temporales: medio y corto plazo. Ambos modelos alternativos se completan con una tercera aplicación que trata de cuantificar, para aquellos casos en que la estimación arroja una elevada probabilidad de crisis, la intensidad de la misma, distinguiendo entre crisis de baja y alta intensidad.

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 porcentaje de acierto en la previsión de periodos de crisis superior al 86%, el estudio se revela como un adecuado instrumento para el seguimiento de las principales monedas de la región. Para finalizar, el último apartado concluye con una exposición de las conclusiones más significativas extraídas del análisis realizado.

## **II.- MODELOS EMPÍRICOS PARA LA PREDICCIÓN DE CRISIS CAMBIARIAS: LOS SISTEMAS DE ALERTA ANTICIPADA**

Anticipar una crisis cambiaria, si bien no es tarea fácil, resulta un ejercicio de elevado interés para determinados colectivos. En este sentido, organismos internacionales, como el Fondo Monetario Internacional, y los bancos centrales de los países, como responsables máximos de la política monetaria, tratarán de eliminar o reducir los efectos negativos de una crisis a través de la anticipación de la misma, lo que permitirá la implantación de las medidas económicas necesarias para frenar dichos efectos. Por otro lado, y con mayor frecuencia en los últimos años, algunos bancos de inversión han mostrado su interés por conocer la vulnerabilidad de un país a una crisis cambiaria, con el objeto de ofrecer estrategias de inversión para sus clientes vinculadas al tipo de cambio. Este creciente interés, unido a la existencia de comportamientos más o menos similares entre las crisis del pasado, han permitido la elaboración de sistemas que anticipen su ocurrencia, y que reciben el nombre de “Sistemas de Alerta anticipada”<sup>1</sup>.

En estos sistemas, partiendo de la información de lo ocurrido en el pasado, se identifica un patrón de comportamiento común que se espera se repita en el futuro. Si bien en todos ellos se utilizan datos temporales bajo un análisis multipaís, la metodología empleada en su diseño 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. Mientras que en los sistemas elaborados bajo el enfoque econométrico se utilizan técnicas econométricas, a través de la elaboración de un modelo multivariante, para estimar la probabilidad de que una crisis ocurra.

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 1995 y 1996, elaboran un modelo siguiendo la metodología econométrica Probit. 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 utiliza esta metodología es el elaborado por Kaminsky y Reinhart (1996) para el Fondo Monetario

---

<sup>1</sup> En terminología anglosajona son conocidos como “Early Warning System”.

Internacional, posteriormente mejorado en Kaminsky, Lizondo y Reinhart (1997).

En la actualidad ambos enfoques, el de señales y el econométrico, se utilizan en el diseño de los Sistemas de Alerta Anticipada. El enfoque de señales resulta de mayor sencillez y facilidad de interpretación al permitir evaluar el poder predictivo de cada indicador de manera individual. Sin embargo, su aplicación exige transformar dichos indicadores en variables dicotómicas en función de la definición de un umbral lo que supone una pérdida de información. Por otro lado, esta técnica ha sido objeto de críticas dado que su carácter univariante 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. Aunque algunas de estas dificultades se han solventado en los estudios más recientes, el enfoque econométrico ha tenido una mejor acogida en el desarrollo de los Sistemas de Alerta Anticipada, ya que facilita la cuantificación de toda la información sobre probabilidad de crisis en una única medición 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, lo que unido al avance de las técnicas econométricas, ha potenciando su desarrollo.

Dentro del enfoque de señales destacan los estudios de Herrera y García (1999) para el Banco Mundial, Edison (2000) para la Reserva Federal y Hawkins y Klau (2002) para el Bank of International Settlements. Entre los seguidores del enfoque econométrico se encuentran los trabajos elaborados por Frankel y Rose (1996), Kamin y Babson (1999) y Kamin, Schindler y Samuel (2001) para la Reserva Federal, Berg y Pattillo (1999) y Kumar, Moorthy y Perraudin (2002) para el Fondo Monetaria Internacional, Bussiere y Fratzscher (2002) para el Banco Central Europeo y Komulainen y Lukkarila (2002) desde el Banco de Finlandia. También, bajo el enfoque econométrico, algunos bancos de inversión han elaborado este tipo de modelos como el del Credit Suisse First Boston conocido como EMRI (Emerging Markets Risk Indicator), el de 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).

### **III.- ELEMENTOS DE UN SISTEMA DE ALERTA ANTICIPADA**

Todo Sistema de Alerta Anticipada, independientemente del enfoque utilizado en su elaboración, exige la definición de unos elementos mínimos que permiten su puesta en marcha: en primer lugar es necesario definir aquello que se va a predecir, es decir, lo que se entiende por crisis cambiaria; en segundo lugar se deben identificar las variables explicativas del fenómeno a analizar, de cuya evolución será posible extraer conclusiones extrapolables al futuro; en tercer lugar, hay que definir la técnica o metodología que se empleará para ordenar todos los elementos del sistema de la manera que resulte útil para extraer conclusiones; 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. A continuación se profundiza en la definición de cada uno de estos elementos.

#### **III.1.- DEFINICION DE CRISIS CAMBIARIA**

Todo proceso de crisis cambiaria se inicia con un ataque especulativo contra la moneda nacional, justificado por la ganancia que reporta al especulador comprar moneda extranjera que, de producirse la crisis cambiaria, verá incrementar su valor. Sin embargo, dicho ataque especulativo no siempre termina en crisis, ya que el desenlace dependerá de la capacidad que tenga el gobierno para intervenir en los mercados. Así, las autoridades podrán evitar una depreciación de la moneda introduciendo reservas para incrementar la oferta de divisas, o elevando los tipos de interés para hacer más atractiva la moneda nacional. Sin embargo, el tiempo que dure su intervención 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 son suficientes como para frenar el ataque especulativo, éste no terminará teniendo éxito ya que el tipo de cambio no se habrá visto afectado y la crisis no se habrá producido. Pero no siempre la autoridad monetaria podrá frenar el ataque, en cuyo caso, el tipo de cambio terminará sufriendo una brusca y fuerte depreciación, por lo que habrá tenido lugar lo que se denomina un ataque especulativo con éxito.

En los Sistemas de Alerta Anticipada la definición de crisis cambiaria se determina en función de que lo que se quiera medir sea un ataque especulativo contra la moneda independientemente de que éste tenga o no éxito, para lo cual se utiliza la construcción de un índice de presión especulativa, o sólo aquellos ataques que terminan generando una brusca depreciación del tipo de cambio, para lo cual se analizan desviaciones fuertes de la serie histórica del tipo de cambio respecto a su evolución tendencial.

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 cuya muestra se analizan economías desarrolladas. Los autores construyen el índice como la media ponderada de las variaciones registradas en el tipo de cambio, el tipo de interés y el nivel de reservas con signo negativo, por lo que un aumento en el valor del índice refleja una mayor presión en el mercado. En trabajos posteriores aplicados a muestras que incorporan economías en desarrollo, la ausencia de series históricas para la variable tipo de interés invalida su inclusión en la definición del índice, el cual se calcula incorporando únicamente las variaciones del tipo de cambio y de las reservas. En otros casos, la inclusión en la muestra de países con periodos de hiperinflación, conduce a la falsa identificación de crisis en aquellos periodos en que los precios crecen a ritmos elevados, por lo que resulta más adecuado sustituir el tipo de cambio nominal por el tipo de cambio real en la construcción del índice, eliminando así el efecto que el crecimiento de los precios genera sobre el tipo de cambio<sup>2</sup>.

Independientemente de las variables incorporadas para la construcción del índice, éstas aparecen ponderadas, utilizándose las ponderaciones para igualar la volatilidad existente entre los componentes, por lo que se suele utilizar la inversa de la desviación típica de cada una de las variables. En otros casos, como en Herrera y García (1999) se evita el uso de ponderaciones al incluir las variables estandarizadas previamente.

Una vez generado el índice, es necesario transformar los datos obtenidos en valores dicotómicos que se asocien a periodos de crisis y periodos de tranquilidad o calma. Para ello, conocida la evolución del índice, los autores definen como crisis un valor del mismo que se desvía de su tendencia. El problema está en definir lo que se entiende por tendencia, para lo cual se utiliza el valor promedio más la desviación típica ponderada, cuya ponderación se determina según el grado de homogeneidad existente entre los países que constituyen la muestra<sup>3</sup>.

---

<sup>2</sup> Esta es la alternativa elegida en los trabajos de Kamin y Babson (1999), Kamin, Schindler y Samuel (2001) y Bussiere y Fratzscher (2002) para la construcción del índice de presión especulativa.

<sup>3</sup> Eichengreen, Rose y Wyplosz (1995) definen un periodo de crisis cuando el índice de presión especulativa supera la media más 1,5 veces la desviación típica; Kaminsky y Reinhart (1996) cuando supera la media más 3 veces la desviación típica; Berg y Pattillo (1999) establecen el punto de corte en la media más 1,625 desviaciones típicas; mientras que en Kamin y Babson (1999), Kamin, Schindler y Samuel (2001) y Bussiere y Fratzscher (2002) una crisis ocurre cuando el valor del índice supera la media más 2 veces la desviación típica.

Cuando lo que se quiere es definir una crisis como un ataque especulativo que acaba teniendo éxito, se analizan las variaciones que registra la serie del tipo de cambio, y se define una crisis cuando la depreciación de la cotización supera un determinado umbral. Al igual que ocurría en la elaboración de un índice de presión especulativa, en aquellos estudios en los que la muestra de análisis incorpora países con elevada hiperinflación se sustituye el uso del tipo de cambio nominal por el tipo de cambio real como variable para la identificación de las crisis.

El problema, en este caso, es definir el umbral a partir del cual considerar que se ha producido una crisis. En este sentido, los trabajos presentan muy diversas alternativas, y según la periodicidad de los datos una crisis se define cuando la variación del tipo de cambio supera desde el 25% anual hasta el 10% trimestral o el 4% mensual. En la mayoría de los casos se incluye además una segunda condición relacionada con que dicha variación supere en un número determinado de veces la variación registrada en el periodo anterior, con lo que se trata de evitar identificar como crisis distintas las pertenecientes a un mismo proceso de turbulencia financiera<sup>4</sup>.

