

# Crisis cambiarias contagiosas en El Salvador y Guatemala

LUIS RENÉ CÁCERES

ÓSCAR NÚÑEZ  
SANDOVAL\*

**E**n este trabajo se presenta un modelo en el cual la dinámica del tipo de cambio del mercado negro se determina por la actividad especulativa en los mercados monetarios de países vecinos. En concreto, el contagio resulta de acciones de individuos que viajan de un país a otro para comprar dólares con la expectativa de obtener ganancias cuando una devaluación toma lugar en uno de los países. El cruce de las fronteras para obtener dólares indica que el país A puede ser objeto de un ataque especulativo resultante de una demanda por dólares en el país B, aun cuando las variables fundamentales de A acusen una situación muy sólida y, de forma contraria, las variables fundamentales de A pueden estar en situación precaria, pero si recibe dólares de especuladores del país B, el colapso de la moneda de A se puede posponer o evitar.

Primero se reseña la literatura sobre las crisis cambiarias. Luego se formula un modelo de carácter binacional para el tipo de cambio en el mercado negro, calculado con un modelo probit con datos mensuales de Guatemala y El Salvador para 1985-1993, cuando ambos países experimentaron mercados negros de divisas. Se concluye con una serie de recomendaciones y sugerencias para estudios posteriores.

---

\* Funcionarios del Banco Interamericano de Desarrollo <Luiscac@iadb.org> y del Banco Central de Honduras, respectivamente. Los autores agradecen a Nolvía Saca sus valiosos comentarios a una versión preliminar de este trabajo. Los puntos de vista expuestos en este trabajo son responsabilidad exclusiva de los autores.

---

## RESEÑA DE LA LITERATURA

La literatura de las crisis cambiarias se origina en el trabajo seminal de Krugman que muestra que en un país con un tipo de cambio fijo el crecimiento del crédito por arriba del crecimiento de la demanda de dinero da lugar a una pérdida de reservas internacionales y a un ataque especulativo sobre la cotización cambiaria.<sup>1</sup> Éste provoca que el país pierda reservas y se vea forzado a poner a flotar su moneda. La explicación del ataque descansa en la falta de confianza del sector privado en la fortaleza de la moneda y el supuesto de que su paridad se modificará, lo que lo obliga a comprar las reservas remanentes para evitar pérdidas. El modelo indica que el ataque especulativo siempre ocurre antes de que el país agote sus reservas; también indica que entre mayor sea la cuantía inicial de reservas, o menor sea la tasa de crecimiento de la expansión crediticia, más tiempo tardará en derrumbarse la moneda.

Este modelo básico se ha modificado para incorporar el cómputo del tiempo para el colapso de la paridad cambiaria,<sup>2</sup> así como diversos supuestos relacionados con el régimen cambiario poscolapso: Dornbusch supone la adopción de una devaluación gradual,<sup>3</sup> Blanco y Garber que el banco central devalúa la moneda<sup>4</sup> y Obstfeld considera un período temporal de flotación seguido de un tipo fijo.<sup>5</sup> El tema de la incertidumbre con relación al crecimiento del crédito nacional lo introdujeron Flood y Garber,<sup>6</sup> Grilli<sup>7</sup> y Obstfeld,<sup>8</sup> mientras que Claessens ha demostrado que la incertidumbre sobre la política crediticia

del banco central es crucial en la rapidez con que se pierden reservas.<sup>9</sup> Los efectos de los controles de capital en las crisis de balanza de pagos los han analizado Bachetta<sup>10</sup> y Wyplosz.<sup>11</sup> Drazen y Helpman plantearon un cambio importante del modelo en el sentido de que las autoridades monetarias modifican las políticas económicas insostenibles a fin de evitar la crisis.<sup>12</sup>

En los modelos señalados los ataques especulativos ocurren porque las políticas inconsistentes dejan la economía al borde de la crisis. En contraste, los llamados modelos de segunda generación muestran que, aun cuando las variables fundamentales tienen un comportamiento adecuado, los cambios en las políticas del sector público pueden llevar la economía a la crisis. Mientras que en el primer grupo de modelos la reducción de reservas internacionales conduce a un colapso del tipo de cambio fijo, en los modelos más recientes las crisis surgen por la preocupación de las autoridades sobre el comportamiento de otras variables económicas. Esto se da porque el objetivo del gobierno de mantener un tipo de cambio fijo puede entrar en conflicto con otros, como por ejemplo el de evitar el aumento del desempleo. En este caso, el gobierno puede decidir devaluar con el fin de evitar el desempleo que resultaría de las dificultades para importar materias primas a raíz de la pérdida de reservas. Esto podría suceder aun cuando las políticas gubernamentales sean sólidas. Ejemplos de estos modelos se encuentran en Ozkan y Sutherland.<sup>13</sup> Un modelo alternativo describe el caso en que el gobierno devalúa la moneda en respuesta a cambios en las expectativas. Por ejemplo, en el modelo de Obstfeld la expectativa del colapso del tipo de cambio fijo conduce a aumentos en el desempleo, de forma tal que para el gobierno la fijación del tipo de cambio se vuelve muy costosa y decide devaluar.<sup>14</sup> En un trabajo subsecuente el mismo autor postula que el temor a las altas tasas de interés, y en consecuencia a las crisis bancarias, conduce al gobierno a devaluar.<sup>15</sup> Se debe mencionar que

