

Sostenibilidad fiscal y crisis cambiarias: Un análisis empírico

(Recibido: 06/marzo/2014 –Aceptado: 10/marzo/2015)

*Alexis Cruz Rodríguez**

Resumen

El objetivo de este artículo es evaluar si un indicador de sostenibilidad fiscal (ISF) se puede utilizar como un indicador de alerta temprana que permita predecir la probabilidad de ocurrencia de una crisis cambiaria. Utilizando el ISF desarrollado por Croce y Juan-Ramón (2003), y dos definiciones diferentes de crisis cambiarias, se estima un modelo probit. Los resultados sugieren que el ISF rezagado tiene un poder explicativo sobre las crisis cambiarias en algunos países considerados.

Clasificación JEL: F31, F33, E62.

Palabras Clave: crisis cambiaria, tipo de cambio, sostenibilidad fiscal, modelo probit.

* Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra, Av. Abraham Lincoln Esq. Rómulo Betancourt, Ensanche La Julia, Santo Domingo, República Dominicana, Email: (alexiscruz@pucmm.edu.do). Se agradecen los valiosos comentarios a una versión anterior de Alexandros Mandilaras, Paul Levine, Vasco Gabriel, Keith Pilbeam, José Amado Requena, María Soledad Miranda, Martín Francos, Camila Hernández y Anadel G. Peguero. Todos los errores son de única responsabilidad del autor.

Introducción

Los orígenes de las crisis cambiarias han sido ampliamente estudiados por la literatura económica especializada, tanto teórica como empírica, identificándose las raíces fiscales y monetarias que las han ocasionado en distintos periodos de tiempo y en distintos países. Los primeros trabajos, llamados modelos de primera generación o de ataques especulativos, identificaron el origen de las crisis cambiarias en la inconsistencia de políticas macroeconómicas (fiscal, monetaria y cambiaria) que conducían a ataques especulativos contra la moneda doméstica generándose, de esta forma, una crisis en el mercado cambiario (Krugman, 1979, 1996; Floody Garber, 1984; Floody Marion, 1996; Van Wijnbergen 1991; Daniel, 2001; Corsetti y Mackowiak, 2005, 2006; Burnside *et al.*, 2003, 2006). Los modelos de segunda generación centraron el origen de las crisis cambiarias en las interacciones de los agentes privados, sus expectativas y la política económica de los gobiernos. Esta interacción entre el sector privado y el comportamiento del gobierno generan la posibilidad de equilibrios múltiples y de crisis autogenerada o profecías autocumplidas (Obstfeld, 1986, 1996; Rangvid, 2001). De acuerdo a este tipo de modelos, la opción de aplicar una política monetaria y/o fiscal expansiva, puede ser una decisión óptima *ex ante* para los hacedores de políticas, pero las expectativas sobre devaluación, previamente generada en los agentes privados, puede acabar confirmándose, lo que daría pie a un ataque especulativo y a una crisis cambiaria (profecía autocumplida). Esta clase de modelos pone énfasis en las reacciones del gobierno ante los cambios que se producen en el comportamiento del sector privado, lo que daría lugar a inconsistencia temporal en las políticas cambiarias. Por último, los modelos de tercera generación resaltan las consecuencias del riesgo moral en el sistema bancario y el efecto contagio como los determinantes claves de un ataque especulativo y la crisis cambiaria. El rescate al sistema financiero realizado por los bancos centrales podrían ser incompatibles con un régimen de tipo de cambio administrado o fijo generándose un ataque especulativo contra la moneda (Burnside *et al.*, 2000; Chang y Velasco, 2001; Marini y Piersanti, 2003).

No obstante los múltiples estudios existentes sobre crisis cambiarias, el reto para los investigadores ha sido encontrar un indicador de alerta temprana que permita anticipar dichas crisis. Algunos autores utilizan las expectativas de tipo de cambio, la sobrevaluación de la moneda y/o los controles de capital, entre otros, como indicadores líderes o predictores de las crisis (Goldfajn y Valdés, 1997; Burkart y Coudert, 2002). En cambio, otros investigadores utilizan el mercado de valores, las calificaciones soberanas, la estructura temporal de las tasas de interés, el nivel de reservas internacionales y la sobrevaluación del tipo de cambio real como los

principales indicadores de las crisis cambiarias (Broome y Morley, 2004; Sy, 2004; Crespo Cuaresma y Slacik, 2007; Frankely Saravelos, 2012). Algunos de los estudios antes mencionados emplean más de una metodología, pero ninguno de ellos considera un indicador de la sostenibilidad fiscal (ISF).

El objetivo de este artículo es evaluar si un índice de sostenibilidad fiscal puede ser utilizado como un indicador de alerta temprana que nos permita predecir la probabilidad de ocurrencia de una crisis cambiaria. En ese sentido, se utiliza el índice de sostenibilidad fiscal propuesto por Croce y Juan-Ramón (2003) con la finalidad de evaluar la sostenibilidad de los distintos países considerados. Luego, se utiliza un modelo probit para evaluar si dicho índice puede predecir la ocurrencia de crisis en los mercados cambiarios de los países considerados. Además, se utilizan dos definiciones empíricas de crisis cambiarias para evaluar si las mismas inducen a diferentes resultados.

Los datos utilizados son trimestrales, para una muestra de 17 países: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, El Salvador, Filipinas, Honduras, Hungría, Indonesia, Malasia, México, Perú, República Checa, República Dominicana, Tailandia y Turquía. Esta selección de los países responde, básicamente, a la disponibilidad de datos, particularmente los correspondientes a la política fiscal (deuda pública y la composición y variabilidad del gasto público). Además, la mayoría de los países considerados en la muestra han experimentado episodios de crisis cambiarias en el periodo 1990-2004. Por tanto, los países y el periodo considerado proporcionan una buena muestra para probar nuestra hipótesis. Es importante señalar que este trabajo no tiene la intención de dar una visión detallada de las causas y el desarrollo de las crisis cambiarias, sino que se concentra principalmente en destacar si el índice de sostenibilidad fiscal ayuda a predecir la ocurrencia de las crisis cambiarias.

El resto de este artículo está organizado de la siguiente manera: la Sección 1 discute el índice de sostenibilidad fiscal utilizado y presenta un marco para el modelo probit. La sección 2 muestra los datos y resultados empíricos. Finalmente, se presentan algunas conclusiones.

1. Metodología

Para evaluar la sostenibilidad fiscal este artículo utiliza el algoritmo recursivo desarrollado por Croce y Juan-Ramón (2003).¹ Con el fin de obtener una expresión simple para el índice de sostenibilidad fiscal se hace el supuesto de que la relación deuda-PIB (ratio de deuda) en el periodo $t-1$ es superior a su objetivo de largo plazo

¹ Para una demostración detallada del algoritmo ver a Croce y Juan-Ramón (2003).