En otros trabajos que incorporan en la muestra de análisis países con distintas volatilidades del tipo de cambio, la definición de un umbral único para toda la muestra puede llevar a la identificación de falsas crisis en los países de elevada volatilidad y a la no identificación de crisis en los que registran baja volatilidad. Es por ello que algunos autores como Glick y Hutchison (1999), Glick y Moreno (1999) y Moreno y Bharat (2000), evitan este problema definiendo una crisis como una desviación de la depreciación del tipo de cambio de la media de un periodo anterior, para cada país, más 2 ó 3 veces la desviación típica.

Tanto el uso de índices de presión especulativa como la medición de la variación del tipo de cambio, han sido objeto de numerosas críticas, y así mientras que algunos autores invalidan el uso de los primero por incorporar en su construcción variables explicativas de los procesos de crisis, otros critican la

---

<sup>4</sup> Frankel y Rose (1996) definen una crisis como una depreciación anual superior al 25% siempre que sea superior en un 10% a la del año anterior; Milesi-Ferreti y Razín (1998) definen una crisis como una depreciación anual del tipo de cambio superior al 25% y al menos el doble de la del año anterior; 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; Esquivel y Larraín (1998) identifican 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%.

arbitrariedad que supone la selección del punto de corte en la variación del tipo de cambio a partir del cual se identifican los periodos de crisis. Al final, el método de identificación de crisis debe seleccionarse en función de quién sea el usuario final del Sistema de Alerta Anticipada: políticos o inversores. En este sentido, 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 utilizarán índices de presión especulativa. Por su parte, los inversores están interesados en conocer movimientos bruscos en la cotización que puedan repercutir en las rentabilidades de sus inversiones en moneda extranjera, en cuyo caso resulta más útil identificar las crisis con movimientos fuertes de la cotización.

### **III.2.- SELECCIÓN DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS**

La selección de las variables que permiten identificar la proximidad de una crisis se realiza en base a los estudios teóricos sobre crisis cambiarias, los cuales tratan de explicar los mecanismos que generan un proceso de ataque especulativo contra la moneda de un país que, de no ser frenado por las autoridades monetarias, terminará en un episodio de crisis cambiaria. Ahora bien, se ha observado una evolución en los factores explicativos de los procesos de crisis a lo largo del tiempo, lo que se ha traducido en el desarrollo de distintas “generaciones” de modelos teóricos.

Los modelos de “primera generación” están inspirados en las crisis de la década de los setenta (tras la caída de Breton Woods) y son válidos también para explicar las crisis de la década perdida en Latinoamérica (década de los ochenta). El primer modelo que se enmarca dentro de esta corriente literaria es el planteado por Krugman en 1979<sup>5</sup> sobre crisis en la balanza de pagos. En esta corriente el ataque especulativo se inicia por la existencia de debilidad en los fundamentos económicos, lo que obliga a aplicar políticas fiscales y monetarias expansivas que resultan incompatibles con el objetivo de mantener un tipo de cambio estable. Así, un crecimiento del déficit público financiado con una

---

<sup>5</sup> El trabajo de Paul Krugman (1979), 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 (1992) 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.

reducción del nivel de reservas genera un agotamiento de las mismas, y con ello una pérdida en el valor de la moneda. En esta situación los agentes privados inician el ataque especulativo, ya que al ser el tipo de cambio menor al esperado tras el agotamiento total de las reservas, los agentes obtienen un beneficio potencial al cambiar la moneda nacional por divisas.

En la década de los noventa estos modelos teóricos no sirven para explicar las nuevas crisis que atacan a economías con buena salud macroeconómica, como las del Sistema Monetario Europeo en 1992 y 1993. Surge entonces la corriente de modelos de “segunda generación”, cuyo precursor fue Obstfeld (1994)<sup>6</sup>, y que explica el proceso de crisis como consecuencia de un deterioro de las expectativas de los mercados sobre la evolución futura del tipo de cambio. Cuando por alguna razón esto ocurre<sup>7</sup>, los agentes económicos inician un ataque especulativo contra la moneda que la autoridad monetaria intentará frenar tomando medidas, todas ellas, con un coste sobre la actividad económica. Dado que los agentes saben que el tiempo de intervención del gobierno es limitado debido al coste que asume, esta limitación incrementa la especulación, generándose una dinámica circular en la que si la autoridad monetaria no consigue frenar el ataque especulativo, acaba teniendo lugar una crisis que no necesariamente debería haber ocurrido, pero que ocurre porque los participantes en el mercado así lo esperaban<sup>8</sup>.

En la corriente de “segunda generación”, entre los factores que explican los cambios en las expectativas de los agentes, ha cobrado una gran importancia el efecto contagio. Éste se puede producir por un cambio en las condiciones económicas de los países industrializados (mayor aversión al riesgo, deterioro de la actividad económica, etc.) que se contagia a economías emergentes haciéndolas más vulnerables a una crisis, o por la existencia de vínculos comerciales que facilitan el contagio de la crisis desde el país de origen a otros socios competitivos. Una modalidad de contagio más reciente es la relacionada con la vía financiera, a través de la cual, la existencia de una crisis en un país motiva a los inversores a liquidar sus activos en mercados de características similares por temor a que se reproduzca en ellos la crisis.

---

<sup>6</sup> Esta corriente de pensamiento es seguida por otros autores como Guillermo Calvo (1995), Cole y Kehoe (1996), Sachs, Tornell y Velasco (1996), Bernard Bensaid y Oliver Jeanne (1997), Robert P. Flood y Nancy P. Marion (1997), Allan Drazen (1998) y Paul Masson (1999), entre otros.

<sup>7</sup> En estos modelos las razones que pueden llevar a los agentes económicos a modificar sus expectativas sobre la evolución del tipo de cambio se asocian con la llegada de malas noticias o el efecto contagio de crisis ocurridas en otras economías en un momento temporal próximo en el tiempo.

<sup>8</sup> A este tipo de comportamiento se le conoce con el nombre de crisis “autogenerada” o “self-fulfilling” en terminología anglosajona.

Es precisamente el peso que toma el sector financiero en el proceso de crisis, lo que da lugar a la corriente de “tercera generación” que explica las crisis asiáticas de 1997, donde situaciones de falta de liquidez en los sistemas bancarios aceleran el proceso de salida de dinero del país y golpean la cotización de las monedas<sup>9</sup>. En esta corriente teórica el inicio de la crisis bancaria viene explicado por dos causas diferentes que se asocian a los modelos de primera y segunda generación: incompatibilidades en la política económica del gobierno, y cambios en las expectativas de los agentes económicos. En los modelos de “riesgo moral” o “moral hazard”<sup>10</sup> el gobierno actúa como aval del sistema financiero, por lo que en situaciones de iliquidez el gobierno deberá reducir las reservas para salvar al sistema bancario, política incompatible con el mantenimiento de la paridad cambiaria. En los modelos de “retirada repentina”<sup>11</sup> el temor a una posible insolvencia del sistema bancario, entre los agentes del mercado, produce una retirada de depósitos, situación en la que 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.

La última aportación teórica realizada para explicar el proceso de crisis, y que podría dar lugar a la “cuarta generación” de modelos teóricos, ha sido el modelo desarrollado por Krugman en 1999, donde se explica como una economía con un elevado endeudamiento empresarial en moneda extranjera es más vulnerable a procesos de crisis. En estas economías, una caída en la confianza de los inversores depreciará la moneda, lo que se traducirá en mayores pérdidas en aquellas empresas altamente endeudadas en moneda extranjera, y deteriorará aún más la confianza de los inversores. Esta dinámica tendrá como efecto final una reducción de la producción, una caída de la demanda de dinero y una mayor depreciación del tipo de cambio.

A partir de las variables que los modelos teóricos utilizan para explicar los procesos de crisis cambiarias, el objetivo, desde el punto de vista empírico, es identificar el conjunto de indicadores 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, para así detectar perfiles de comportamiento en el pasado extrapolables al futuro. En la selección de variables utilizadas en los distintos desarrollos empíricos se observa una gran

---

<sup>9</sup> Por la existencia de esa asociación entre crisis cambiarias y bancarias a este tipo de modelos también se les conoce con el nombre de “crisis gemelas” o “twin crisis”.

<sup>10</sup> Dentro de los autores que han seguido este enfoque destacan los estudios de McKinnon y Pill (1996), Dooley (1998) y Corsetti, Pesenti y Roubini (1998) y Krugman (1998).

<sup>11</sup> Este segundo enfoque de los modelos de “tercera generación” ha sido seguido por autores como Chang y Velasco (1998) y Radelet y Sachs (1998).

heterogeneidad (según la muestra de países utilizados, del periodo temporal de análisis o de la periodicidad de las variables incorporadas), por lo que se han llevado a cabo intentos de unificación en relación a las variables que debe incorporar todo Sistema de Alerta Anticipada. En este sentido, en Berg y Pattillo (2000), partiendo de distintas experiencias empíricas, se definen los grupos de indicadores que debe incluir todo Sistema de Alerta Anticipada y que se clasifican en:

- Factores relacionados con los fundamentos económicos, como los que se refieren a las dificultades del sector bancario, situación de la balanza de pagos, y aspectos relativos a la situación macroeconómica interna.
- Factores de vulnerabilidad que permiten medir la posibilidad de defender la moneda en caso de un ataque especulativo, siendo los ratios reservas internacionales sobre los pasivos a corto plazo de origen interno y externo los indicadores más comúnmente utilizados.
- 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.

El problema de la selección de variables explicativas cuenta, además, con el obstáculo relacionado con ciertas limitaciones estadísticas. En este sentido, la escasa fiabilidad de los datos en determinadas economías, la no disponibilidad de series históricas, o el retraso en la publicación de los datos estadísticos, sobre todo en el caso de ciertos indicadores financieros, impiden la incorporación en los Sistemas de Alerta Anticipada de todos los factores que, según la experiencia, podrían ayudar a predecir crisis.