1. Paul Krugman, "A Model of Balance of Payments Crisis", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 11, 1979, pp. 311-325. Reseñas de la literatura de crisis cambiarias se encuentran en Pierre-Richard Agenor y R. Flood, *Speculative Attacks and Models of Balance of Payments Crisis*, IMF Staff Papers, vol. 39, 1993, pp. 357-394; Keith Blackburn y Martin Sola, "Speculative Currency Attacks and Balance of Payments Crisis", *Journal of Economic Surveys*, vol. 7, 1993, pp. 119-144, y Robert Flood y Nancy P. Marion, *Perspectives on the Recent Currency Crisis Literature*, Documento de Trabajo, núm. 98/130, Fondo Monetario Internacional, septiembre de 1998.
2. Michael Connolly y Dean Taylor, "Exact Timing of the Collapse of an Exchange Rate Regime and Its Impact on the Relative Price of Traded Goods", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 16, 1984, pp. 194-207.
3. Rudiger Dornbusch, "Collapsing Exchange Rate Regimes", *Journal of Development Economics*, vol. 27, 1987, pp. 71-83.
4. Herminio Blanco y Peter M. Garber, "Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican Peso", *Journal of Political Economy*, vol. 94, 1986, pp. 148-166.
5. Maurice Obstfeld, "Balance of Payments Crisis and Devaluation", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 16, 1984, pp. 208-217.
6. Robert Flood y Peter Garber, "Collapsing Exchange Rate Regimes: Some Linear Examples", *Journal of International Economics*, vol. 17, 1984, pp. 1-13.
7. Vittorio Grilli, "Buying and Selling Attacks on Fixed Exchange Rate Systems", *Journal of International Economics*, vol. 20, 1986, pp. 143-156.
8. Maurice Obstfeld, "The Logic of Currency Crisis", *Cahiers Economiques et Monétaires*, vol. 43, 1994, pp. 189-213.

9. Stijn Claessens, "Balance of Payments Crisis in a Perfect Foresight Optimizing Model", *Journal of International Money and Finance*, vol. 7, 1988, pp. 363-372.
10. Philippe Bachetta, "Temporary Capital Controls in a Balance of Payments Crisis", *Journal of Money and International Finance*, vol. 9, 1990, pp. 246-257.
11. Charles Wyplosz, "Capital Controls and Balance of Payments Crisis", *Journal of International Money and Finance*, vol. 5, 1986, pp. 167-179.
12. Allen Drazen y Elhanan Helpman, "Stabilization with Exchange Rate Management under Uncertainty", en Elhanan Helpman, Assaf Razin y Efraim Sadka (eds.), *Economic Effects of the Government Budget*, 1998.
13. Gulcin Ozkan y Alan Sutherland, "Speculative Attacks and Macroeconomic Fundamentals: Evidence from Some European Currencies", *The Economic Journal*, vol. 105, 1995, pp. 510-519.
14. Maurice Obstfeld, "The Logic of Currency...", *op. cit.*
15. Maurice Obstfeld, "Models of Currency Crisis with Self-fulfilling Features", *European Economic Review*, vol. 40, 1996, pp. 1037-1047.

Otker y Pazarbasioglu analizaron las presiones en los tipos de cambio de los países miembro del Mecanismo de Tipo de Cambio Europeo y encontraron que sólo en pocos países las presiones resultaban de un deterioro de las variables económicas fundamentales, lo que indicó que las políticas macroeconómicas consistentes son condición necesaria pero no suficiente para mantener invariable el tipo de cambio.<sup>16</sup>

Con relación a la aplicación de los modelos de crisis, entre los primeros trabajos sobresale el estudio de Blanco y Garber<sup>17</sup> sobre las devaluaciones recurrentes del peso mexicano durante el período 1973-1982 y el de Cumby y van Wijnbergen<sup>18</sup> sobre el ataque al peso argentino a principios de los años ochenta. En ambos estudios se encontró que el crecimiento del crédito interno era el principal determinante de los ataques. Otro enfoque que ha recibido mucha atención es el de Frankel y Rose,<sup>19</sup> que define una crisis cambiaria como la depreciación anual de por lo menos 25%. La estimación de este modelo basada en una muestra de 100 países con datos de 1971-1992 indicó que la probabilidad de una crisis aumenta cuando la tasa de interés foránea y la de crecimiento del crédito interno son altas, así como la cuenta corriente como porcentaje del producto y la deuda externa concesional, mientras que es baja la entrada de inversión extranjera al acervo de la deuda externa. De manera similar, Sachs, Tornell y Velasco<sup>20</sup> definen una crisis como el promedio ponderado de las disminuciones porcentuales en las reservas internacionales y el porcentaje de depreciación del tipo de cambio. Al calcular el modelo con datos de 23 países para el período de noviembre de 1994 a abril de 1995, los autores concluyen que las crisis fueron más pronunciadas en naciones con sistemas bancarios débiles, un tipo de cambio sobrevaluado y una baja razón de reservas a M2.