($d_{t-1} > d^*$). Por lo tanto, d_t debería converger a d^* , si y sólo si $|\beta_t - \lambda_t| < 1$, donde d_t es la deuda pública como porcentaje del PIB, d^* es el coeficiente de endeudamiento meta, $\beta = \frac{1+r_t}{1-g_t}$, r_t es la tasa de interés real, y g_t denota la tasa de crecimiento del PIB real. La deuda meta es un parámetro de política que deben fijar las autoridades con miras a aumentar la credibilidad y reducir la vulnerabilidad. El parámetro λ_t captura la intensidad de la respuesta de la política o la reacción del gobierno en el momento t , dada la brecha de endeudamiento en el periodo anterior. Por lo tanto, $(\beta_t - \lambda_t)$ se puede utilizar como un indicador de sostenibilidad fiscal. En consecuencia, una expresión alternativa para el índice de sostenibilidad fiscal (ISF) es:

$$ISF_t = (\beta_t - \lambda_t) = \left(\frac{1+r_t}{1-g_t} - \frac{ps_t + ps^*}{d_{t-1} - d^*} \right) \quad (1)$$

donde ps_t es la relación entre el superávit primario y el PIB. Esta expresión establece que un diferencial persistentemente superior entre la tasa de interés real observada y la tasa de crecimiento observado del PIB real conduciría a un mayor endeudamiento público (alto parámetro β_t). El segundo parámetro (λ_t) o función de reacción de la autoridad fiscal, se define como la razón entre la brecha de balance primario efectivo respecto del balance primario sostenible (o meta) y la brecha entre la razón deuda a PIB del periodo anterior respecto de la razón deuda a PIB sostenible (meta). Si se analiza estáticamente, esta relación es complementaria a los indicadores tradicionales de sostenibilidad e indica de qué manera la política tributaria y de gasto (que define el balance primario) se orientan a generar la convergencia de la razón deuda a PIB hacia el nivel definido ex ante como sostenible (meta). Si se interpreta dinámicamente, esta razón nos indica cómo ha reaccionado la autoridad fiscal de un año a otro (a través de innovaciones en sus políticas de gasto y tributarias) ante variaciones en la brecha existente entre el nivel de endeudamiento efectivo y el nivel sostenible. Una posición fiscal sería sostenible si $ISF_t < 1$. Por el contrario, un valor del ISF consistentemente mayor o igual a 1 es señal de insostenibilidad, evidenciando que la autoridad fiscal mantiene una política fiscal inconsistente con la convergencia de la razón deuda a PIB a niveles sostenibles o meta. El primer componente del ISF mide el margen existente entre la tasa de interés observada y la tasa de crecimiento económico observada en el periodo t . Uno esperaría que para economías en desarrollo el valor esperado de este componente debiera ser mayor que 1, dado que el capital es relativamente escaso y los costos de intermediación financiera son elevados.

El segundo componente del indicador mide la relación existente entre la desviación del coeficiente del superávit primario observado con respecto al coeficiente del superávit primario que mantendría el coeficiente de endeudamiento en su valor meta, y la desviación del coeficiente de endeudamiento observado con respecto a su valor meta. Dinámicamente, aunque el ISF puede variar de un periodo a otro debido a cambios de algunas de las variables que intervienen en la determinación de la sostenibilidad (tasa de crecimiento, tasa de interés, stock de deuda, etc.), la evaluación del mismo asume que estas son exógenas para la autoridad fiscal y su única posibilidad de adecuar la posición fiscal es a través de alteraciones en la brecha de balance primario.

Por otro lado, siguiendo a Estrella y Mishkin (1997), se estima un modelo probit donde la probabilidad de que se produzca una crisis cambiaria ($Crisis_t = 1$) depende de un indicador rezagado, que para nuestro caso es el ISF:

$$Prob(Crisis_t = 1) = F(\alpha_0 + \alpha_1 ISF_{t-1}) \quad (2)$$

donde la variable dependiente es igual a 1 si la economía está experimentando una crisis cambiaria y cero en caso contrario, F es la función de distribución acumulada normal, y ISF es la única variable explicativa.² Para la variable dependiente se usan dos definiciones diferentes de crisis cambiaria, por tanto, tendremos dos regresiones por cada país. La primera definición de crisis cambiaria utilizada es una medida de la presión del tipo de cambio o índice de la presión del mercado (IPMC), desarrollado por Girton y Roper (1977) y modificado por Eichengreen *et al.* (1996) para introducir la tasa de interés. De esta forma, el IPMC modificado combina la variación del tipo de cambio nominal, la variación de las reservas internacionales y la variación de la tasa de interés doméstica, teniendo cada variable ponderaciones que responden únicamente a las propiedades de las series de tiempo observadas de cada una de ellas. Esta definición de crisis incluye tanto los ataques especulativos exitosos como los fallidos, y es el resultado del cálculo de un promedio ponderado de la tasa de depreciación (o devaluación) nominal, el cambio en las tasas de interés y las varia-

² Este tipo de modelo fue propuesto por Estrella y Mishkin (1997) quienes utilizan la estructura temporal de tasas de interés rezagada como única variable explicativa para predecir el ciclo económico en Europa y los Estados Unidos. Asimismo, Estrella y Mishkin (1998) utilizan el *spread* de tasas de interés como indicador rezagado para explicar la recesión en los Estados Unidos, mientras que Fritsche y Kouzine (2002), basados en Estrella y Mishkin (1997), utilizan distintos indicadores de forma individual (*spreads* de tasas de interés, la tasa de interés de largo plazo y algunos indicadores monetarios) para predecir el ciclo económico en Alemania. Sin embargo, la ausencia de otras variables consideradas relevantes en la literatura económica especializada podría ser una limitante del modelo, dado que el mismo podría sufrir de sesgo de especificación.

ciones en las reservas internacionales, utilizando el dólar de Estados Unidos como moneda de referencia. De acuerdo con este criterio, un determinado episodio puede ser clasificado como un ataque especulativo exitoso o un periodo de crisis cambiaria si el valor del IPMC supera en 1.5 veces a la desviación estándar más la media, los cuales son específicos de cada país. La selección del umbral crítico de 1.5 veces la desviación estándar del IPMC más su media, es con la finalidad de capturar crisis leves (Aziz *et al.*, 2000). Sin embargo, un inconveniente importante de este tipo de enfoque es que tanto la ponderación de las variables como el valor del umbral utilizado para identificar los ataques especulativos son arbitrarios. La segunda definición de crisis utilizada (la que llamaremos DTC) establece que la misma es producto de una devaluación nominal o depreciación de la moneda nacional (DTC) mayor al 6% en un trimestre. Esta definición de crisis cambiaria sigue la definición propuesta por Frankel y Rose (1996), la cual sólo considera los ataques especulativos exitosos.

