

Política monetaria y cambiaria asimétrica en países latinoamericanos que usan metas de inflación

Emiliano Libman

Resumen

En los últimos decenios, en los países de América Latina se han adoptado regímenes cambiarios más flexibles y se han fijado metas de inflación. Varios autores sostienen que la política monetaria y cambiaria de algunos países adolece de un sesgo procíclico en virtud del cual los bancos centrales son reacios a reducir las tasas de interés cuando se desacelera la inflación, pero están dispuestos a aumentarlas cuando esta aumenta. Por consiguiente, el tipo de cambio tiende a apreciarse mucho y depreciarse poco. En este documento se analiza la asimetría de la política monetaria y cambiaria de los cinco países más grandes de América Latina en que se usan metas de inflación: Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Se utilizan técnicas econométricas no lineales para mostrar que, salvo posiblemente en Chile y el Perú, existe “miedo a flotar”, y que los síntomas son más pronunciados en el Brasil y México.

Palabras clave

Política monetaria, tipos de cambio, inflación, modelos econométricos, estudios de caso, América Latina, Brasil, Chile, Colombia, México, Perú

Clasificación JEL

E58, F30, F43

Autor

Emiliano Libman es Investigador del Centro de Investigaciones Macroeconómicas para el Desarrollo (CIMaD) y Docente de Macroeconomía Superior en la Escuela de Economía y Negocios de la Universidad Nacional de San Martín, Argentina. Correo electrónico: emilianolibman@gmail.com.

I. Introducción

En los últimos decenios, en varios países desarrollados y en desarrollo se han adoptado regímenes de política que suponen fijar metas de inflación. En virtud de esos regímenes, el banco central se compromete a lograr una tasa de inflación baja y estable, usando una tasa de interés a corto plazo como el principal instrumento de política. En los países en que se usan metas de inflación, se mantiene una cuenta de capital relativamente abierta y la receta habitual es dejar que el tipo de cambio flote de forma libre y abstenerse de intervenir en el mercado cambiario.

Dado que se utiliza la política monetaria para alcanzar las metas de inflación (y posiblemente también para subsanar la brecha del producto), la variación de las tasas de interés puede ejercer demasiada presión sobre el mercado cambiario, y la mayoría de los bancos centrales no están dispuestos a tolerar que el tipo de cambio fluctúe mucho. Las intervenciones para contener la volatilidad del tipo de cambio suelen ser la norma. De hecho, en la teoría no se excluye necesariamente la posibilidad de que el banco central compre o venda activos extranjeros, siempre y cuando esa política tenga por objeto amortiguar las perturbaciones temporales u otros movimientos del tipo de cambio que no estén justificados por las variables fundamentales de la economía.

En todos los países más grandes de América Latina se han puesto en práctica metas de inflación, en particular en el Brasil (1999), Chile (1991), Colombia (1999), México (2001) y el Perú (2002)¹. Si bien los regímenes cambiarios actuales son mucho más flexibles que en el pasado, los bancos centrales siguen interviniendo en gran medida en el mercado de cambios para amortiguar las fluctuaciones amplias del tipo de cambio (Chang, 2008).

Hay buenos motivos para creer que este tipo de intervención no se ha llevado a cabo con la misma intensidad durante los episodios de apreciación y los de depreciación. Por ejemplo, hay autores como Barbosa-Filho (2015) y Ros (2015) que sostienen que los bancos centrales del Brasil y México han llevado adelante una “política monetaria asimétrica”, mediante la cual se ajusta demasiado cuando la economía está en auge y no se afloja lo suficiente cuando surgen presiones deflacionarias. Dado que la cuenta de capital de la balanza de pagos de esos países era muy abierta, la variación implícita de la tasa de interés desencadenó movimientos del tipo de cambio que tenían un sesgo descendente².