Kaminsky, Lizondo y Reinhart<sup>21</sup> han presentado un modelo de detección temprana de crisis en el que ésta ocurre cuando el promedio ponderado de la depreciación mensual del tipo de cambio y de la reducción mensual en reservas in-

ternacionales excede su valor promedio en más de tres desviaciones estándar. De un total de 15 indicadores incluidos en el análisis, siete fueron significantes: crecimiento del crédito interno como porcentaje del producto, crecimiento de los términos de intercambio, tasa de interés real, tasa de crecimiento de las exportaciones, aumento de la oferta monetaria como porcentaje de las reservas, cambio en las reservas y desviaciones del tipo de cambio de su tendencia.

Esquivel y Larraín<sup>22</sup> investigaron los factores determinantes de las crisis cambiarias en una muestra de 30 países con datos anuales de 1975 a 1996. Este trabajo difiere de la literatura sobre el tema en que las crisis cambiarias se definen en términos del tipo de cambio real, como una devaluación acumulada en tres meses de 15% o más. Además, se usó el método de estimación probit con efectos aleatorios, lo que permite apreciar las características de sección transversal y de serie de tiempo de los datos. Los resultados indicaron que "las tasas de señoreaje altas, los déficit de la cuenta corriente, las desalineaciones del tipo de cambio real, las escasas reservas de divisas en relación con una medida amplia del dinero, los choques negativos de los términos de intercambio, el crecimiento negativo del ingreso per cápita y un efecto de contagio ayudan a explicar la presencia de crisis cambiarias en la muestra". Asimismo, se cuantificó un efecto de propagación regional, de forma que si una crisis ocurre en un país dado, se incrementa en siete puntos porcentuales la probabilidad de una crisis contemporánea para todos los países de la misma región.

La literatura de las crisis cambiarias ha conducido al tema del contagio que ocurre cuando los efectos de una crisis en determinado país se desbordan a otros. Varios enfoques se han formulado para analizar este fenómeno: Calvo y Reinhart<sup>23</sup> asocian el contagio con los comovimientos en las tasas de rendimiento de acciones y bonos en distintos mercados emergentes, mientras que Valdés<sup>24</sup> lo identifica en los comovimientos excesivos en las clasificaciones de riesgo y los valores de acciones de distintos países. También han analizado el efecto transnacional de las crisis cambiarias Eichengreen, Rose y Wyploz,<sup>25</sup> quienes encontraron que las crisis en 20 países industrializados

16. Inci Otker y Ceyla Pazarbasioglu, "Speculative Attacks and Macroeconomic Fundamentals: Evidence from European Currencies", *European Economic Review*, vol. 41, 1997, pp. 847-860.

17. Herminio Blanco y Peter Garber, *op. cit.*

18. Robert Cumby y Sweder van Wijnbergen, "Financial Policy and Speculative Runs with a Crawling Peg: Argentina 1979-1981", *Journal of International Economics*, vol. 27, 1989, pp. 111-127.

19. Jeffrey Frankel y Andrew Rose, "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment", *Journal of International Economics*, vol. 41, 1996, pp. 351-366.

20. Jeffrey Sachs, Aaron Tornell y Andrés Velasco, *Financial Crisis in Emerging Markets: The Lessons from 1995*, Brookings Papers on Economic Activity, vol. 16, 1996, pp. 147-215.

21. Graciela Kaminsky, Saúl Elizondo y Carmen M. Reinhart, *Leading Indicators of Currency Crisis*, IMF Staff Papers, vol. 45, 1998, pp. 1-48.

22. Gerardo Esquivel y Felipe Larraín, "Determinantes de las crisis cambiarias", *El Trimestre Económico*, vol. 67, 2000, pp. 191-237.

23. Guillermo Calvo y Carmen Reinhart, "Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects?", en Guillermo Calvo, Morris Goldstein y E. Hochreiter (eds.), *Private Flows to Emerging Markets after the Mexican Crisis*, 1996.

24. R. Valdes, *Emerging Markets Contagion: Evidence and Theory*, Documento de Trabajo, MIT, 1996.

25. Barry Eichengreen, Andrew Rose y Charles Wyploz, "Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks", *Economic Policy*, vol. 21, 1995, pp. 249-312.

mostraban correlaciones positivas, las cuales estaban influidas por la intensidad de los nexos comerciales entre los países respectivos. La influencia del comercio en la transmisión de las crisis también la han detectado Gerlach y Smets<sup>26</sup> y Glick y Rose.<sup>27</sup>

Debe hacerse referencia al estudio de Alba *et al.*<sup>28</sup> sobre el fenómeno de contagio en los países del este asiático durante la crisis de 1997-1998: contrario a períodos previos, ocurrieron grandes covariaciones de los precios de las acciones en las bolsas de valores y en los diferenciales (*spreads*) en los mercados secundarios; sin embargo, sólo en el período de octubre a noviembre de 1997 las covariaciones fueron tan excesivas como para denotar la existencia de contagio. En un trabajo previo, Sachs, Tornell y Velasco habían concluido que las bajas reservas, los auges del crédito y la apreciación real de la moneda estaban presentes en los países que fueron susceptibles al contagio del efecto tequila.<sup>29</sup>