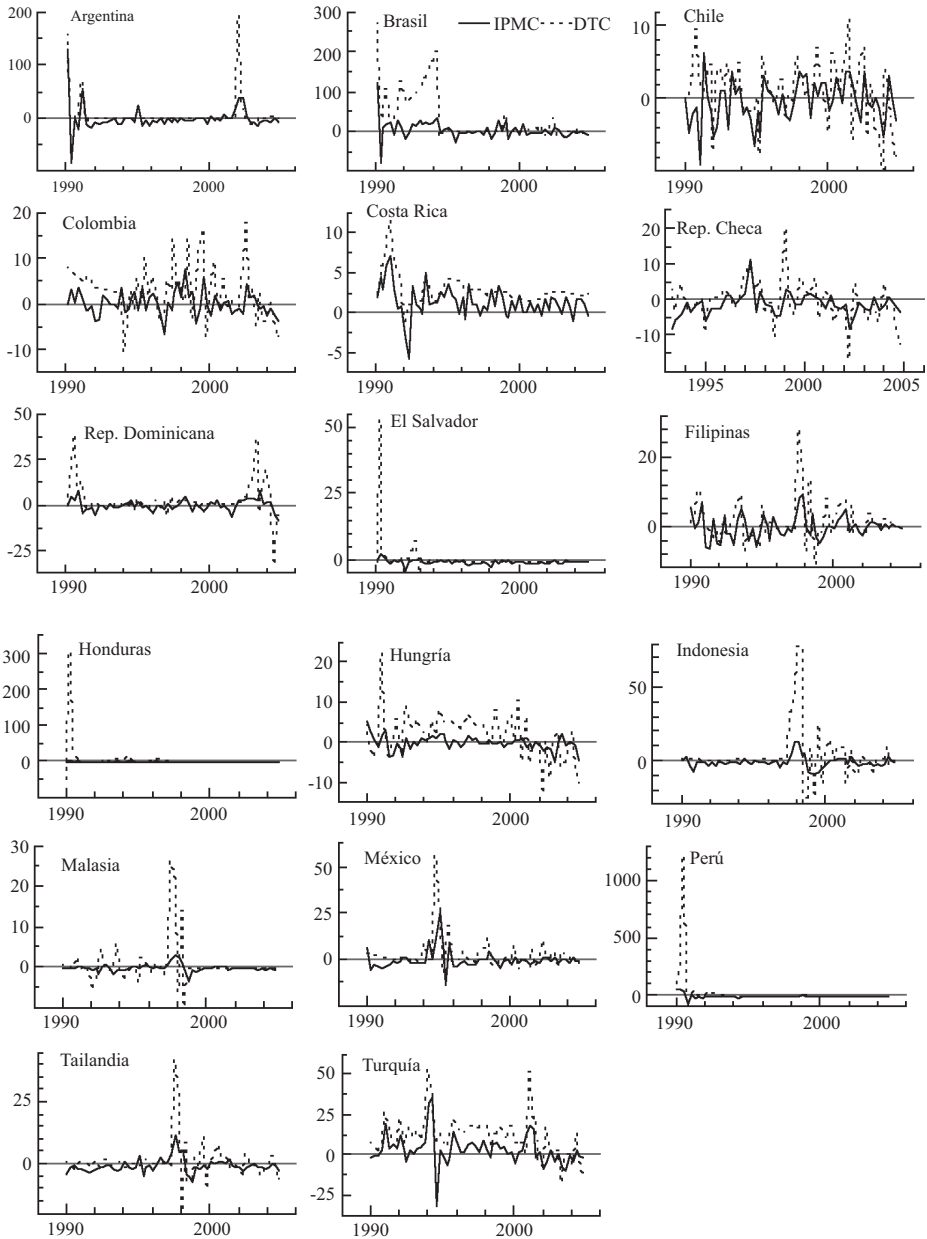
Por otra parte, si el ISF utiliza toda la información fiscal disponible (déficit público presupuestario, la cantidad y composición de la deuda pública, etc.), entonces debería ayudar a predecir las crisis cambiarias, porque de forma individual los indicadores fiscales tienen algún poder predictivo sobre las mismas. De esta forma, el modelo simple utilizado en este trabajo no debe tener problemas de especificación, es decir, otras variables fiscales propuestas por la literatura como posibles indicadores de alerta temprana de crisis cambiarias, ya están consideradas en el ISF.

3. Datos y Resultados

Los datos utilizados en este trabajo tienen una frecuencia trimestral y abarcan el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1990 al cuarto trimestre de 2004 para una muestra de 17 países,³ que fueron seleccionados por la disponibilidad de datos y porque muchos de ellos experimentaron episodios de crisis cambiaria en el periodo bajo estudio. Los datos fueron tomados del Banco Mundial, del Fondo Monetario Internacional y de los respectivos ministerios de hacienda. Debido a que la República Checa fue fundada en 1993, los datos para este país inician a partir de dicha fecha. La Gráfica 1 muestra la evolución del índice de presión del mercado cambiario y las variaciones (depreciación o devaluación) del tipo de cambio nominal.