### **III.3.- METODOLOGÍA Y PODER PREDICTIVO**

Todo Sistemas de Alerta Anticipada es útil como método sistemático, objetivo y consistente para predecir episodios de crisis cambiarias, sin embargo, los resultados obtenidos por los mismos son mixtos en términos de la exactitud de la predicción. Es por ello, que la elaboración de todo Sistema de Alerta Anticipada debe ir acompañada de la medición de su poder predictivo para cuantificar en que grado los resultados obtenidos se ajustan a la realidad. En este sentido, la medición del poder predictivo de estos modelos es diferente según el enfoque utilizado en su elaboración (enfoque de señales o metodología econométrica).

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. Los resultados que se pueden obtener siguiendo este criterio quedan recogidos en el siguiente cuadro:

**Cuadro 1: Tabla de clasificación 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

Mientras que los valores de A y D corresponden a aciertos, (observaciones en las que el indicador emite una señal cuando ocurre la crisis y no la emite cuando no ocurre), los valores B (observaciones en que el indicador emite una mala señal o ruido) y C (casos en que el indicador no emite señal cuando ocurre la crisis) corresponden a errores. 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 alarmas. Con este objetivo, se han elaborado distintos criterios para medir la eficiencia de un indicador entre los que destacan:

- Minimizar el ratio ruido-señal<sup>12</sup> =  $(B/(B+D)) / (A/(A+C))$
- Minimizar la suma del error de tipo I y el de tipo II<sup>13</sup> =  $(C/(A+C)) + (B/(B+D))$

Con ambos criterios se busca reducir el número de falsas alarmas y aumentar el número de crisis correctamente predichas, sin embargo, ambos objetivos son contrapuestos. En concreto, aumentar el porcentaje de crisis correctamente predichas, o reducir el error de tipo I, se podría realizar con dos procedimientos:

---

<sup>12</sup> El ratio ruido-señal 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 sin poder predictivo, obtendría un ratio de ruido-señal 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.

<sup>13</sup> 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. Mientras que el 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.

limitando las crisis de la muestra a casos extremos donde es difícil no obtener una señal, lo que implicaría cambiar la definición de crisis elevando el umbral para el índice de presión especulativa o la depreciación del tipo de cambio; o alterar los mecanismos de generación de señales, lo que se lograría reduciendo el umbral seleccionado para que el indicador individual emita una señal. Sin embargo, ambas opciones tienen el coste de incrementar el número de falsas señales.

En el caso de que el Sistema de Alerta Anticipada se haya construido bajo el enfoque econométrico, la medida de la bondad del ajuste sigue la misma filosofía que la utilizada para el enfoque de señales, aunque con algunos matices diferenciales. Dentro de la metodología econométrica utilizada en la predicción de crisis cambiarias son los modelos Logit y Probit los que se ajustan a este objetivo, al permitir modelizar variables endógenas dicotómicas (valor de 1 cuando ocurre una crisis y de 0 cuando no ocurre). El resultado de estos modelos es un valor estimado comprendido entre 0 y 1 que se interpreta como la probabilidad de ocurrencia de una crisis cambiaria.

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 supera el punto de corte se interpreta como una predicción de 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 ya que, 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.

En ambas metodologías, señales y modelos econométricos, la medición del poder predictivo del Sistema debe apoyarse, por tanto, en la priorización de los objetivos deseados (minimizar las crisis perdidas o el número de falsas alarmas). Sin embargo, en la medida en que la principal utilidad del modelo sea anticipar una crisis para poder aplicar las medidas necesarias que permitan frenarla, se suele priorizar la búsqueda de minimizar el error de tipo I.

#### **IV.- ELABORACIÓN DE UN SISTEMA DE ALERTA ANTICIPADA PARA LA REGIÓN LATINOAMERICANA**

Dentro de las economías emergentes, más susceptibles a las crisis cambiarias que las economías desarrolladas, el área latinoamericana se ha convertido en los últimos años en foco de interés dentro del análisis de la volatilidad cambiaria debido, por un lado, a un incremento en el número de crisis registradas, y por otro, a una mayor repercusión de las mismas en las relaciones económicas internacionales. Los avances conseguidos durante los años noventa permitieron el despeje económico, tras la década “perdida”, gracias a la llegada de inversión extranjera que contribuyó al desahogo de la cuenta corriente. Sin embargo, los sistemas económicos siguieron presentando ciertos lastres heredados de épocas pasadas que ponían en peligro la estabilidad cambiaria. Así, unos sistemas financieros frágiles y sensibles a las recesiones y perturbaciones externas, las continuas fluctuaciones en la dirección de las políticas económicas, la dependencia económica de algunos países de las exportaciones de sus materias primas como fuente de divisas e ingresos fiscales, y la ausencia de las reformas necesarias para fortalecer la estructura económica, han sido históricamente los principales riesgos para los mercados cambiarios.

A finales de los noventa estas debilidades se intensificaron, lo que generó algunas de las crisis más importantes de la región (el ataque especulativo contra el real brasileño en enero de 1999, la ruptura de la convertibilidad del peso argentino en diciembre de 2001, y la más reciente crisis del real durante el periodo pre-electoral de 2002), que pusieron en peligro el modelo de crecimiento latinoamericano dependiente de la inversión extranjera, y marcaron el inicio de una nueva época donde la incertidumbre se imponía y la confianza de los inversores internacionales se deterioraba.

Dadas las necesidades que Latinoamérica tiene del capital extranjero para poder consolidar su crecimiento, la recuperación de la confianza internacional se ha convertido en pieza clave de política económica, lo que ha obligado a la aplicación de políticas más ortodoxas por parte de los gobiernos que, a partir del año 2003, se han traducido en una reducción de los niveles de incertidumbre y una mayor estabilidad cambiaria. Sin embargo, y a pesar de que se ha iniciado el camino en la dirección correcta, la fragilidad sobre la que se apoya dicha estabilidad, podría cambiar el escenario hacia nuevos episodios de crisis en el corto plazo. En este sentido, la debilidad subyacente en la recuperación económica, la falta de avances en las reformas estructurales, y los problemas internos en los partidos políticos gobernantes, son, entre otros, factores de riesgo para la confianza exterior, de cuya evolución dependerá la estabilidad de los mercados cambiarios de la región.

La existencia de estos factores desestabilizadores sobre los tipos de cambio, tienen un interés especial para la economía española debido a las fuertes vinculaciones económicas existentes entre España y la región latinoamericana. En este sentido, el elevado peso de la inversión directa española en el área (50% en promedio durante los últimos cinco años) alerta sobre el perjuicio que supondría para los intereses económicos españoles el desarrollo de nuevos procesos de crisis en el área latinoamericana, y fomenta el desarrollo de mecanismos que permitan anticipar dichos procesos de crisis, en un contexto donde el riesgo sigue siendo aún elevado. Con este objetivo se desarrolla el estudio que aquí se presenta y que pretende dar un paso más en la difícil tarea de la predicción de las crisis cambiarias. Para ello se ha construido un Sistema de Alerta Anticipada apoyado en el desarrollo de un modelo econométrico bajo la metodología Logit, que permitirá obtener como resultado la probabilidad de crisis existente en las economías latinoamericanas.

#### **IV.1.- ESPECIFICACIÓN DEL MODELO**

El primer paso en la elaboración de todo modelo econométrico consiste en la delimitación tanto del espacio geográfico como temporal objeto del estudio. En relación al ámbito geográfico, se seleccionaron aquellos países de la región latinoamericana con mayor peso relativo sobre el total de la actividad económica<sup>14</sup>, quedando la muestra de estudio formada por: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Guatemala, México, Paraguay, Perú, República Dominicana y Venezuela. En cuanto a la dimensión temporal, el análisis se centra en el periodo que abarca desde 1990 hasta el año 2002, renunciando a la incorporación de datos anteriores a la década de los noventa para evitar problemas de heterogeneidad, dado que esta fecha supuso un punto de inflexión en las políticas económicas aplicadas en la región.

La variable endógena del modelo econométrico queda definida 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. Para la determinación de los periodos de crisis se prefiere el estudio de desviaciones atípicas de la tendencia de la cotización frente a la construcción de un índice de presión especulativa. La razón se justifica por las características de las economías que componen la muestra, en las que la aplicación de políticas monetarias que priorizan el crecimiento a la estabilidad cambiaria durante la década de los noventa, encubren el registro de crisis cambiarias a través del cálculo del índice, ya que valores reducidos en el tipo de interés compensan la depreciación registrada en el tipo de cambio.

---

<sup>14</sup> El conjunto de todas las economías seleccionadas explica el 95% del PIB generado en Latinoamérica.

Para definir un umbral en la tendencia de la cotización, a partir del cual identificar las crisis, se selecciona un punto de corte específico para cada país debido a la existencia de distintas volatilidades en las monedas incorporadas en el análisis. En concreto, se determina que una crisis cambiaria tiene lugar cuando la variación intermensual del tipo de cambio supera el valor "típico" en cada país, definido éste como el valor promedio de las variaciones intermensuales del tipo de cambio más 1,5 veces la desviación típica. A su vez se exige que dicha variación intermensual supere el valor promedio registrado en los últimos tres meses, con lo que se evita identificar como crisis distintas, aquellas observaciones contiguas en el tiempo que se refieren a un mismo episodio de turbulencia financiera. Definidos los periodos de crisis, se identifican como periodos de calma el resto de las observaciones muestrales.

**Cuadro 2: Definición de la variable endógena dicotómica**

$Y =$	1 si $\Delta tc_t > \Delta \bar{tc}_T + 1,5s_T$ y $\Delta tc_t >$ promedio $\Delta \bar{tc}_t$ últimos 3 meses 0 en el resto de los casos
donde: $\Delta tc$ : depreciación del tipo de cambio; $t$ : intermensual; $\Delta \bar{tc}$ : promedio de la variación del tipo de cambio para cada país; $T$ : total de la muestra por país; $s$ : desviación típica de la serie variación del tipo de cambio.	