Se debe mencionar, asimismo, el trabajo de Baig y Goldfajn<sup>30</sup> sobre la crisis asiática, en el que estimaron ecuaciones con datos diarios del 7 de febrero de 1997 al 5 de agosto de 1998, el tipo de cambio nominal, los precios de acciones en la bolsa y las tasas de interés, en función de las variables fundamentales de los países y de variables cualitativas que representaban *buenas* y *malas* noticias. Se computaron las correlaciones entre los residuos de las ecuaciones de diversos países, las cuales resultaron bastante altas en el caso de las primeras dos variables, lo que se interpretó como una evidencia de efectos de contagio. Estos autores también calcularon ecuaciones que expresan las variables señaladas arriba como función de variables cualitativas, tanto nacionales como externas, que reflejaban *buenas* y *malas* noticias. Los resultados indican que los mercados monetarios de Tailandia, Malasia, Filipinas y Corea del Sur resultaban afectados por las *malas* noticias originadas en Indonesia, mientras que tanto las *malas* como las *buenas* provenientes de Japón eran significativas para Corea. Sin embargo, los resultados de las ecuaciones calculadas con las variables precios de acciones en la bolsa, la tasa de interés y los diferenciales de la deuda soberana, resultaron mucho más débiles.

También debe hacerse referencia al trabajo de Choueiri,<sup>31</sup> el cual señala que el contagio es la consecuencia del comportamiento de cobertura de riesgos por parte de los inversionistas que buscan diversificar sus riesgos manteniendo activos de varios países. Si una crisis toma lugar en un país y si los inversionistas presuponen que su tipo de cambio tiene covarianzas positivas con los tipos de cambio de otros países, entonces el primer país experimentaría una crisis. El contagio se materializa en aumentos en las tasas de interés. Otro tipo de crisis puede resultar de la incertidumbre de los inversionistas respecto a la covarianza de los tipos de cambio de los países en cuestión, en cuyo caso las variables fundamentales no desempeñan papel alguno.

De particular interés es el trabajo de Fratzcher<sup>32</sup> sobre la difusión de la crisis mexicana de 1994 y de Tailandia de 1997 a los países latinoamericanos y asiáticos, respectivamente. Este autor calculó un índice de crisis cambiaria en función de variables fundamentales como de las que denotaban su integración financiera y comercial, y de su grado de competitividad. Los resultados indican que la propagación de las crisis mexicana y tailandesa obedecieron a diferentes variables. Las de carácter fundamental (déficit en cuenta corriente, tipo de cambio sobrevaluado, insuficientes reservas internacionales) explicaron la difusión de la crisis mexicana a otros países latinoamericanos, mientras que sólo las reservas internacionales fueron eficaces en la propagación de la crisis tailandesa. La integración comercial fue significativa en el caso de América Latina, pero en Asia desempeñó un papel más importante la integración financiera.

Esquivel y Larraín<sup>33</sup> incluyeron datos de los cinco países centroamericanos en la muestra de otros 30 utilizada en su estudio citado a fin de analizar el grado en que las crisis cambiarias en Centroamérica eran diferentes de las de los otros países de la muestra. Encontraron en una primera prueba, que incluyó a los cinco países centroamericanos, que era inaceptable la hipótesis de que tales crisis no eran diferentes. Este resultado no cambió cuando se eliminó Nicaragua de la muestra, país que había experimentado marcadas variaciones en el tipo de cambio en los años ochenta. En otro cálculo se modificó la variable regional de efecto de contagio, tratando a los países centroamericanos como una región específi-

26. S. Gerlach y F. Smets, "Contagious Speculative Attacks", *European Journal of Economic Policy*, vol. 11, 1995, pp. 45-63.

27. Reuven Glick y Andrew K. Rose, *Contagion and Trade: Why Are Currency Crises Regional?*, Documento de Trabajo, núm. 6806, National Bureau of Economic Research, noviembre de 1999.

28. Pedro Alba *et al.*, *Volatility and Contagion in a Financial Integrated World*, Documento de Trabajo, núm. 2008, Banco Mundial, noviembre de 1998.

29. Jeffrey Sachs, Aaron Tornell y Andrés Velasco, *op. cit.*

30. Taimur Baig y Ilan Goldfajn, *Financial Market Contagion in the Asian Crisis*, Documento de Trabajo, núm. 98/155, Fondo Monetario Internacional, noviembre de 1998.

31. Nada Choueiri, *A Model of Contagious Currency Crisis with Application to Argentina*, Documento de Trabajo, núm. 99/29, Fondo Monetario Internacional, marzo de 1999.

32. Marcel Fratzscher, "Why Are Currency Crises Contagious? A Comparison of the Latin American Crisis of 1994-1995 and the Asian Crisis of 1997-1998", *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 134, 1998, pp. 664-691.

33. Gerardo Esquivel y Felipe Larraín, *Currency Crisis: Is Central America Different?*, Documento de Trabajo, núm. 26, Center for International Development at Harvard University, septiembre de 2000.

ca. En este caso el coeficiente de tal variable aumentó, y además se encontró que el comportamiento y los factores determinantes de la crisis cambiaria de los países centroamericanos no eran diferentes de las de otros países de la muestra.

### El modelo

Como resultado de los controles en la venta de moneda extranjera, en Guatemala y El Salvador aparecieron mercados negros de dólares desde principios del decenio de los ochenta hasta 1990 cuando se unificaron los tipos oficial y del mercado negro en ambos países, aunque se mantuvieron algunos remanentes de los mercados negros hasta 1993.<sup>34</sup> Los dólares ocuparon un lugar prominente en los bienes comerciados entre estos países, ya que los individuos viajaban de un país a otro para obtener esta moneda y aliviar una escasez temporal, o aprovechar oportunidades de arbitraje.<sup>35</sup> De esta forma, la oferta y la demanda de dólares eran interdependientes y sostenían un mercado negro integrado de dólares.