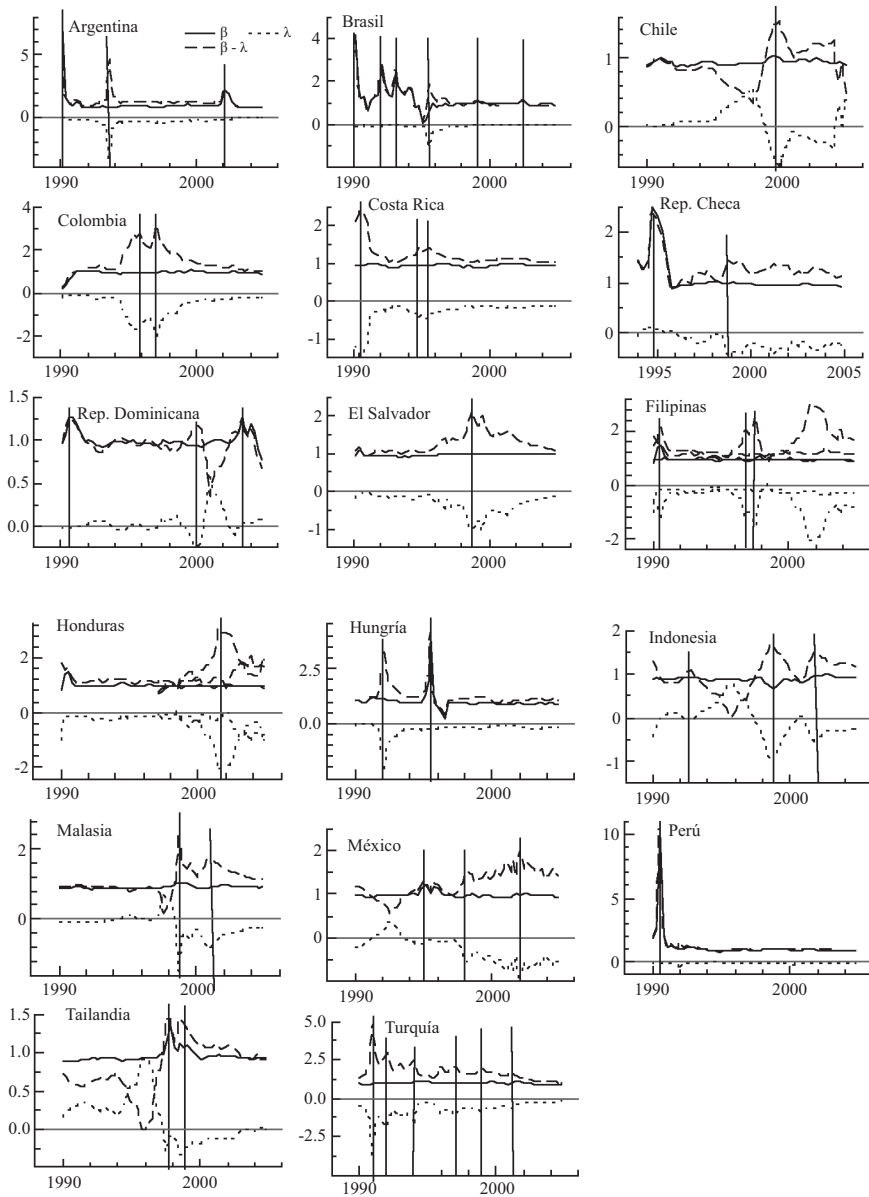
³ Argentina (ARG), Brasil (BRA), Chile (CHL), Colombia (COL), Costa Rica (CRI), El Salvador (SLV), Filipinas (PHL), Honduras (HND), Hungría (HUN), Indonesia (IDN), Malasia (MYS), México (MEX), Perú (PER), República Checa (CZE), República Dominicana (DOM), Tailandia (THA) y Turquía (TUR).

Gráfica 1
IPMC y DTC



Fuente: Elaboración propia.

Gráfica 2
Índice de Sostenibilidad Fiscal



Nota: La línea vertical indica el periodo en el cual se produjo una crisis cambiaria.
Fuente: Elaboración propia.

Para construir el índice indicador de sostenibilidad fiscal (ISF), se utiliza d^* igual al valor mínimo alcanzado por el ratio deuda a PIB de cada país durante el periodo estudiado. El valor de β^* representa la mediana de la distribución de los valores observados de β para el grupo de países considerado. Su valor se fijó en 1.026, lo que implica que el valor esperado de la tasa de interés real es aproximadamente 2.6 puntos porcentuales más que la tasa de crecimiento del PIB real, en un equilibrio de estado estacionario. La Tabla 1 muestra los países con problemas de sostenibilidad fiscal durante 1990Q1-2004Q4. Siguiendo a Croce y Juan Ramón (2003), los países para los que el ISF está por encima del umbral de uno ($\beta - \lambda > 1$), al menos el 75% de las veces durante el periodo estudiado, se clasificaron como fiscalmente insostenible (ver gráfica 2). Además, el cuadro 1 muestra la frecuencia en que los valores de β son más elevados que los valores de β^* , y la frecuencia en que el parámetro λ asume un valor negativo (lo que implica un déficit primario). En promedio, los países de la muestra presentan una situación fiscal insostenible, que se explica principalmente por el déficit fiscal del gobierno y no por los diferenciales entre las tasas de interés real y la tasa de crecimiento del PIB real.

Cuadro 1
Índice de sostenibilidad fiscal

<i>País</i>	<i>Frecuencia</i>		
	$\beta - \lambda > 1$	$\beta > \beta^*$	$\lambda < 0$
Argentina	87%	42%	95%
Brasil	62%	42%	60%
Chile	33%	3%	33%
Colombia	93%	37%	100%
Costa Rica	100%	2%	100%
El Salvador	97%	3%	100%
Filipinas	98%	10%	100%
Honduras	98%	13%	100%
Hungría	95%	30%	97%
Indonesia	50%	2%	60%
Malasia	47%	7%	77%
México	83%	18%	85%
Perú	80%	42%	93%
República Checa	95%	20%	84%
República Dominicana	40%	20%	40%
Tailandia	38%	13%	38%
Turquía	100%	50%	100%
Todos los países	76%	21%	80%

Nota; Números de trimestres como porcentaje del total de trimestres.

Fuente: Elaboración propia.

De acuerdo al cuadro 1, Argentina muestra una posición fiscal insostenible en el 87% del periodo estudiado, mientras que Brasil muestra una posición fiscal insostenible en el 62%. Por el contrario, Chile muestra una situación fiscal sostenible en la mayor parte del periodo considerado. Asimismo, el ISF de Colombia muestra una posición fiscal insostenible como resultado de déficits fiscales y la brecha entre la tasa de crecimiento de la actividad económica real y la tasa de interés real, mientras que para Costa Rica muestra una posición fiscal insostenible debido a déficit fiscal. Para El Salvador, Filipinas, Honduras y Hungría el ISF presenta persistentemente una postura fiscal insostenible, explicada fundamentalmente por el déficit público primario. La República Checa muestra una posición fiscal insostenible en el 95% del periodo. En cambio, la República Dominicana muestra una posición fiscal insostenible en el 40% del periodo estudiado, mientras que Indonesia muestra una posición fiscal sostenible en el 50% del tiempo. Malasia presenta un saldo fiscal sostenible en el 53% del periodo de estudio. Sin embargo, el ISF de México y de Perú presenta una situación fiscal insostenible durante la mayor parte del periodo considerado. En cambio, el índice de sostenibilidad fiscal de Tailandia muestra insostenibilidad en sólo el 38% del periodo. Por último, el índice de sostenibilidad fiscal de Turquía muestra una posición fiscal insostenible en todo el periodo bajo estudio.

En resumen, Argentina, Colombia, Costa Rica, El Salvador, Filipinas, Honduras, Hungría, México, Perú, República Checa y Turquía presentan posiciones fiscales insostenibles en la mayor parte del periodo estudiado, que se explica básicamente por el déficit fiscal primario.