Definida la variable endógena del modelo, la selección de las variables explicativas se realiza a partir de la revisión de la literatura teórica y empírica sobre crisis cambiarias. Los indicadores que se utilizan en la construcción del modelo econométrico se agrupan en siete categorías, cada una de las cuales recoge aspectos diferenciales de los procesos de crisis. En el cuadro 3 se describe la relación de cada categoría con el desarrollo de una crisis cambiaria, y se especifican los indicadores concretos utilizados en cada caso.

La delimitación geográfico-temporal de la muestra, así como la definición de la variable endógena y explicativas a incorporar en el modelo, permiten la elaboración de una amplia base de datos que contiene, para cada uno de los 11 países analizados, un total de 21 variables explicativas para el periodo comprendido entre enero de 1990 y diciembre de 2002. La periodicidad de la información es mensual, por lo que se han aplicado procesos de interpolación en aquellos casos en que la publicación de las variables no está disponible con este tipo de periodicidad.

**Cuadro 3: Variables explicativas y su relación con la probabilidad de crisis cambiaria**

Descripción de la categoría:	Indicadores seleccionados:
<p><b>Indicadores de la Balanza de Pagos:</b> miden 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 reducir la presión sobre el tipo de cambio.</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Balanza por cuenta corriente</li> <li>- Balanza comercial</li> <li>- Exportaciones</li> <li>- Importaciones</li> <li>- Reservas</li> <li>- Inversión directa exterior</li> </ul>
<p><b>Desequilibrios macroeconómicos internos:</b> la existencia o no de los mismos determinan el margen de maniobra con el que cuenta el gobierno para aplicar las medidas necesarias para frenar la crisis. Por otro lado, un cuadro macroeconómico estable permite mejorar la percepción de los mercados internacionales actuando como factor de atracción de capital.</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Producto interior bruto</li> <li>- Déficit público</li> </ul>
<p><b>Indicadores de competitividad internacional:</b> este tipo de variables permiten medir la capacidad exportadora del país, y su consiguiente efecto sobre la demanda / oferta de divisas.</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Tipo de cambio efectivo real</li> <li>- Sobrevaloración del tipo cambio real<sup>15</sup></li> <li>- Precios relativos<sup>16</sup></li> </ul>
<p><b>Expectativas de los agentes económicos:</b> un cambio en las expectativas, sobre la evolución futura del tipo de cambio, genera una salida de capital que presiona la cotización. En este sentido, los indicadores que mejor captan este tipo de comportamiento se asocian con la evolución de los índices bursátiles, la inflación y los tipos de interés, dada su elevada capacidad de ajuste en el corto plazo.</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Inflación</li> <li>- Tipos de interés</li> <li>- Índices bursátiles</li> </ul>
<p><b>Efecto contagio:</b> la existencia de una crisis en un país se contagio a otros bien de manera “racional”, a través de las relaciones comerciales entre ambos países, o “irracional” a través del aumento en la percepción del riesgo país por parte de los inversores, que deciden reducir su exposición al mismo en periodos de inestabilidad cambiaria.</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Indicador de contagio<sup>17</sup></li> </ul>
<p><b>Endeudamiento externo:</b> fuertes posiciones deudoras aumentan el riesgo inversor y dificultan el acceso a los mercados internacionales, lo que en situaciones extremas se puede traducir en incumplimiento del pago de la deuda y desestabilización del sistema cambiario.</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Total deuda externa</li> <li>- Deuda externa sobre reservas</li> </ul>
<p><b>Debilidades del sector bancario:</b> la falta de liquidez en los mercados financieros se ha convertido en un nuevo foco de presión sobre la cotización en los últimos años, por lo que la evolución de los indicadores bancarios facilita la identificación de procesos de inestabilidad cambiaria. En este sentido, una expansión crediticia y/o monetaria aumenta la exposición al riesgo del sector bancario, lo que puede desencadenar la aparición de crisis “gemelas”.</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Masa monetaria</li> <li>- Crédito total</li> <li>- Crédito al sector público</li> <li>- Crédito al sector privado</li> </ul>

<sup>15</sup> Calculada como el diferencial entre el valor del tipo de cambio efectivo real y el promedio de los últimos tres años.

<sup>16</sup> Medido como el cociente entre el índice de precios del país y el índice de precios de EEUU.

<sup>17</sup> Variable que identifica el número de crisis cambiarias ocurridas en la región en el mismo momento temporal.

## IV.2.- METODOLOGÍA EMPLEADA

Dentro de los enfoques utilizados en el diseño de un Sistema de Alerta Anticipada, señales y econométrico, en el estudio que aquí se presenta es preferido el segundo de ellos por el mayor rigor estadístico que incorpora y por la posibilidad que presenta de poder cuantificar en una única medición el riesgo de crisis en distintas economías a partir de un análisis multivariante. Las características que presenta el diseño de un Sistema de Alerta Anticipada, exige que la especificación econométrica se lleve a cabo a través del uso de modelos de elección discreta, en los que la variable endógena a modelizar es una variable categórica con varias alternativas de respuesta. Dentro de esta tipología de modelización, la metodología Logit se ajusta este objetivo utilizando como función de ajuste la logística. El uso de esta función garantiza que el resultado de la estimación se pueda interpretar como la probabilidad de ocurrencia de cada una de las alternativas de la variable endógena, ya que los valores estimados quedan siempre comprendidos dentro del rango de variación 0-1.

Dentro de la modelización Logit se distingue entre modelos de respuesta dicotómica y modelos de respuesta múltiple, según que la variable endógena a modelizar presente dos o más alternativas de respuesta, siendo la especificación en ambos casos diferente. Para el caso sencillo de una variable dicotómica, en la que sólo hay dos posibles alternativas de respuesta, la variable endógena se suele codificar con 1 para representar la ocurrencia del acontecimiento estudiado y 0 para representar la no ocurrencia. La especificación de esta situación se realiza a través de la siguiente expresión:

$$\text{Pr } ob(Y_i = 1) = \frac{1}{1 + e^{-b_k X_{ki}}} = \frac{e^{b_k X_{ki}}}{1 + e^{b_k X_{ki}}}$$

donde:  $Y_i$ : representa a la variable endógena;  
 $X_{ki}$ : representan a las variables explicativas;  
 $b_k$ : son los parámetros asociados a cada una de las variables explicativas;

Cuando la variable endógena a modelizar presenta más de dos alternativas de respuesta, según que estas establezcan o no un orden entre ellas, se distingue entre la modelización con datos ordenados y con datos no ordenados. En estos casos se estimarán tantas probabilidades como alternativas presente la variable a modelizar, de tal manera que el resultado permita cuantificar la probabilidad de pertenencia a cada uno de los grupos establecidos por la variable endógena.

Así, si se trata de un logit con datos ordenados, la especificación queda recogida a través de la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} \text{Pr ob}(Y_i = 0) &= \Lambda(-\mathbf{b}' X_i) \\ \text{Pr ob}(Y_i = 1) &= \Lambda(\mathbf{m}_1 - \mathbf{b}' X_i) - \Lambda(-\mathbf{b}' X_i) \\ \text{Pr ob}(Y_i = 2) &= \Lambda(\mathbf{m}_2 - \mathbf{b}' X_i) - \Lambda(\mathbf{m}_1 - \mathbf{b}' X_i) \\ &\dots \\ \text{Pr ob}(Y_i = (J - 1)) &= 1 - \Lambda(\mathbf{m}_{(J-2)} - \mathbf{b}' X_i) \end{aligned}$$

donde:  $\mathbf{m}_1, \mathbf{m}_2, \dots, \mathbf{m}_{(J-2)}$  son parámetros que representan los valores de los umbrales que se aplican sobre la variable latente para generar las alternativas de respuesta de la variable endógena<sup>18</sup>;

$\Lambda(\mathbf{b}' X_i)$  representa la función de distribución logística

$$\left( \Lambda(\mathbf{b}' X_i) = \frac{e^{\mathbf{b}' X_i}}{1 + e^{\mathbf{b}' X_i}} \right);$$

$J$  son los grupos o alternativas de la variable endógena.

Para el caso de la modelización de una variable categórica con alternativas no ordenadas, aunque excluyentes entre sí, la especificación del Logit se realiza a través de la siguiente expresión:

$$\text{Pr ob}(Y_i = j) = \frac{e^{\mathbf{b}' Z_{ij}}}{\sum_{j=0}^J e^{\mathbf{b}' Z_{ij}}} \quad (22)$$

donde:  $Z_{ij}$  representa la matriz de los regresores del modelo;  
 $J$  son los grupos o alternativas de la variable endógena.

La estimación del modelo Logit, independientemente de la especificación utilizada, se realiza utilizando el método de Máxima Verosimilitud, por el cual se buscan aquellos estimadores de los parámetros que generan con mayor probabilidad la muestra observada, es decir, aquellos valores para los cuales la función de densidad conjunta, o función de verosimilitud, alcanza su máximo. La estimación, por este método, exige el uso de métodos iterativos o algoritmos de optimización que permitan la convergencia en los estimadores, dado que el sistema de ecuaciones que se obtiene maximizando la función de verosimilitud no es lineal.

<sup>18</sup> La variable latente ( $I_i^*$ ) es la variable inobservable que se quiere modelizar, cuyos valores se transforman en las alternativas de respuesta de la variable categórica siguiendo el siguiente criterio:  $Y_i=0$  si  $I_i^* < 0$ ;  $Y_i=1$  si  $0 < I_i^* < \mathbf{m}_1$ ;  $Y_i=2$  si  $\mathbf{m}_1 < I_i^* < \mathbf{m}_2$ ; ...;  $Y_i=(J-1)$  si  $I_i^* > \mathbf{m}_{(J-2)}$ .

Una vez estimado el modelo, la validación individual de la significatividad estadística de las variables explicativas incorporadas en el modelo se realiza contrastando la hipótesis nula de que el parámetro es igual a 0 ( $H_0 : \mathbf{b} = 0$ ). Para ello, y dado que la distribución del estimador del parámetro  $\mathbf{b}$  es  $N(\mathbf{b}; \sqrt{\text{Var}(\hat{\mathbf{b}})})$ , el rechazo de la hipótesis se fija cuando  $\left| \frac{\hat{\mathbf{b}}}{\sqrt{\text{Var}(\hat{\mathbf{b}})}} \right| \geq z_{\alpha/2}$ , siendo  $z$  es el valor tabular de la distribución  $N(0;1)$  que deja a su derecha una probabilidad igual a  $\alpha/2$ .