La literatura sobre la determinación del tipo de cambio en el mercado negro es muy extensa y los casos de Guatemala y El Salvador han recibido considerable atención.<sup>36</sup> Estos países tienen vínculos muy fuertes, como una red de interconexión eléctrica desde 1986 y cuatro carreteras que cruzan sus fronteras. Los vínculos comerciales también son significativos: en 1998 las exportaciones de Guatemala a El Salvador representaron 46% de sus exportaciones intracentroamericanas y 11.4% de sus exportaciones totales.

El modelo empieza con una ecuación que describe la oferta de mercado negro de dólares en El Salvador:

$$O_s = a + bE_s - cE_g \quad [1]$$

34. Sobre los eventos monetarios y cambiarios en El Salvador en los años ochenta, véase Sebastian Edwards, "Exchange Rates, Inflation, and Disinflation: Latin American Experience", en Sebastian Edwards (ed.), *Capital Controls, Exchange Rates, and Monetary Policy in the World Economy*, 1995, y Nolvía Saca, *Black Market Exchange Rate, Unification of Foreign Exchange Rates and Monetary Policy: The Case of El Salvador*, Peter Lang Verlag, enero de 1997.

35. Evidencia de arbitraje en el comercio de dólares entre Guatemala y El Salvador se presenta en Luis René Cáceres, "Costos y beneficios de la integración centroamericana", *Revista de la CEPAL*, vol. 54, 1995, pp. 111-127.

36. Véanse de Luis René Cáceres y Óscar Núñez Sandoval los siguientes trabajos: "La determinación de la tasa de cambio en el mercado negro de El Salvador", *El Trimestre Económico*, vol. 58, 1991, pp. 249-261; "Influencias domésticas y externas en la determinación de las tasas de cambio en los mercados negros de Guatemala y El Salvador", *El Trimestre Económico*, vol. 59, 1992, pp. 297-310; "La relación de equilibrio de largo plazo entre las tasas de cambio en los mercados negros de Guatemala y El Salvador", *El Trimestre Económico*, vol. 59, 1992, pp. 571-586; "Bid-ask Spread in the Guatemalan Black Market for Dollars", *Savings and Development*, 1994, pp. 517-524, y Luis René Cáceres, "Black Market Exchange Rate Interdependence in Central America", *Savings and Development*, vol. 22, pp. 415-430.

en donde  $E_s$  = tipo de cambio en el mercado negro en El Salvador (colones/dólar),  $E_g$  = tipo de cambio en el mercado negro de Guatemala (quetzales/dólar).

La ecuación 1 indica que los individuos que tienen dólares en El Salvador pueden decidir venderlos en El Salvador o en Guatemala, dependiendo de los precios que reciban en cada mercado. Si los dólares son escasos en Guatemala su precio aumentaría, lo que motivaría la llegada de vendedores de dólares de El Salvador, lo que reduciría la oferta en este país.

La oferta de dólares está dada por:

$$D_s = z + xM_s + yP_s \quad [2]$$

en donde  $D_s$  = demanda por dólares en el mercado negro de El Salvador,  $M_s$  = oferta monetaria de ese país,  $P_s$  = tasa de inflación del mismo.

Esta ecuación indica que la demanda de dólares en el mercado negro se deriva, en parte, de la demanda de dinero nacional, ya que los individuos desean mantener su liquidez en determinadas proporciones de moneda interna y extranjera por consideraciones de cartera. Además, a medida que el índice de precios aumenta, los individuos demandan más dólares a fin de mantenerlos como protección de su liquidez real.

Se supone un equilibrio en el mercado de  $O_s = D_s$ , por tanto se puede resolver por  $E_s$ :

$$E_s = (1/b)(z - a + cE_g + xM_s + yP_s) \quad [3]$$

En una forma similar se encuentra una expresión para  $E_g$ :

$$E_g = (1/b')(z' - a' + c'E_s + x'M_g + y'P_g) \quad [4]$$

Al sustituir la ecuación 4 en la 3 se encuentra una forma reducida para  $E_s$ :

$$E_s = (1/b')(z - a + [c/b'] [z' - a' + c'E_s + x'M_g + y'P_g] + xM_s + yP_s) \quad [5]$$

Y una expresión en forma reducida para  $E_s$  es la siguiente:

$$E_s = A_0 + A_1M_g + A_2P_g + A_3M_s + A_4P_s \quad [6]$$

La ecuación 6 indica que las variables monetarias y la inflación de Guatemala ejercen efectos directos en el tipo de cambio de El Salvador, lo que indica que ocurren fenómenos de contagio entre estos países originados en sus tasas de inflación o en la oferta monetaria. Así, este modelo difiere de otros que se han formulado sobre crisis cambiarias, en los que el mismo descansa en el comportamiento del mercado

negro y más específicamente en el supuesto de que agentes privados viajan de un país a otro para vender o comprar dólares. Las variables que motivan estas acciones son la oferta monetaria y la tasa de inflación; la primera constituye el medio para adquirir los dólares, mientras que la segunda atiza la demanda por esta moneda. Así, el modelo presentado tiene una naturaleza *sui generis*, por lo que no incluye las variables que por lo general se han incorporado en modelos de crisis cambiarias. De hecho, la literatura al respecto no ha analizado el mercado negro, por lo que éste es el primer trabajo en esa dirección.<sup>37</sup>