En otro orden, para evaluar la eficacia del ISF como indicador de alerta temprana, se utiliza un modelo probit corregido por covarianza robusta. Asimismo, se realizaron pruebas de raíz unitaria, tanto para el IPMC como para el tipo de cambio, con la finalidad de investigar si estas variables son estacionarias o no y, de esta forma, evitar una regresión espuria. Los tests de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), de Phillips-Perron (PP) y de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) se utilizaron para este propósito. En los tests de ADF y PP se prueba la hipótesis nula de raíz unitaria, mientras que en el KPSS se prueba la hipótesis nula de que las variables son estacionarias. Para el panel, que incluye todos los países, se utilizaron los tests de Levin-Lin-Chu (LLC), Fisher-ADF y Fischer-PP. En los tres tests se prueba la hipótesis nula de que las variables tienen raíz unitaria. Los resultados sugieren que las variables son estacionarias, tanto de forma individual como en el panel (véase Cuadros 2a y 2b).

Cuadro 2a
Pruebas de raíz unitaria para el IPMC

<i>Test Estadístico</i>	<i>Todos</i>	<i>ARG</i>	<i>BRA</i>	<i>CHL</i>	<i>COL</i>	<i>CRI</i>	<i>CZE</i>	<i>DOM</i>	<i>SLV</i>
ADF		-15.344 (0.000)	-4.826 (0.000)	-7.030 (0.000)	-6.419 (0.000)	-5.664 (0.000)	-5.657 (0.000)	-4.461 (0.000)	-5.769 (0.000)
PP		-15.344 (0.000)	-11.537 (0.000)	-7.031 (0.000)	-6.435 (0.000)	-5.636 (0.000)	-5.639 (0.000)	-4.437 (0.000)	-5.613 (0.000)
Fisher-ADF	285.554 (0.000)								
Fischer-PP	448.419 (0.000)								
LLC	-9.959 (0.000)								
KPSS		0.183*	0.641*	0.360*	0.124*	0.252*	0.167*	0.067*	0.323*
Test Estadístico	HND	HUN	IDN	MYS	MEX	PER	PHL	THA	TUR
ADF	-4.793 (0.000)	-5.954 (0.000)	-4.965 (0.000)	-4.109 (0.001)	-6.176 (0.000)	-6.660 (0.000)	-6.089 (0.000)	-4.575 (0.000)	-6.462 (0.000)
PP	-4.713 (0.000)	-5.892 (0.000)	-3.916 (0.003)	-4.054 (0.002)	-6.270 (0.000)	-7.802 (0.000)	-6.611 (0.000)	-4.669 (0.000)	-6.469 (0.000)
KPSS	0.598*	0.365*	0.049*	0.083*	0.072*	0.119*	0.093*	0.142*	0.299*

Nota: Los valores críticos para el ADF y el test de PP SON -3.546, -2.912 Y -2.594, mientras que para el KPSS son 0.739, 0.463 y 0.347, para un nivel de significancia del 1%, 5% y 10, respectivamente. Las probabilidades están en paréntesis. Los símbolos *, # y ^ representan un nivel de significancia de 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2b
Pruebas de raíz unitaria para DTC

<i>Test Estadístico</i>	<i>Todos</i>	<i>ARG</i>	<i>BRA</i>	<i>CHL</i>	<i>COL</i>	<i>CRI</i>	<i>CZE</i>	<i>DOM</i>	<i>SLV</i>
ADF		-8.639 (0.000)	-5.117 (0.000)	-6.726 (0.000)	-6.739 (0.000)	-3.526 (0.0107)	-6.335 (0.0000)	-3.364 (0.017)	-20.189 (0.000)
PP		-8.700 (0.000)	-5.192 (0.000)	-6.704 (0.0000)	-6.734 (0.000)	-3.217 (0.024)	-6.323 (0.000)	-5.333 (0.000)	-7.227 (0.000)
Fisher-ADF	268.999 (0.000)								
Fischer-PP	460.494 (0.000)								
LLC	-81.642 (0.000)								
KPSS		0.153*	0.730*	0.240*	0.305*	0.299*	0.389*	0.112*	0.429*
Test Estadístico	HND	HUN	IDN	MYS	MEX	PER	PHL	THA	TUR
ADF	-8.707 (0.000)	-4.017 (0.003)	-5.031 (0.000)	-6.467 (0.000)	-6.145 (0.000)	-4.652 (0.000)	-6.567 (0.000)	-6.801 (0.000)	-4.839 (0.000)
PP	-8.624 (0.000)	-6.319 (0.000)	-5.049 (0.000)	-6.479 (0.0000)	-6.177 (0.000)	-6.429 (0.000)	-6.541 (0.000)	-6.801 (0.000)	-4.839 (0.0000)
KPSS	0.328*	0.707*	0.091*	0.095*	0.172*	0.427*	0.070*	0.092*	0.505*

Nota: Los valores críticos para el ADF y el test de PP SON -3.546, -2.912 Y -2.594, mientras que para el KPSS son 0.739, 0.463 y 0.347, para un nivel de significancia de 1%, 5% y 10, respectivamente. Las probabilidades están en paréntesis. Los símbolos *, # y ^ representan un nivel de significancia de 1%, 5% y 10, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

El criterio de Akaike se utilizó para seleccionar el número de rezagos de la variable independiente, tanto para la muestra en su conjunto, como para cada país individual. Las medidas de bondad de ajuste que se consideran son McFadden R^2 , la prueba de Hosmer-Lemeshow (HL) y el test de Andrews. Además, se utilizaron dos versiones modificadas de R^2 de McFadden. La versión propuesta por Estrella (1998) y la propuesta por Veal y Zimmerman (1992). Ambas medidas calculan la relación de máxima-verosimilitud del modelo estudiado y la relacionan con la obtenida con otro modelo (el modelo restringido) que no considera toda la información contenida en el primer modelo (no restringido). Estrella (1998) propone calcular un pseudo R^2

de la siguiente forma: $\text{Pseudo-}R^2 = 1 - \left(\frac{\log L_u}{\log L_c} \right)^{-\frac{2}{n} \log L_c}$, donde L_u y L_c son las proba-

bilidades no restringidas y restringidas ($\beta_1 = 0$), respectivamente, y n es el número de observaciones. En cambio, Vealy Zimmerman (1992) proponen el siguiente pseudo R^2 :

$\text{Pseudo-}R^2 = \frac{2(\log L_u - \log L_c)}{2(\log L_u - \log L_c) + n} \cdot \frac{2 \log L_c - n}{2 \log L_c}$. La versión propuesta por Estrella

(1998) ajusta aún más por el número de regresores. Los resultados de estos cálculos se presentan en los cuadros 3a, 3b, 4a y 4b.