Para medir la bondad global del ajuste en un modelo Logit los contrastes más utilizados en la literatura econométrica son: el contraste de razón de verosimilitudes; el índice de cociente de verosimilitudes, la prueba de Hosmer-Lemeshow y la medición del porcentaje de aciertos. El contraste de razón de verosimilitudes contrasta la hipótesis nula de que todos los parámetros del modelo, excepto la constante, son significativamente iguales a cero, y se construye comparando el valor de la función de verosimilitud del modelo que sólo incorpora el término constante ( $L(0)$ ), con el mismo valor calculado para el modelo que incorpora todas las variables explicativas ( $L$ ).

$$RV = -2 \ln \left[ \frac{L(0)}{L} \right]$$

Dicho estadístico se distribuye bajo la hipótesis nula como una  $\chi^2$  con tantos grados de libertad como restricciones incorporadas en el contraste. Siguiendo esta misma filosofía de comparar el valor de la función de verosimilitud de ambos modelos (el que sólo incorpora la constante y el que incorpora todas las variables explicativas) se construye otro estadístico conocido como el índice de cociente de verosimilitudes, o  $R^2$  de McFadden ya que fue propuesto por McFadden en 1974.

$$R^2 \text{ McFadden} = ICV = 1 - \frac{\log L}{\log L(0)}$$

El ratio resultante en este caso, varía entre 0 y 1, de tal manera que valores próximos a 0 se corresponden con una reducida capacidad explicativa del modelo, mientras que, a medida que el valor en la función de verosimilitud para el modelo completo mejora respecto al obtenido para el modelo restringido, el valor del ratio se aproximará a 1.

En los logit dicotómicos se utiliza la prueba de Hosmer-Lemeshow, que es el contraste de clasificación diseñado por David W. Jr. Hosmer y Stanley Lemeshow en 1989, por el que se realizan comparaciones entre el valor estimado y el observado por grupos (generalmente 10) que se establecen dividiendo el recorrido de la probabilidad en deciles de riesgo. El contraste se realiza comparando las frecuencias observadas y esperadas, de tal manera que el estadístico resultante sigue una distribución chi-cuadrado con  $J-2$  grados de libertad, bajo la hipótesis nula de igualdad entre frecuencias esperadas y observadas.

$$HL = \sum_{j=1}^J \frac{(Y_j - n_j \bar{P}_j)^2}{n_j \bar{P}_j (1 - \bar{P}_j)}$$

Por último, 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  $\hat{M}_i < c$ , y cuantificar el porcentaje de aciertos estimados con el modelo. El valor que se asigna a  $c$ , para determinar si el valor de la predicción es igual a 1 o a 0, depende de la distribución muestral entre las alternativas de respuesta de la variable categórica. En este sentido, para el caso de modelizar una variable dicotómica, se suele adoptar la opción de seleccionar como umbral la media de dicha variable, con lo que se consigue equilibrar el número de errores cometidos (valores de 1 estimados como 0, y de 0 estimados como 1).

#### **IV.3.- RESULTADOS ALTERNATIVOS EN LA ESTIMACIÓN DE UN MODELO LOGIT PARA PREDECIR CRISIS CAMBIARIAS**

La obtención de unos resultados estadística y económicamente correctos, durante la etapa de estimación del modelo econométrico, se ha logrado tras la realización de innumerables pruebas a partir de los datos muestrales, cuyos resultados finales se resumen en este apartado. En concreto, se describe la estimación de tres modelos complementarios para el análisis de las crisis cambiarias en la región latinoamericana. Los dos primeros distinguen entre una especificación del horizonte temporal de medio y corto plazo<sup>19</sup>, mientras que el tercero, complementa ambos enfoques temporales a través de la cuantificación, no sólo la probabilidad de que una crisis ocurra, sino también la intensidad de la misma.

---

<sup>19</sup> Se entiende por horizonte temporal el periodo para el cual se quiere realizar la predicción, es decir, el tiempo que transcurre desde que se predice la crisis hasta que ésta ocurre realmente.

#### **IV.2.1.- Predicción de una crisis bajo la perspectiva temporal del medio plazo**

El objetivo de anticipar una crisis en un horizonte temporal amplio cuenta con el obstáculo de una menor garantía de acierto en la predicción, ya que la evolución de las variables tenderá a debilitarse cuanto más próxima esté la crisis. A pesar de esta limitación, un horizonte temporal de medio plazo interesa a los organismos encargados de la definición de políticas económicas, que buscan anticipar la crisis con el suficiente tiempo de antelación como para poder implantar las medidas necesarias que permitan frenarla. Con este objetivo se plantea una especificación donde, partiendo de la definición de crisis ya comentada (variación intermensual del tipo de cambio superior, para cada país, a su media muestral más 1,5 veces la desviación típica, siempre que dicho valor sea a su vez superior a la variación promedio de los últimos tres meses), la incorporación de un horizonte temporal anual exige la codificación de la variable endógena siguiendo el siguiente criterio:

- Codificación de periodo de crisis = 1: en aquellas observaciones en que se produce una crisis y en las 11 anteriores.
- Codificación de periodo de calma = 0: para el resto de observaciones muestrales.

Utilizando este criterio de codificación el resultado de la estimación permitirá obtener una medición de la probabilidad de que ocurra una crisis en el mes de análisis o en los 11 meses posteriores, y permitirá la identificación de los indicadores que anticipan la llegada de una crisis en el medio plazo. Los mejores resultados estadísticos se obtienen para el modelo que incluye las variables explicativas que figuran en la segunda columna del cuadro 4, donde cada parámetro estimado se acompaña del valor del estadístico z y del nivel de significación obtenido en el contraste de significatividad individual de las variables explicativas.

Se observa que cinco categorías, de las siete establecidas para clasificar los indicadores de riesgo de crisis, están representadas por al menos una variable, sin embargo, ninguno de los indicadores relacionados con la competitividad ni con el sector bancario resultaron estadísticamente significativos. En relación al primer grupo de indicadores, este resultado es similar al obtenido en otros trabajos empíricos, en los que las variables que miden la competitividad pierden significatividad estadística<sup>20</sup> cuando la muestra de países analizados se limita al área latinoamericana. Por otro lado, la no

---

<sup>20</sup> Este es el caso del modelo estimado en Kamin y Babson (1999) y el elaborado por Díez y Ortiz (2001).

significatividad estadística obtenida para los indicadores relacionados con el sector bancario, reduce la importancia de los procesos de crisis “gemelas” en la región latinoamericana.

**Cuadro 4: Resultados de la estimación**

	Modelo dicotómico (MP)	Modelo dicotómico (CP)	Modelo ordinal
Constante	-3,31	-0,33	
<i>Estadístico – z</i>	(-12,307)	(-0,5362)	
<i>Nivel de significación</i>	(0,0000)**	(0,5918)	
Cto. de importaciones	-0,01	-0,15	-0,09
<i>Estadístico – z</i>	(-2,7380)	(-2,9798)	(-3,1121)
<i>Nivel de significación</i>	(0,0062)**	(0,0029)**	(0,0019)**
Cto.de PIB	-0,14		
<i>Estadístico – z</i>	(-4,5572)		
<i>Nivel de significación</i>	(0,0000)**		
Déficit Público (% PIB)	-0,47		-0,23
<i>Estadístico – z</i>	(-3,3622)		(-1,7128)
<i>Nivel de significación</i>	(0,0008)**		(0,0867)*
Tipo de interés	0,06		
<i>Estadístico – z</i>	(9,3230)		
<i>Nivel de significación</i>	(0,0000)**		
% cto. de los precios		0,1269	0,0843
<i>Estadístico – z</i>		(2,9136)	(3,3350)
<i>Nivel de significación</i>		(0,0036)**	(0,0009)**
Indicador de contagio	0,43		
<i>Estadístico – z</i>	(7,2198)		
<i>Nivel de significación</i>	(0,0000)**		
Deuda externa / reservas	0,01	0,10	0,08
<i>Estadístico – z</i>	(3,8315)	(2,5939)	(2,9350)
<i>Nivel de significación</i>	(0,0001)**	(0,0095)**	(0,0033)**
<b>Log. func. verosimilitud</b>	<b>-373,8809</b>	<b>-17,4430</b>	<b>-21,9790</b>
<b>R<sup>2</sup> de McFadden</b>	<b>0,2828</b>	<b>0,5076</b>	<b>0,4818</b>
<b>Razón de verosimilitudes</b>	<b>294,88</b>	<b>35,97</b>	<b>40,86</b>
<i>Nivel de significación</i>	<b>(0,0000)</b>	<b>(0,0000)</b>	<b>(0,0000)</b>
<b>Hosmer-Lemeshow</b>	<b>12,1910</b>	<b>3,7065</b>	-
<i>Nivel de significación</i>	<b>(0,1429)</b>	<b>(0,8826)</b>	-

\*\* : La variable es significativa al nivel 0,01

\* : La variable es significativa al nivel 0,1

En el resto de categorías de los indicadores de riesgo de crisis, al menos una de las variables incluidas en cada grupo resultó estadísticamente significativa, con un nivel de confianza, para rechazar la hipótesis nula de que el parámetro es igual a 0, superior al 99% en todos los casos. Así, los desequilibrios en la balanza de pagos quedan recogidos por la variación de las

importaciones<sup>21</sup>; los desequilibrios macroeconómicos por el crecimiento del PIB y el déficit público; la variación de expectativas por el tipo de interés; el nivel de endeudamiento por el ratio deuda externa sobre reservas; y el contagio por el indicador que mide el número de crisis ocurridas en el horizonte temporal establecido en otro país de la muestra de análisis. El resto de variables explicativas resultaron no significativas en el contraste de variables omitidas, lo que corrobora su menor potencial explicativo respecto a las variables si incluidas.