## Resultados empíricos

A fin de calcular el modelo, una crisis se representa como una variable discreta que toma el valor de uno cuando el tipo de cambio aumenta al menos 4% mensual, lo que implica una devaluación anual de cerca de 60% y de cero cuando el tipo de cambio expresa una variación menor de 4% en el mes en cuestión.<sup>38</sup> Se debe señalar que una devaluación mensual de 4% equivale a una desviación estándar por encima del valor promedio del tipo de cambio. El modelo se calculó por medio de un modelo probit de la siguiente manera:

$$\text{Prob}(Y=1) = P(X, B)$$

$$\text{y Prob}(Y=0) = 1 - P(X, B)$$

en donde Y es la variable que denota la existencia de una crisis, X representa el conjunto de variables explicatorias, en este caso las tasas de inflación y la oferta monetarias de los dos países, B denota el vector de parámetros que refleja el efecto de X sobre la probabilidad de crisis y P significa la función de la curva normal acumulativa. El modelo se estimó por métodos de máxima verosimilitud para el caso del tipo de cambio de El Salvador, con datos mensuales de octubre de 1982 a diciembre de 1993. La fuente de datos de las variables usadas en los cálculos son los bancos centrales de ambos países.

El cuadro 1 muestra los coeficientes de las ecuaciones probit. Se presentan las más parsimoniosas que arrojan altos estadísticos del pseudo R<sup>2</sup> de McFadden, usando pocas variables independientes. Se puede ver en las ecuaciones 1 y 2 que el coeficiente de la tasa de inflación de Guatemala reza-

gada un mes, INFG-1, muestra estadísticos z mayores que los correspondientes a los coeficientes de la tasa de inflación de El Salvador con el mismo rezago, INFS-1. Además, en ambas ecuaciones los coeficientes de las ofertas monetarias de los dos países no son significantes. La ecuación 3 tiene un estadístico R<sup>2</sup> de McFadden relativamente alto y pone en evidencia la influencia de las variables inflación de El Salvador (INFS) y de Guatemala (INFG-2) en la determinación de una crisis cambiaria en el primer país. En esta ecuación el coeficiente de la oferta monetaria de El Salvador sin rezago es significativo y tiene signo positivo. Se puede notar entonces que los efectos de las variables inflación y oferta monetaria de este país se sienten en el mes corriente, mientras que las respectivas variables de Guatemala repercuten con rezagos de dos y tres meses.

### C U A D R O 1

#### VARIABLE DEPENDIENTE: PROBABILIDAD DE UNA CRISIS CAMBIARIA EN EL SALVADOR

Ecuación número	1	2	3
Constante	5.05 (0.86)	3.59 (1.35)	11.86 (1.83)
Log(SM1-1)	4.24 (1.55)	-	7.33 (2.61)
Log(GM1-1)	-4.13 (1.86)	-	-
Log(SM2-1)	-	-0.66 (0.66)	-
Log(GM2-1)	-	-0.04 (0.03)	-
INFS-1	0.29 (1.60)	0.36 (1.88)	-
INFG-1	0.20 (2.22)	0.18 (2.00)	-
INFG-2	-	-	0.31 (2.54)
Log(GM1-3)	-	-	-6.68 (2.91)
INFS	-	-	0.58 (2.37)
McFadden R cuadrado	0.19	0.16	0.37
Log probabilidad	-34.29	-35.50	-25.28
Estadístico LR	16.77 (0.002)	14.33 (0.006)	30.04 (4.79 E-6)

Los estadísticos z se muestran debajo de los coeficientes correspondientes.

Se calcularon otras ecuaciones probit que incluyeron la variable cualitativa crisis(G) que denota la existencia de una crisis cambiaria en Guatemala y que toma el valor de uno cuando el tipo de cambio del mercado negro de Guatemala experimenta una devaluación mayor que 4% mensual y cero de otra manera. Las otras variables que se incluyeron en la estimación fueron la tasa de inflación y la oferta monetaria de El Salvador. El período de estimación se redujo de octu-

37. Nótese que el modelo presentado en este trabajo se origina en un conjunto de ecuaciones estructurales que representan la oferta y la demanda de dólares en dos países, enfoque que difiere del modelo de Esquivel y Larrain, que se basa en el cálculo de una muestra de datos de corte transversal que incluye a los países centroamericanos.