Para la muestra en su conjunto, el coeficiente de la ISF es positivo y estadísticamente significativo en el nivel de 10%, con un efecto marginal de 6.1% para IPMC. Una interpretación de este efecto marginal procedería de la siguiente manera: un aumento del 1% en el ISF inducirá un incremento del 6.1% en la probabilidad de que ocurra una crisis cambiaria. Cuando DTC se utiliza como variable dependiente, el coeficiente del ISF es positivo y estadísticamente significativo al nivel del 1%, con una contribución predictiva marginal del 25.6%. El McFadden R^2 para estas estimaciones es de 0.6% y 6.4%, respectivamente, mientras el pseudo- R^2 propuesto por Estrella (Estrella R^2) es del 0.3% y 6.2%, respectivamente. En cambio, el propuesto por Veal y Zimmerman (V-Z R^2) es de 1.0% y 11.9%, respectivamente. Con el fin de evaluar la bondad de ajuste en ambos modelos, se utilizan la prueba de Hosmer-Lemeshow (HL) y el test de Andrews. Las pruebas estadísticas HL y Andrews llevan a no rechazar la hipótesis nula de ninguna diferencia entre los valores observados y predichos. Además, el estadístico LR muestra que en general el modelo tiene buena significancia estadística (véase cuadros 3a y 4a).

Asimismo, los resultados estimados para Argentina sugieren el ISF rezagado ayuda a predecir las crisis cambiarias. En este caso, los coeficientes son estadísticamente significativos al nivel del 1%, con una contribución predictiva marginal en torno a 16.2%. En el caso de Brasil, los resultados indican que el ISF tiene un

efecto significativamente positivo sobre la probabilidad de ocurrencia de crisis, sobre todo cuando se utiliza la definición DTC. Los resultados de las regresiones para Chile muestran que los coeficientes del ISF son estadísticamente significativos, pero el efecto marginal es más importante cuando se utiliza la definición DTC. Para Colombia, los resultados indican que una posición fiscal insostenible aumenta la probabilidad de una crisis cuando se utiliza IPMC.

Los resultados de las regresiones para Costa Rica muestran que los coeficientes del ISF son estadísticamente significativos con un importante efecto marginal. Para la República Dominicana, los resultados sugieren que el ISF predice la probabilidad de crisis cambiarias pero sólo cuando se utiliza DTC.

Para la República Checa, El Salvador, Honduras, Hungría y Malasia, los coeficientes de la ISF tienen signos negativos y son estadísticamente significativos, con la excepción de los resultados para Hungría. Por el contrario, los resultados de Indonesia muestran que el ISF predice la probabilidad de crisis cambiarias con una contribución marginal de predicción del 42.4% y 39.2%, dependiendo de la definición de crisis cambiaria que se utilice.

Los resultados para México presentan un coeficiente de ISF negativo cuando se utiliza IPMC. Sin embargo, cuando se utiliza DTC, el coeficiente de la ISF es positivo, pero no es estadísticamente significativo. Para Perú, los resultados sugieren que el ISF predice altas probabilidades de ocurrencia de una crisis cambiaria pero sólo cuando la definición DTC es utilizada. Del mismo modo, los resultados para Filipinas muestran que los coeficientes son estadísticamente significativos con una alta contribución marginal predictiva. Para Tailandia, los resultados indican que el ISF tiene un efecto sustancial en la probabilidad de ocurrencia de una crisis cambiaria pero sólo cuando es utilizada la definición DTC. Del mismo modo, en el caso de Turquía, la alta significancia del coeficiente ISF y sus altos efectos marginales sugieren que el ISF predice la ocurrencia de una crisis cuando se usa DTC como definición de crisis cambiaria.

Por otro lado, el estadístico de LR muestra que en general los modelos tienen buena significancia (la hipótesis nula de no significancia de la mayoría de los coeficientes de los modelos fue rechazada). Asimismo, los diferentes pseudo- R^2 utilizados indican una bondad de ajuste relativamente buena en los diferentes modelos. Además, con el fin de evaluar la bondad de ajuste en las diferentes estimaciones se llevaron a cabo las pruebas de Hosmer-Lemeshow (HL) y de Andrews. La hipótesis nula es que el ajuste es suficiente para los datos. Las pruebas estadísticas HL y Andrews no rechazan la hipótesis nula, por lo que es razonable considerar que la bondad del ajuste de los modelos utilizados es bastante aceptable.

Cuadro 3a
Resultados utilizados IMPC

<i>Variable</i>	<i>Todos</i>	<i>ARG</i>	<i>BRA</i>	<i>CHL</i>	<i>COL</i>	<i>CRI</i>	<i>CZE</i>	<i>DOM</i>	<i>SLV</i>
Constante	-1.609* (0.119) [-0.622]	-2.325* (0.460) [-0.913]	-1.530# (0.718) [-0.552]	-2.532* (0.396) [-1.003]	-2.860* (0.812) [-1.113]	-4.271* (1.132) [-1.677]	3.736 (2.522) [1.476]	-4.906^ (2.697) [-1.911]	2.924^ (1.750) [1.158]
ISF(-1)	0.158^ (0.082) [0.061]			0.430^ (0.396) [0.170]		1.939* (0.678) [0.762]		3.332 (2.514) [1.298]	
ISF(-2)							-5.073# (2.030) [-2.004]		
ISF(-3)					0.802# (0.406) [0.312]				-4.399* (1.315) [-1.743]
ISF(-4)		0.413* (0.154) [0.162]	1.180# (0.617) [0.425]						
Prob LR	0.065	0.034	0.003	0.784	0.050	0.000	0.122	0.076	0.228
McFadden R ²	0.006	0.192	0.115	0.007	0.132	0.068	0.253	0.108	0.144
Estrella R ²	0.003	0.085	0.155	0.001	0.070	0.215	0.064	0.055	0.027
V-Z R ²	0.010	0.251	0.237	0.009	0.187	0.485	0.293	0.153	0.165
H-L Test	15.634	9.289	11.354	8.593	5.395	15.971	0.532	12.091	3.162
χ ²	0.048	0.319	0.182	0.378	0.715	0.043	0.999	0.147	0.924
Andrews Test	30.553	46.436	21.160	53.788	39.259	49.701	34.174	46.466	43.563
χ ²	0.001	0.000	0.020	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Nota: Las estimaciones se proporcionan para cada país. La variable dependiente es una variable dummy que toma el valor 1 si hay una crisis cambiaria en el trimestre. El número de trimestres se encuentra en porcentaje del total de trimestres. Los errores estándar están en paréntesis y los efectos marginales se muestran en corchetes. Los símbolos *, # y ^ representan un nivel de significancia de 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 3b
Resultados utilizando IMPC

<i>Variable</i>	<i>HND</i>	<i>HUN</i>	<i>IDN</i>	<i>MYS</i>	<i>MEX</i>	<i>PER</i>	<i>PHL</i>	<i>THA</i>	<i>TUR</i>
Constante	-0.154 (0.583) [-0.060]	-0.587 (1.008) [-0.233]	-2.830* (0.730) [-1.107]	2.393# (1.174) [0.945]	-0.061 (0.622) [-0.023]	-2.286* (0.376) [-0.906]	-5.309* (1.408) [-2.089]	-0.224 (0.483) [-0.087]	-2.387* (0.619) [-0.927]
ISF(-1)			1.085^ (0.610) [0.424]	-4.925* (1.328) [-1.945]			2.529* (0.788) [0.995]		0.474 (0.326) [0.184]
ISF(-2)		-1.363 (0.696) [-0.540]			-1.215* (0.410) [-0.472]	0.109 (0.080) [0.043]			
ISF(-3)									
ISF(-4)	-1.116* (0.322) [-0.436]							-1.658# (0.647) [-0.641]	

continúa...