El signo del parámetro estimado, que mide la relación entre la variable y la probabilidad de que una crisis ocurra, ha sido correcto para todas las variables finalmente incorporadas, y de su análisis es posible definir el escenario que precede a los procesos de crisis cambiarias en la región latinoamericana desde la perspectiva temporal del medio plazo. Así, un situación interna caracterizada por caídas en las importaciones y en los niveles de actividad económica, acumulación de déficits públicos, y elevación de las tasas de interés y del ratio deuda externa sobre reservas, alerta de la proximidad de una crisis cambiaria, situación que se agravará aún más en el caso de que existan crisis en otras economías del área, lo que aumentará el riesgo regional por temor al contagio. Con todo, la ecuación final que permite cuantificar el riesgo de crisis cambiaria bajo la perspectiva temporal del medio plazo queda recogida por la siguiente expresión:

$$\text{Prob (CRISIS)} = \frac{1}{1 + e^{-(3,31 - 0,01\text{VIMP} - 0,14\text{VPIB} - 0,47\text{DP} + 0,06\text{TI} + 0,43\text{CONTAGIO} + 0,01\text{VJ\_RES})}}$$

donde **VIMP** es el crecimiento de las importaciones, **VPIB** es el crecimiento del PIB, **DP** es el déficit público como porcentaje del PIB, **TI** es el nivel de los tipos de interés, **CONTAGIO** es el número de crisis registradas en el mismo horizonte temporal en el resto del área, y **VJ\_RES** mide el crecimiento del ratio deuda externa sobre reservas.

En términos globales la bondad del ajuste se considera adecuada. El valor obtenido en el cálculo del estadístico  $R^2$  de Mc-Fadden resulta aceptable en este tipo de modelos, y lo sitúa en niveles similares o ligeramente superiores a los obtenidos en otras estimaciones similares (cuadro 5). Por otro lado, el resultado obtenido en el contraste de razón de verosimilitudes permite rechazar la

---

<sup>21</sup> 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 los ajustes de balanza de pagos se han realizado mediante reducciones de las importaciones.

hipótesis nula de que todos los parámetros del modelo, excepto la constante, son significativamente iguales a cero, mientras que el resultado de la prueba de Hosmer-Lemeshow conduce a aceptar la hipótesis nula de un buen ajuste del modelo. En términos del porcentaje de aciertos registrados, las crisis correctamente predichas suponen el 76%<sup>22</sup> de las crisis muestrales, mientras que el ratio ruido-senal, que mide la capacidad del modelo para predecir correctamente las crisis evitando falsas señales, se sitúa muy por debajo de uno lo que indica una buena capacidad predictiva.

**Cuadro 5: Medidas de bondad de ajuste**

(*)	% crisis correctas	% falsas alarmas	% observaciones correctas	Error Tipo I	Error Tipo II	Ratio ruido-senal	Pseudo R <sup>2</sup>
ERW (1995)	-	-	-	-	-	-	0,13
FR (1996)	-	-	-	-	-	-	0,20
KLR (1997)	59,80	70,30	70,20	-	-	-	-
GS (1998)	66,20	74,00	66,10	-	-	-	-
KB (1999)	-	-	-	-	-	-	0,38
DO (2001)	62,67	54,59	76,85	-	-	-	-
KSS (2001)	-	-	-	-	-	-	0,27
KL (2002)	-	-	-	-	-	-	0,17
BF (2002)	79,00	29,10	82,70	-	-	-	-
<b>M_MP (2003)</b>	<b>75,57</b>	<b>26,06</b>	<b>74,31</b>	<b>24,43%</b>	<b>26,06%</b>	<b>0,34</b>	<b>0,28</b>
<b>M_MO (2003)</b>	<b>86,00</b>	<b>0,00</b>	<b>93%</b>	<b>13,64%</b>	<b>0%</b>	<b>0</b>	<b>0,48</b>
<b>M_CP (2003)</b>	<b>86,67</b>	<b>13,64</b>	<b>86,54</b>	<b>13,33%</b>	<b>13,64%</b>	<b>0,16</b>	<b>0,51</b>

(\*): ERW: Eichengreen, Rose y Wyplosz; FR: Frankel y Rose; KLR: Kaminsky, Lizondo y Reinhart; GS: Goldman Sachs; KB: Kamin y Babson; DO: Díez y Ortiz; KSS: Kamin, Schindler y Samuel; KL: Komulainen y Lukkarila; BF: Bussiere y Fratzscher; M\_MP: Medina – Modelo Medio Plazo; M\_MO: Medina – Modelo Ordinal; M\_CP: Medina – Modelo Corto Plazo

La correlación de los regresores finalmente incorporados en el modelo se sitúa por debajo de 0,18 en todos los casos excepto la que corresponde a las variables crecimiento del PIB y de las importaciones. Esta presencia de correlación se debe a que la caída en los niveles de importaciones que se produce en el periodo pre-crisis para ajustar la balanza de pagos, se traducen rápidamente en un deterioro de la actividad económica debido a la alta dependencia existente de las importaciones de bienes intermedios en las economías latinoamericanas. A pesar de estos indicios de posible presencia de multicolinealidad se optó por la incorporación de ambas variables en el modelo con el objeto de recoger los distintos efectos sobre el riesgo de crisis que cada

<sup>22</sup> El punto de corte (0,2) se selecciona en función del promedio de la variable endógena. Con este criterio, que implica estimar una crisis cuando la probabilidad de ocurrencia supera el 20%, se reduce el porcentaje de error de tipo I sin incrementar en exceso el de error de tipo II.

uno de estos indicadores mide, deterioro macroeconómico y desajustes en la balanza de pagos.

Con el objeto de identificar los regresores que tienen un mayor peso en la ocurrencia de las crisis analizadas, se realiza la estimación del modelo incorporando las variables estandarizadas, obteniéndose como resultado una elevada relevancia del parámetro estimado para la variable tipo de interés, siendo el regresor con menor poder explicativo la variación de las importaciones. Otra alternativa para cuantificar el peso de los regresores sobre la probabilidad de crisis consiste en realizar un análisis de sensibilidad comparando el efecto en la probabilidad estimada bajo distintos escenarios alternativos (cuadro 6):

**Cuadro 6: Análisis de sensibilidad en el modelo a medio plazo**

	Pbb. crisis	Variación pbb. respecto a calma
<b>Probabilidad estimada cuando todos los regresores toman valor medio de:</b>		
- Periodo de calma	10,39%	-
- Periodo de crisis	52,69%	42 ptos. porcentuales
<b>Probabilidad estimada cuando todas los regresores toman valor medio de periodo calma excepto:</b>		
- <b>VIMP</b> = 1,63 (valor medio en crisis)	11,97%	2 ptos. porcentuales
- <b>VPIB</b> = 1,34 (valor medio en crisis)	14,56%	4 ptos. porcentuales
- <b>DP</b> = -0,58 (valor medio en crisis)	13,85%	3 ptos. porcentuales
- <b>TI</b> = 33,3 (valor medio en crisis)	20,98%	11 ptos. porcentuales
- <b>CONTAGIO</b> = 3,19 (valor medio en crisis)	14,58%	4 ptos. porcentuales
- <b>VJ_RES</b> = 10,86 (valor medio en crisis)	12,15%	2 ptos. Porcentuales

Un primer escenario en el que los valores de los regresores corresponden a los promedio de los periodos de calma (crecimiento de las importaciones del 15%, crecimiento del PIB del 4%, saldo presupuestario nulo, tipo de interés de 18,5, caída del ratio deuda externa sobre reservas del 5% y número de crisis en la región de 2) la probabilidad de que ocurra una crisis en un horizonte temporal anual es del 10%. La otra situación extrema, aquella en que los valores de los regresiones se sitúan en los promedios muestrales de los periodos de crisis (crecimiento de las importaciones del 2%, crecimiento del PIB del 1%, déficit público del -0,6%, tipo de interés de 33, crecimiento del ratio deuda externa sobre reservas del 11% y número de crisis en la región de 3), eleva la probabilidad en 43 puntos porcentuales hasta el 53%.

Para medir el efecto individual que cada regresor tiene sobre la cuantificación de la probabilidad de crisis, se estima el modelo cuando todos los valores de todos los regresores se sitúan en el promedio de los periodos de calma excepto uno de ellos cuyo valor corresponde al promedio de los periodos de crisis. La variable con más peso resultó, también según este análisis, el tipo de interés, al incrementar en 11 puntos porcentuales la probabilidad de crisis cuando su valor pasa del promedio de calma (18%) al promedio de crisis (33%). Por orden de importancia, el crecimiento de la actividad económica y el efecto contagio, son las siguientes más influyentes al incrementar en 4 puntos porcentuales la probabilidad de crisis cuando sus valores incrementan hasta los promedios registrados en los periodos de crisis.

#### **IV.2.2.- Predicción de una crisis bajo la perspectiva temporal del corto plazo**

En determinadas situaciones se prioriza el objetivo de obtener un mayor grado de acierto en la predicción del Sistema de Alerta Anticipada en detrimento de la obtención de un horizonte temporal amplio. En este sentido, los bancos de inversión necesitan conocer, con el mayor grado de precisión, el riesgo de crisis en el corto plazo para orientar las decisiones inversoras de sus clientes. El diseño de un Sistema de Alerta Anticipada con este objetivo exige una reespecificación respecto al modelo de medio plazo, tanto en la definición de la variable endógena como en la selección de los indicadores utilizados para anticipar el riesgo de crisis.