38. Esta definición de la crisis como una devaluación mensual de por lo menos 4% es más rigurosa que la empleada por Frankel y Rose, que la definen como una devaluación de por lo menos 25% anual.

bre de 1985 a diciembre de 1993, en vista de que los datos del mercado negro de Guatemala se inician en esa primera fecha. Las ecuaciones en el cuadro 2 indican que una crisis en Guatemala con un rezago de un mes es una variable significativa para predecir la erupción de una crisis cambiaria en El Salvador. En efecto, la variable cualitativa crisis(G)-1 mostró coeficientes con valores del estadístico *z* más altos que los de las variables de El Salvador. Esto indica que una compra intensa de dólares en Guatemala se desbordaría hacia El Salvador, dando lugar en el último país a incrementos en la cotización de esta moneda. Nótese que las variables INFG-2 y Log(GM1-3) mantienen en el cuadro 2 los mismos signos negativos y positivos respectivamente, mostrados en el cuadro 1. En el cuadro 2 la variable Log (SM1-1) cambia de signo en las ecuaciones 2 y 3, pero en el primer caso no es significativa. La ecuación 3, que incluye además de las variables comentadas la tasa de inflación de Guatemala y su variable M1, mostró los valores más altos del estadístico R cuadrado de McFadden.

De modo similar se calcularon ecuaciones para predecir crisis cambiarias en Guatemala en función de sus propias variables y las de El Salvador, pero ninguna variable resultó significativa. Mejores resultados se obtuvieron cuando se calculó una ecuación para las crisis de Guatemala en función de su tasa de inflación y oferta monetaria, y de la variable cualitativa crisis(ES) que denota que una crisis ha tomado lugar en El Salvador. Los resultados se muestran en el cuadro 3 e indican que una crisis en El Salvador con un rezago de un mes muestra estadísticos *z* que no son significantes estadísticamente en el nivel de 5%. Asimismo, las variables M1 y M2 de Guatemala muestran coeficientes que no son significativos. La única variable con coeficientes significativos es su tasa de inflación. Esto indicaría que la compra de dólares en Guatemala se desparramaría hacia El Salvador, pero este fenómeno en sentido contrario no ocurriría.

Se podría argumentar que la depreciación de la tasa de cambio obedece al aumento de la inflación en un esfuerzo de las autoridades monetarias por mantener constante la tasa de cambio real. Pero este argumento no se puede aplicar al modelo presentado en este trabajo, ya que las cotizaciones del dólar obedecen a los mercados negros, sobre los que las autoridades económicas nacionales no tenían control. Se debe apuntar que los estadísticos de pseudo R<sup>2</sup> de McFadden mostrados en los cuadros 1, 2 y 3 son de la misma magnitud que las de otros trabajos de crisis cambiarias.

**C U A D R O 2**

**VARIABLE DEPENDIENTE: PROBABILIDAD DE UNA CRISIS EN EL SALVADOR**

Ecuación número	1	2	3
Constante	7.81 (1.24)	6.08 (0.94)	- 13.14 (1.46)
Crisis(G)-1	1.23 (2.45)	1.22 (2.47)	1.09 (2.20)
INFS	0.39 (1.46)	0.40 (1.61)	0.46 (1.61)
Log(SM2-1)	- 1.20 (1.68)	-	-
Log(SM1-1)	-	- 1.07 (1.33)	7.66 (2.16)
INFG-2	-	-	0.27 (1.81)
Log(GM1-3)	-	-	- 6.86 (2.45)
McFadden R-cuadrado	0.31	0.28	0.46
Log probabilidad	- 19.20	- 20.00	-19.25
Estadístico LR	17.52 (0.0005)	15.91 (0.001)	32.15 (5.54 E-06)

**C U A D R O 3**

**VARIABLE DEPENDIENTE: PROBABILIDAD DE UNA CRISIS EN GUATEMALA**

Ecuación número	1	2	3	4	5
Constante	- 2.15 (6.19)	3.53 (1.07)	2.34 (0.66)	1.47 (0.39)	1.04 (0.26)
Crisis (ES) -1	0.68 (1.29)	0.80 (1.66)	0.84 (1.71)	0.56 (1.05)	0.55 (0.99)
INFG -1	0.34 (3.15)	-	0.32 (2.92)	0.34 (3.08)	-
Log (GM2-1)	-	- 0.61 (1.44)	-	- 0.44 (0.95)	-
Log (GM1-1)	-	-	- 0.49 (1.06)	-	- 0.42 (0.80)
McFadden cuadrado	0.22	0.10	0.08	0.24	0.24
Log probabilidad	- 25.17	- 29.18	- 29.90	- 24.67	- 24.84
Estadístico LR	14.87 (0.0005)	6.86 (0.03)	5.41 (0.06)	15.87 (0.001)	15.84 (0.001)

La alta significación estadística mostrada por los coeficientes de las tasas de inflación de El Salvador y Guatemala indican que estas variables ejercen efectos muy importantes en la determinación de las crisis cambiarias. El papel de la tasa de inflación en la crisis cambiaria se investigó con mayor detalle por medio de pruebas de causalidad de Granger que se muestran en el cuadro 4. Se puede apreciar que no existe relación de causalidad entre el tipo de cambio de Guatemala y su tasa de inflación. Sin embargo, la hipótesis nula de que la tasa de inflación de este país no causa el tipo de cambio de El Salvador se rechaza a un nivel de confianza de 0.018. Esto contrasta con el resultado de que no existe causalidad entre el tipo de cambio de El Salvador y su tasa de inflación. Las

pruebas de causalidad de Granger entre las ofertas monetarias de ambos países muestran que existe causalidad recíproca entre las variables M1, pero no la hay en el caso de las M2. Esto indica que al nivel de M1, la forma más líquida de dinero y más apropiada para la economía informal, en especial en la compra de dólares, existe una clara integración monetaria entre los dos países.<sup>39</sup> De hecho, Cáceres aporta pruebas de cointegración entre las velocidades del dinero de los países centroamericanos.<sup>40</sup> Este alto grado de integración monetaria indica la conveniencia de que estos países consideraran la adopción de una moneda común, como ha sido propuesto para el caso de los países del Mercosur.<sup>41</sup>