Variable	HND	HUN	IDN	MYS	MEX	PER	PHL	THA	TUR
Prob LR	0.233	0.424	0.202	0.000	0.188	0.626	0.000	0.020	0.196
McFadden R ²	0.061	0.063	0.069	0.612	0.060	0.024	0.452	0.161	0.057
Estrella R ²	0.026	0.011	0.028	0.317	0.030	0.004	0.258	0.100	0.029
V-Z R ²	0.084	0.073	0.094	0.689	0.087	0.028	0.552	0.235	0.083
H-L Test	5.206	2.362	4.781	0.569	8.271	3.622	11.956	5.753	5.501
χ^2	0.735	0.968	0.781	0.999	0.407	0.890	0.153	0.675	0.703
Andrews Test	39.556	50.430	47.152	42.475	44.366	53.866	51.109	37.309	44.255
χ^2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Nota: Las estimaciones se proporcionan para cada país. La variable dependiente es una variable dummy que toma el valor 1 si hay una crisis cambiaria en el trimestre. El número de trimestre se encuentra en porcentaje del total de trimestres. Los errores estándar están en paréntesis y los efectos marginales se muestran en corchetes. Los símbolos *, # y ^ representan un nivel de significancia de 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4a Resultados utilizando DTC

Variable	Todos	ARG	BRA	CHL	COL	CRI	CZE	DOM	SLV
Constante	-1.789* (0.153) [-0.669]	-2.325* (0.461) [-0.913]	-2.176* (0.741) [-0.790]	-3.643* (0.863) [-1.407]	-1.246# (0.550) [-0.474]	-18.550^ (10.360) [-7.364]	1.737 (2.227) [0.663]	-8.543* (2.172) [-3.244]	1.698 (1.318) [0.673]
ISF(-1)	0.685* (0.114) [0.256]		1.706* (0.627) [0.620]	2.203* (0.825) [0.851]		8.780# (4.478) [3.485]		7.316* (2.100) [2.778]	
ISF(-2)							-2.398 (1.870) [-0.916]		
ISF(-3)									-3.267* (0.894) [-1.295]
ISF(-4)		0.413* (0.154) [0.162]			0.062 (0.328) [0.024]				
Prob LR	0.000	0.034	0.000	0.026	0.869	0.000	0.098	0.000	0.288
McFadden R ²	0.064	0.192	0.165	0.144	0.001	0.885	0.089	0.281	0.112
Estrella R ²	0.062	0.085	0.219	0.086	0.000	0.658	0.066	0.259	0.021
V-Z R ²	0.119	0.251	0.319	0.210	0.001	0.920	0.145	0.428	0.129
H-L Test	11.527	9.289	6.666	3.646	10.290	0.000	6.971	10.545	4.734
χ^2	0.1736	0.319	0.573	0.888	0.245	1.000	0.540	0.229	0.786
Andrews Test	17.641	46.436	9.436	38.896	31.363	40.424	25.809	36.657	47.649
χ^2	0.061	0.000	0.491	0.000	0.000	0.000	0.004	0.000	0.000

Nota: Las estimaciones se proporcionan para cada país. La variable dependiente es una variable dummy que toma el valor 1 si hay una crisis cambiaria en el trimestre. El número de trimestres se encuentra en porcentaje del total de trimestres. Los errores estándar están en paréntesis y los efectos marginales se muestran en corchetes. Los símbolos *, # y ^ representan un nivel de significancia de 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4b
Resultados utilizados DTC

<i>Variable</i>	<i>HND</i>	<i>HUN</i>	<i>IDN</i>	<i>MYS</i>	<i>MEX</i>	<i>PER</i>	<i>PHL</i>	<i>THA</i>	<i>TUR</i>
Constante	0.024 (0.516) [0.009]	-0.680 (0.429) [-0.255]	-1.876* (0.475) [-0.694]	2.184^ (1.236) [0.862]	-1.950# (0.892) [-0.739]	-17.818* (3.805) [-6.979]	-2.472* (0.802) [-0.923]	-4.131* (0.959) [-1.599]	-6.612* (1.659) [-2.511]
ISF(-1)	-0.647^ (0.335) [-0.241]	-0.220 (0.301) [-0.082]	1.060# (0.429) [0.392]	-4.648* (1.403) [-1.834]	0.657 (0.660) [0.249]		1.209# (0.553) [0.452]	2.718* (0.900) [1.052]	4.705* (1.103) [1.787]
ISF(-2)						14.307* (3.311) [5.603]			
ISF(-3)									
ISF(-4)									
Prob LR	0.141	0.598	0.043	0.000	0.333	0.000	0.033	0.005	0.000
McFadden R ²	0.038	0.005	0.066	0.581	0.020	0.730	0.076	0.233	0.441
Estrella R ²	0.037	0.005	0.069	0.295	0.016	0.700	0.077	0.143	0.493
V-Z R ²	0.072	0.010	0.126	0.661	0.035	0.838	0.143	0.324	0.631
H-L Test	7.111	4.842	3.396	0.687	2.453	5.563	5.902	1.133	6.957
χ^2	0.525	0.774	0.907	0.999	0.964	0.696	0.658	0.997	0.541
Andrews Test	20.222	18.877	13.264	41.437	19.760	36.497	19.509	32.477	21.971
χ^2	0.027	0.042	0.209	0.000	0.032	0.000	0.034	0.000	0.015

Nota: Las estimaciones se proporcionan para cada país. La variable dependiente es una variable dummy que toma el valor 1 si hay una crisis cambiaria en el trimestre. El número de trimestres se encuentra en porcentaje del total de trimestres. Los errores estándar están en paréntesis y los efectos marginales se muestran en corchetes. Los símbolos *, # y ^ representan un nivel de significancia de 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

En resumen, los resultados estimados sugieren que para algunos países el ISF es útil para predecir la probabilidad de ocurrencia de una crisis cambiaria, debido a que la probabilidad estimada de que el país se enfrente a una crisis cambiaria aumenta cuando la política fiscal sigue una senda insostenible. Por otra parte, su poder explicativo global es bastante importante, dado que las diferentes medidas de R² superaron el valor del 15% para la mayoría de las especificaciones. En consecuencia, un sistema de alerta temprana que incluya un índice de sostenibilidad fiscal ayudaría a identificar situaciones de vulnerabilidad que podrían contribuir a generar una crisis cambiaria.