La incorporación de un horizonte temporal de corto plazo en la definición de la variable endógena exige que la codificación de la misma se realice con el siguiente criterio:

- Codificación de periodo de crisis = 1: en aquellas observaciones en que la variación intermensual del tipo de cambio supera la media muestral de cada país más 1,5 veces su desviación típica, siempre que dicho valor sea superior a la variación promedio registrada en los últimos tres meses.
- Codificación de periodo de calma = 0: conjunto de observaciones comprendidas entre dos crisis, sin incluir ni los seis meses anteriores ni posteriores a la crisis, por considerarse periodos de inestabilidad pre y post 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; mientras que en los periodos de calma, se recoge la evolución promedio de todas las observaciones maestras incluidas en dicho periodo. Con esta especificación del 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 modelo con el que se obtuvieron mejores resultados estadísticos, de entre todas las pruebas alternativas realizadas, resultó ser el que queda recogido por la siguiente expresión:

$$\text{Prob}(\text{CRISIS}) = \frac{1}{1 + e^{-(-0,33 - 0,15\text{VIMP} + 0,13\text{INFLA} + 0,10\text{VJ\_RES})}}$$

donde VIMP es el crecimiento de las importaciones, INFLA es el crecimiento de los precios, y VJ\_RES mide el crecimiento del ratio deuda externa sobre reservas.

Se observan ciertas diferencias con el modelo de medio plazo en cuanto a las variables explicativas incorporadas en la estimación final (tercera columna del cuadro 4). En primer lugar, las variables de crecimiento económico y contagio no resultaron estadísticamente significativas, resultado coherente con el horizonte temporal especificado, ya que el proceso de ajuste pre-crisis se produce en periodos superiores al corto plazo para ambas variables. En segundo lugar, dentro de la categoría de indicadores de riesgo que recoge las expectativas de los agentes, resulta más significativa estadísticamente la variable inflación que la variable tipo de interés. Este resultado pone de manifiesto como el uso de políticas de elevación en los tipos de interés, si bien es la estrategia de medio plazo que mantiene el gobierno para evitar la salida de capital y frenar la crisis, se abandona a medida que su efecto se reduce por la proximidad de la misma. En relación a las variables importaciones y ratio deuda externa sobre reservas, resultaron también estadísticamente significativas, la primera recogiendo los desequilibrios en la balanza de pagos, y la segunda midiendo la capacidad del país para hacer frente a las obligaciones comprometidas con el exterior. La variable déficit público no resultó significativa a un 90% de confianza (por lo que no se incluye en la estimación final), aunque sí resultó relevante en el contraste de variables omitidas. Por último, las correlaciones existentes entre los regresores finalmente incorporados resultaron no significativas estadísticamente, por lo que se descartan problemas de multicolinealidad.

El contraste de razón de verosimilitudes y la prueba de Hosmer-Lemeshow nuevamente resultaron exitosos, registrándose una mejora en la bondad global del modelo, respecto al ajuste a medio plazo, medida a través del estadístico  $R^2$  de McFadden que aumenta hasta el valor de 0,51. También el porcentaje de aciertos<sup>23</sup>, tanto para los periodos de crisis como para los de calma, resultó superior al registrado en el ajuste de medio plazo (cuadro 5). El porcentaje de crisis correctamente predichas supera en 17 puntos porcentuales (87%) al del modelo anterior, mientras que 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.

Para cuantificar el peso que representa cada uno de los indicadores en la probabilidad de crisis estimada se estima el modelo con los valores de los regresores estandarizados, obteniéndose como resultado que la variable que más pondera en la cuantificación del riesgo de crisis es, nuevamente, aquella que mide los cambios en las expectativas de los agentes, que en el ajuste a corto plazo resultó ser la inflación. Para corroborar estos resultados, se realiza la estimación bajo distintos escenarios donde los valores de los regresores se modifican desde sus valores promedios en los periodos de calma hasta los registrados durante las crisis (cuadro 7).

**Cuadro 7: Análisis de sensibilidad en el modelo a corto plazo**

	<b>Pbb. crisis</b>	<b>Variación pbb. respecto a calma</b>
<b>Probabilidad estimada cuando todos los regresores toman valor medio de:</b>		
- Periodo de <b>calma</b>	14,73%	-
- Periodo de <b>crisis</b>	99,79%	85 ptos. porcentuales
<b>Probabilidad estimada cuando todas los regresores toman valor medio de periodo calma, excepto uno que toma valor medio de periodo crisis:</b>		
- <b>VIMP</b> = -1,58 (valor medio en crisis)	78,91%	64 ptos. porcentuales
- <b>INFLA</b> = 46,06 (valor medio en crisis)	85,82%	71 ptos. porcentuales
- <b>VJ_RES</b> = 4,48 (valor medio en crisis)	39,05%	24 ptos. porcentuales

La probabilidad de que ocurra una crisis en el mes próximo a la estimación, cuando los valores de los regresores se igualan a los periodos de calma (crecimiento de las importaciones del 19%, crecimiento de los precios del 18% y caída en el ratio deuda sobre reservas del 9%) es del 15%, mientras

<sup>23</sup> 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.

que para unos valores similares a los promedios de crisis (caída en las importaciones del 2%, inflación del 46% y crecimiento en el ratio deuda sobre reservas del 5%), ésta ocurrirá con total certeza según los resultados obtenidos en la estimación. Estas diferencias vienen explicadas fundamentalmente por 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, mientras que para el caso de las importaciones el incremento en la probabilidad de crisis de 64 puntos porcentuales.

#### IV.2.3.- Cuantificación de la intensidad de una crisis cambiaria

Con los modelos anteriores se obtiene una medición 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. Con este objetivo se plantea una definición alternativa de la variable endógena que trata de distinguir entre crisis de corta duración, cuando la depreciación cambiaria solo dura un mes, y crisis de larga duración, si dicho movimiento se repite en meses consecutivos. Los valores de la variable construida siguiendo este criterio quedan definidos como:

**Cuadro 8: Definición de la variable endógena ordinal**

Y =	1 si $VTC_i < \overline{VTC}_i + 1,5s_i$ 2 si $VTC_i > \overline{VTC}_i + 1,5s_i$ en un mes pero no en los siguientes 3 si $VTC_i > \overline{VTC}_i + 1,5s_i$ en un mes y en el siguiente
donde:	<i>i</i> representa el país; <i>VTC</i> mide la variación intermensual del tipo de cambio nominal; <i>s</i> es la desviación típica de la serie <i>VTC</i> .

Los periodos 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. Los valores de los regresores se incluyen en la estimación del modelo siguiendo el mismo criterio que en la especificación del modelo a corto plazo: 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.

La estimación del modelo logit para la nueva definición de la variable endógena se realiza utilizando la metodología ordinal, dado que la variable endógena presenta tres alternativas de elección con una ordenación entre ellas (desde nula intensidad de la crisis hasta elevada intensidad en la misma). Siguiendo esta metodología, de entre todas las pruebas realizadas, el modelo con el que se obtuvo el mejor ajuste es el que queda recogido por la expresión:

$$\text{Pr ob}(Y = 1) = \frac{1}{1 + e^{-[1 - (-0,09\text{VIMP} + 0,08\text{INFLA} - 0,2\text{DP} + 0,1\text{VJ\_RES})]}}$$

$$\text{Pr ob}(Y = 2) = \frac{1}{1 + e^{-[4,8 - (-0,09\text{VIMP} + 0,08\text{INFLA} - 0,2\text{DP} + 0,1\text{VJ\_RES})]}} - \frac{1}{1 + e^{-[1 - (-0,09\text{VIMP} + 0,08\text{INFLA} - 0,2\text{DP} + 0,1\text{VJ\_RES})]}}$$

$$\text{Pr ob}(Y = 3) = 1 - \frac{1}{1 + e^{-[4,8 - (-0,09\text{VIMP} + 0,08\text{INFLA} - 0,2\text{DP} + \text{B}(4)\text{VJ\_RES})]}}$$

donde  $\text{VIMP}$  es el crecimiento de las importaciones,  $\text{INFLA}$  es el crecimiento de los precios,  $\text{DP}$  es el déficit público como porcentaje del PIB, y  $\text{VJ\_RES}$  mide el crecimiento del ratio deuda externa sobre reservas.

Los resultados en términos de la significatividad estadística de las variables explicativas incorporadas, que se presentan en la cuarta columna del cuadro 4, coinciden con los obtenidos en el modelo dicotómico a corto plazo. Así, las variables variación de las importaciones, crecimiento de los precios y ratio endeudamiento sobre nivel de reservas obtuvieron un nivel de significación inferior a 0,01 en el contraste de la hipótesis nula de igualdad del parámetro a cero. Por su parte, la variable que mide el déficit público no resultó estadísticamente significativa para un nivel de confianza del 95% pero sí del 90%, por lo que se opta por su inclusión en el modelo.

La bondad conjunta de este modelo se aproxima a la obtenida en el ajuste a corto plazo, aunque en términos del  $R^2$  de Mc-Fadden se sitúa ligeramente por debajo. Según la medición del porcentaje de aciertos, si bien las crisis correctamente predichas son las mismas que en el modelo a corto plazo (86%), un mejor ajuste de los periodos de calma, permite elevar el porcentaje total de observaciones correctamente predichas al 93%. Dentro de las dos categorías de crisis existentes, la precisión del ajuste se reduce, debido a la dificultad que presenta la estimación de alternativas con menor grado de diferenciación, siendo los porcentajes de aciertos de 69% y 67% para las crisis de corta y larga duración respectivamente.

Estos resultados del logit ordinal mejoran los obtenidos con los modelos dicotómicos ya que, si bien el porcentaje de crisis correctamente predichas es similar al obtenido en el mejor de los modelos dicotómicos, se elimina la obtención de falsas alarmas, es decir, para aquellos casos en que se estima una crisis la probabilidad real de ocurrencia es del 100%. Por otro lado, los resultados del logit ordinal sirven de complemento al análisis realizado con los ajustes dicotómicos, ya que en los casos en que se predice una crisis, este modelo añade información adicional sobre la intensidad de la misma, siendo el grado de certeza en este caso del 70%.

## **V.- PRINCIPALES CONCLUSIONES**

Dentro de la línea de investigación sobre mercados cambiarios, desarrollada en el Instituto Lawrence R. Klein – Centro Gaus, el trabajo aquí presentado profundiza en el estudio de las crisis cambiarias del área latinoamericana. Si bien esta región, que históricamente se ha caracterizado por la vulnerabilidad de sus mercados cambiarios, ha iniciado un periodo de relativa “estabilidad” en el último año, debido a la aplicación de políticas económicas más ortodoxas en línea con un objetivo de preservar la imagen cara a los mercados internacionales, la fragilidad en la que se apoya el actual modelo de crecimiento, advierte de la presencia de riesgos que podrían dar un giro del escenario actual hacia situaciones de mayor inestabilidad.