C U A D R O 4

RELACIONES DE CAUSALIDAD ENTRE VARIABLES DE EL SALVADOR Y GUATEMALA

Hipótesis nula:	Estadístico f	Probabilidad
INFG no causa DGEX	1.54725	0.2074
DGEX no causa INFG	2.20679	0.0924
INFG no causa DESEX	3.5129	0.0182
DESEX no causa INFG	0.1065	0.4308
INFES no causa DGEX	0.0499	0.9852
DGEX no causa INFES	0.2237	0.8796
DGM1 no causa DESM1	2.4293	0.0513
DESM1 no causa DGM1	2.4876	0.0468
DGM2 no causa DESM2	1.2728	0.2843
DESM2 no causa DGM2	0.4408	0.7789

DGEX y DESEX denotan cambios proporcionales mensuales de los tipos de cambio de Guatemala y El Salvador. Los términos DGM y DESM denotan cambios mensuales en M1 y M2.

CONCLUSIONES

Se han presentado pruebas de que una crisis cambiaria en Guatemala ejerce efectos directos en el surgimiento de una crisis en El Salvador. De manera diferente a la literatura sobre crisis cambiarias, este fenómeno es el resultado de la compra de dólares por agentes de ambos países en el marco de un mercado negro de divisas. El cálculo del modelo permitió identificar las variables que provocan las crisis, y cuantificar su transmisión de un país a otro.<sup>42</sup>

El hecho de que el contagio se propaga de Guatemala a El Salvador no es el resultado de un choque común recibido por los países, ni tampoco refleja la similitud entre ambos, sino que se puede interpretar en el sentido de que cuando hay una demanda excesiva de dólares en Guatemala, resultante de fuertes presiones inflacionarias, agentes económicos viajan a El Salvador para comprar dólares, o agentes de El Salvador viajan a Guatemala para venderlos. Esto explica los efectos que la tasa de inflación de Guatemala tiene sobre el surgimiento de una crisis en El Salvador. Así, la demanda excesiva originada en Guatemala da lugar a aumentos del precio de dólares en El Salvador y de esa forma se puede trasladar la crisis de un país a otro.

Cuando El Salvador experimenta una demanda excesiva de dólares, la contribución a su oferta de dólares proveniente de Guatemala no es muy significativa, ya que El Salvador recibe una gran cantidad de dólares por concepto de remesas familiares, que son suficientes para atender sus necesidades de dólares y las de sus países vecinos. Se debe señalar, sin embargo, que los mercados cambiarios se han liberalizado en Centroamérica, de manera que los efectos entre los países pueden ya no ser tan fuertes como en el período estudiado.

También es menester señalar las limitaciones de este trabajo, en particular en términos de las variables que no se analizan, como la fuga de capital y los cambios en las reservas internacionales. Tampoco se atienden las implicaciones de este modelo a la luz de la dolarización emprendida en El Salvador. Aun con sus limitaciones, los resultados obtenidos permiten concluir que, en vista de la causalidad recíproca entre las variables monetarias de ambos países y dada la transmisión de volatilidad de un país a otro, es necesario coordinar las políticas económicas y establecer mecanismos regionales para su seguimiento que contribuyan a la prevención de las crisis y al impulso del desarrollo económico y social. 

39. Se debe señalar que no se ha tomado en cuenta la relación entre el dinero y la inflación en cada país. Esto obedece a la evidencia empírica de que en los países centroamericanos la inflación está determinada por variables del sector real, que no monetarias. Véase Luis René Cáceres, "Integración económica e inflación en Centroamérica", *El Trimestre Económico*, vol. 45, 1978, pp. 811-839, y Luis René Cáceres y Frederick Jiménez, "Estructuralismo, monetarismo e inflación en Latinoamérica", *El Trimestre Económico*, vol. 50, 1983, pp. 151-168.

40. Evidencia de otros efectos recíprocos entre las variables monetarias de los países centroamericanos se encuentra en los trabajos de Luis René Cáceres, "Integración monetaria en las regiones andina y centroamericana", *Comercio Exterior*, vol. 50, núm. 4, abril de 2000, pp. 301-319; "Inercia en las tasas de interés de El Salvador y Guatemala", *El Trimestre Económico*, vol. 69, 2002, pp. 95-114, y "Cross-Border Liquidity Effects in Central America", trabajo inédito.

41. Barry Eichengreen, *Does Mercosur Need a Single Currency?*, Documento de Trabajo, núm. 6821, National Bureau of Economic Research, 1999.

42. El modelo de crisis importada presentado en este trabajo podría ampliarse para representar los fenómenos que han ocurrido en Uruguay a raíz de la depreciación y la inflación en Argentina. En julio y agosto de 2002 se dio una marcada depreciación del peso uruguayo con relación al dólar debido a los retiros que ciudadanos argentinos han efectuado de sus depósitos en dólares en bancos uruguayos, y por la demanda de éstos para comprar dólares en la plaza uruguayo.