Conclusión

En este artículo se aborda la cuestión de si un indicador de sostenibilidad fiscal puede anticipar la ocurrencia de las crisis cambiarias. Los resultados revelan que una posición fiscal insostenible afecta positivamente a la probabilidad de ocurrencia de una crisis en el mercado cambiario. En algunos de los países considerados, los resultados rara vez varían cuando se usan diferentes definiciones de crisis cambia-

rias. No obstante, cuando se utiliza la segunda definición de crisis cambiaria (DTC) los resultados tienen mayor significancia. Sin embargo, estamos conscientes de que utilizar un indicador de sostenibilidad fiscal como única variable para predecir la ocurrencia de crisis cambiarias no es suficiente dado que existen variables monetarias y reales, así como también el grado de liberalización de la economía y los cambios en las expectativas de los agentes, con gran aceptación en la literatura empírica consultada, que pueden explicar dichas crisis. A pesar de esto, nuestros resultados proporcionan evidencia de una relación positiva entre insostenibilidad fiscal y crisis cambiaria que estaría apoyando los trabajos de algunos autores que sostienen que la política fiscal tiene un papel importante en la generación de las crisis cambiarias.

Referencias bibliográficas

- Aziz, J., Caramazza, F. y Salgado, R. (2000). "Currency crises: In search of common elements", *Working Paper* WP/00/67, International Monetary Fund.
- Broome, S. y Morley, B. (2004). "Stock prices as a leading indicator of the East Asian financial crisis", *Journal of Asian Economics*, 15, pp. 189-197.
- Burnside, C., Eichenbaum, M. y Rebelo, S. (2003). "On the fiscal implications of twin crises", in Dooley, M. P. y Frankel, J. A., editors, *Managing Currency Crises in Emerging Markets*. University of Chicago Press, Chicago.
- Burnside, C., Eichenbaum, M. y Rebelo, S. (2000). "On the fundamentals of self-fulfilling speculative attacks", *Working Paper* 7554, National Bureau of Economic Research.
- Burnside, C., Eichenbaum, M. y Rebelo, S. (2006). "Government finance in the wake of currency crises", *Journal of Monetary Economics*, 53: 401-440.
- Burkart, O. y Coudert, V. (2002). "Leading indicators of currency crises for emerging countries", *Emerging Markets Review*, 3, pp. 107-133.
- Chang, R. y Velasco, A. (2001). "A model of financial crises in emerging markets", *Quarterly Journal of Economics*, 116(2), pp. 489-514.
- Corsetti, G. y Mackowiak, B. (2005). "A fiscal perspective on currency crises and the original sin", in Eichengreen, B. and Hausmann, R., editors, *Other People's Money: Debt Denomination and Financial Instability in Emerging Market Economies*. The University of Chicago Press, Chicago.
- Corsetti, G. y Mackowiak, B. (2006). "Fiscal imbalances and the dynamics of currency crises", *European Economic Review*, 50: 1317-1338.
- Crespo-Cuaresma, J. y Slacik, T. (2007). "Predicting currency crises using the term structure of relative interest rates: Case studies of the Czech Republic and Russia", *Focus on European Economic Integration*, Issue 1, pp. 135-149.

- Croce, E. y Juan-Ramón, V. H. (2003). "Assessing fiscal sustainability: A cross-country comparison", *Working Paper* WP/03/145, International Monetary Fund.
- Daniel, B. C. (2001). "A fiscal theory of currency crises", *International Economic Review*, 42(4): 969-988.
- Eichengreen, B., Rose, A. K. y Wyplosz, C. (1996). "Contagious currency crises: Firsttests", *Scandinavian Journal of Economics*, 98. pp. 463-484.
- Estrella, A. (1998). "A new measure of fit for equations with dichotomous dependent variables", *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(2). pp. 198-205.
- Estrella, A. y Mishkin, F. S. (1997). "The predictive power of the term structure on interest rates in Europa and the United States: Implication for the European Central Bank", *European Economic Review*, 41. pp. 1375-1401.
- Estrella, A. y Mishkin, F. S. (1998). "Predicting US recessions: Financial variables as leading indicators", *Review of Economic and Statistics*, 80. pp. 45-61.
- Flood, R. y Garber, P. (1984). "Collapsing exchange rate regimes: Some linear examples", *Journal of International Economics*, 17. pp. 1-13.
- Flood, R. y Marion, N. (1996). "Speculative attacks: Fundamentals and self-fulfilling prophecies", *Working Paper* 5789, National Bureau of Economic Research.
- Frankel, J. A. y Rose, A. K. (1996). "Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment", *Journal of International Economics*, 41. pp. 351-366.
- Frankel, J. A. y Saravelo, G. (2012). "Can leading indicators assess country vulnerability? Evidence from 2008-09 global financial crisis", *Journal of International Economics*, 87(2). pp. 216-231.
- Fritsche, U. y Kouzine, V. (2002). "Do leading indicators help to predict business cycle turning points in Germany?", *Discussion Papers* 314. German Institute for Economic Research.
- Girton, L. y Roper, D. (1977). "A monetary model of exchange market pressure applied to the post-war Canadian experience", *American Economic Review*, 67. pp. 537-548.
- Goldfajn, I. y Valdés, R. O. (1997). "Are currency crises predictable?", *Working-Paper* WP/97/159, International Monetary Fund.
- Krugman, P. (1979). "A model of balance of payments crises", *Journal of Money, Credit and Banking*, 11. pp. 311-325.
- Krugman, P. (1996). "Are currency crises self-fulfilling?", *NBER Macroeconomic Annual* (2). pp. 345-378.
- Marini, G. y Piersanti, G. (2003). "Fiscal deficits and currency crises", *Working Paper* No. 15, CEIS Tor Vergata.
- Obstfeld, M. (1986). "Rational and self-fulfilling balance of payments crises", *American Economic Review*, 76. pp. 72-81.

- Obstfeld, M. (1996). "Models of currency crises with self-fulfilling features", *European Economic Review*, 40. pp. 1037-1048.
- Rangvid, J. (2001). "Second generation models of currency crises", *Journal of Economic Survey*, 15(5). pp. 613-641.
- Sy, A. N. (2004). "Rating the rating agencies: Anticipating currency crises or debt crises?", *Journal of Banking & Finance*, 28. pp. 2845-2867.
- Van Wijnbergen, S. (1991). "Fiscal deficits, exchange rate crises and inflation", *Review of Economic Studies*, 58(1): 81-92.
- Veal, M. R. y Zimmerman, K. F. (1992). "Pseudo-R²'s in the ordinal probit model", *Journal of Mathematical Sociology*. 16. pp. 333-342.