Es precisamente la existencia de estos riesgos lo que motiva el desarrollo de Sistemas de Alerta Anticipada, que permitan reducir la incertidumbre de una realidad cada vez más difícil de predecir. Las estimaciones alternativas obtenidas, ajustadas a los objetivos estadísticos y económicos que exige el desarrollo de cualquier modelo econométrico, permite obtener una serie de conclusiones empíricas aplicables a la región latinoamericana que paso a concretar:

- La correcta especificación en el diseño de un Sistema de Alerta Anticipada exige la definición a priori del horizonte temporal de aplicación, de manera que la especificación de la variable endógena y la selección de indicadores se debe ajustar a la ampliación temporal (medio o corto plazo) que determine su utilidad final.
- Desde la perspectiva temporal del medio plazo, el riesgo de crisis incrementa por caídas en los niveles de crecimiento económico y en las importaciones, deterioro del saldo presupuestario, crecimiento en

los tipos de interés y en el ratio deuda externa sobre reservas, a lo que se une la existencia de crisis en otras economías del área que aumenta el riesgo por el temor al contagio.

- Un escenario definido por un nulo crecimiento de las importaciones y de la actividad económica, un déficit público próximo al 1% del PIB, unos niveles en el tipo de interés en torno a los 30 puntos porcentuales, y un crecimiento del nivel de endeudamiento externo sobre reservas del 10% interanual, se corresponde con un riesgo medio de crisis para un horizonte temporal anual. Cualquier escenario hacia valores más extremos en los valores de dichos indicadores se asociaría con una elevada probabilidad de ocurrencia de la crisis cambiaria.
- En el análisis de las crisis cambiarias latinoamericanas no resulta relevante el seguimiento de los indicadores que miden la debilidad del sector financiero y la competitividad del país en los mercados internacionales, indicadores utilizados en el análisis de otras áreas geográficas, ya que ninguna de las variables utilizadas para medir dichos efectos resultó significativa durante la etapa de estimación.
- Bajo la óptica del corto plazo, las crisis cambiarias del área latinoamericana vienen precedidas por caídas en las importaciones y crecimiento en los niveles de inflación y del ratio endeudamiento sobre reservas. En concreto, un estancamiento en el crecimiento de las importaciones, unos niveles de inflación por encima del 40% y un crecimiento en el ratio deuda sobre reservas superior al 5%, indican una situación en la que la crisis es inevitable.
- Las expectativas de los agentes económicos se relevan como el principal factor de presión cambiaria en las crisis latinoamericanas. Así, el tipo de interés, en el ajuste a medio plazo, y la inflación, en el de corto plazo, resultaron ser los regresores con mayor ponderación en el cálculo de la estimación del riesgo de crisis.
- 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 la estimación a corto plazo, de lo que se concluye que el carácter “espontáneo” que caracteriza a las crisis más recientes dificulta su estudio desde un enfoque estructural.

El Sistema de Alerta Anticipada presentado en este trabajo debe ser utilizado como una herramienta para reducir la incertidumbre en un contexto de creciente volatilidad en los mercados cambiarios. Sin embargo, este estudio no supone un fin en la ardua tarea de predicción sino, al contrario, es el inicio de un camino de perfeccionamiento que deberá ajustarse a los condicionantes variables en un entorno en continuo movimiento.

## **Referencias**

**ABIAD, A. (2003)**, “*Early-Warning Systems: A Survey and a Regime-Switching Approach*”, International Monetary Fund, Documento de trabajo, WP/03/32, febrero 2003.

**BAJO, O. (2001)**, “*Crisis cambiarias: Teoría y evidencia*”. Colección de Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales, n° 21/01.

**BERG, A. y C. PATTILLO (1999)**, “*Are currency crises predictable? A test*” International Monetary Fund. Staff papers, vol. 46, n° 2, junio 1999.

**BERG, A. y C. PATTILLO (2000)**, “*The Challenge of Predicting Economic Crises*”, International Monetary Fund, Documento de trabajo, Julio 2000.

**BUSSIÈRE, M. y M. FRATZSCHER (2002)**, “*Towards a New Early Warning System of Financial Crises*”, European Central Bank, Documento de trabajo n° 145, mayo 2002.

**CABRER, B., A. SANCHO y G. SERRANO (2001)**, “*Microeconomía y Decisión*”, Pirámide (eds.), Madrid.

**DÍEZ DE LOS RÍOS, A. y A. ORTIZ (2001)**, “*Crisis Cambiarias en Latinoamérica: Factores específicos e internacionales*”. Boletín ICE Económico (Información Comercial Española), n° 790, pgs. 93-106.

**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, n° 675, julio 2000.

**EICHENGREEN, B., A. ROSE y C. WYPLOSZ (1995)**, “*Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks*”, Economic Policy, Vol. 21, pgs. 249-312, octubre 1995.

**EICHENGREEN, B., A. ROSE y C. WYPLOSZ (1996)**, “*Contagious Currency Crises: First Test*”, Scandinavian Journal of Economics, n° 98, vol. 4, pgs. 463-484.

**ESQUIVEL, G. y F. LARRAÍN (1998)**, “*Latin America Confronting the Asian Crises*” Documento de Trabajo V-99, Centro de Estudios Económicos, El Colegio de México.

**ESQUIVEL, G. y F. LARRAÍN (2000)**, “*Predicting and Preventing Currency Crises*”, Harvard Institute for International Development.

**FERNANDEZ de LIS, S. y A. GARCÍA (2002)**, “*Indicadores adelantados de crisis y su papel en el análisis económico*”, en *Estabilidad Financiera*, n° 3, Banco de España, noviembre 2002.

**FLOOD, R. y N. MARION (2000)**, “*Self-fulfilling risk predictions: an application to speculative attacks*”, *Journal of International Economics*, n° 50, pgs. 245-268.

**FRANKEL, J. y A. ROSE (1996)**, “*Currency crashes in emerging markets: an empirical treatment*”, Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance, Discussion Papers*, n° 534, enero 1996.

**GLICK, R. y M. HUTCHISON (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 n° 99-07.

**GLICK, R. y R. MORENO (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 n° 99-01.

**GREEN, W.H. (1999)**, “*Análisis Econométrico*”, Prentice Hall (eds.), Madrid.

**HAWKINS, J. y M. KLAU (2002)**, “*Early Warning Indicators for Emerging Economies*”, documento elaborado para Irving Fisher Committee conference on “Challenges to central bank statistical activities”, Basel, agosto 2002.

**HERRERA, S. y C. GARCÍA (1999)**, “*A User’s Guide to an Early Warning System of Macroeconomic Vulnerability for LAC Countries*”, documento presentado en XVII Latin America Meeting of the Econometric Society, en Cancun, agosto 1999.

**J.P. MORGAN (1998)**, “*Event Risk Indicator Handbook*”, J.P. Morgan Exchange Research Ltd. London, mayo de 1998.

**KAMIN, S. y O. BABSON (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, n° 645, septiembre 1999.

**KAMIN S.B., J.W. SCHINDLER y S.L. SAMUEL (2001)**, “*The Contribution of Domestic and External Factors to Emerging Market Devaluation Crises: An Early Warning System Approach*”, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, n° 711, septiembre 2001.

**KAMINSKY G., C. REINHART (1996)**, “*The twin crises: the causes of banking and balance of payments problems*”, Board of Governors of the FED, International Finance Discussion Papers 544.

**KAMINSKY, G., S. LIZONDO y C.M. REINHART (1997)**, “*Leading Indicators of Currency Crises*”, Internacional Monetary Fund, Documento de trabajo, WP/97/79, julio 1997.

**KOMULAINEN, T. y J. LUKKARILA (2002)**, “*What Drives Financial Crises in Emerging Markets?*”, documento elaborado para el XXV Symposium of Finnish Economists, Bank of Finland (BOFIT), noviembre 2002.

**KRUGMAN, P. (1979)**, “*A model of Balance of Payment Crisis*” Money, Credit and Banking, vol. 11, n° 3, agosto 1979.

**KRUGMAN, P. (1999)**, “*Analytical Afterthoughts on the Asian Crisis*”, <http://web.mit.edu/krugman/www/MINICRIS.htm>, diciembre 1999.

**KRUGMAN, P. (2001)**, “*Crises: The Next Generation?*” Documento elaborado para Razin conference, Tel Aviv University, marzo 2001.

**MANMOHAN K., U. MOORTHY y W. PERRAUDIN (2002)**, “*Predicting Emergin Market Currency Crashes*” International Monetary Fund, Documento de trabajo WP/02/7, enero 2002.

**MEDINA, E. (2003)**, “*El uso de los modelos de elección discreta para la predicción de crisis cambiarias: El caso latinoamericano*”, Tesis Doctoral, Universidad Autónoma de Madrid, Facultad de CC. EE. Y EE., Departamento de Economía Aplicada.

**MILESI-FERRETI, G. y A. RAZÍN (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 T. BHARAT (2000)**, “*Common Shocks and Currency Crises*”, Federal Reserve Bank of San Francisco.

**PEÑA, D. (2002)**, “*Análisis de Datos Multivariante*”, eds. Mc Graw Hill, Madrid.

**PÉREZ, J.L. y J. LOMELÍ (2002)**, “*Crisis Cambiarias: La Complejidad de la Identificación Empírica*”, Universidad de Oviedo, Documento de trabajo, nº 257/02, noviembre 2002.

**RODRIGUEZ, G. (2003)**, “*La nueva economía de las crisis financieras en los mercados emergentes*”, en *Crisis Cambiarias y Financieras: Una Comparación de Dos Crisis*, Pirámide (eds.), Madrid.

**VICÉNS, J. (1995)**, “*Modelos con variables cualitativas dicotómicas*”, Centro de predicción Económica Lawrence R. Klein, Documento 95/5, noviembre 1995.