El comportamiento asimétrico puede tener consecuencias sobre la estabilidad macroeconómica. Por ejemplo, la economía puede ajustarse de forma inadecuada dependiendo de si la perturbación es de signo negativo o positivo. Una perturbación negativa, como la caída de la relación de intercambio, que exige un aumento del tipo de cambio real (un mayor precio relativo de los bienes transables) puede ser imposible si el precio de los bienes no transables es “rígido” y si el banco central está dispuesto a contrarrestar las depreciaciones. Sin embargo, si la perturbación es positiva, por ejemplo, si la relación de intercambio mejora y es necesario que ocurra una apreciación, entonces es posible que la economía se adapte sin tropiezos.

Por otra parte, la presencia de asimetrías puede ser indicio de problemas subyacentes: por ejemplo, en la literatura acerca del miedo a flotar se plantea que la inflación es el motivo fundamental por el que a los bancos centrales les disgustan las depreciaciones. Si en los países que fijan metas de inflación se observa miedo a flotar, es razonable pensar que la política monetaria no constituye un buen anclaje de las expectativas de inflación.

¹ Si bien en Chile se comenzaron a fijar metas de inflación en 1991, solo se comenzó a flotar en verdad de forma más o menos libre en 1999. Esto no constituye un problema, ya que las estimaciones que se utilizan en este estudio comienzan en 1999, el período en que se combinan las metas de inflación y la flotación.

² En el presente documento se adopta la convención de definir el tipo de cambio como el número de unidades de moneda nacional por dólar; por lo tanto, un descenso del tipo de cambio representa una apreciación y un aumento significa una depreciación.

En resumen, el comportamiento asimétrico tiene consecuencias sobre el desempeño macroeconómico y está relacionado con diversas fuentes de inestabilidad. Por consiguiente, es interesante analizar si en los países de América Latina en que se han adoptado regímenes cambiarios flexibles se teme a las fluctuaciones cambiarias. La contribución que se hace con el presente documento consiste en estudiar esta asimetría de la política monetaria y cambiaria en los principales países de América Latina en que se fijan metas de inflación. Se emplean técnicas econométricas no lineales y datos diarios para determinar si los bancos centrales de estos países estaban más dispuestos a tolerar las apreciaciones que las depreciaciones en el período 1999-2015. En particular, se analiza el comportamiento observado del tipo de cambio para determinar si hubo asimetrías. No obstante, el tipo de cambio puede comportarse de forma asimétrica por motivos que no están vinculados con las políticas. Por ello, también se estima un conjunto de funciones de reacción de los bancos centrales relativas a las tasas de interés y la acumulación de reservas, a fin de determinar el efecto que la política monetaria y cambiaria tuvo en el comportamiento observado del tipo de cambio.

Los resultados del presente documento se pueden sintetizar como se indica a continuación. En el Brasil y México, la variación del tipo de cambio al parecer está anclada a una banda asimétrica cuyo límite inferior se encuentra más alejado del tipo deseado que el límite superior. Las apreciaciones persistieron por más tiempo que las depreciaciones en todos los países, excepto en el Perú, donde tanto las apreciaciones como las depreciaciones fueron de corta duración en términos relativos (en otras palabras, poco tiempo después de la apreciación del tipo de cambio venía una depreciación, y viceversa). Las apreciaciones también fueron fenómenos muy persistentes en el Brasil, Chile y México. Por último, en todos los casos, con excepción de Chile, la acumulación de reservas al parecer responde a las depreciaciones del tipo de cambio, pero no a las apreciaciones, y la tasa de interés muestra poca sensibilidad frente a las fluctuaciones cambiarias. La visión de conjunto, por lo tanto, sugiere que lo más probable es que el “miedo a la depreciación” fuera la norma en el Brasil y México, que el banco central de Chile al parecer utiliza el régimen cambiario más flexible de los cinco países, y que el panorama general de Colombia y el Perú es desigual.

El resto del presente documento está estructurado de la siguiente manera: en la sección II figura un análisis de la literatura; en la sección III se describen las técnicas econométricas utilizadas y se presentan los resultados, y en la sección IV se exponen las conclusiones.

II. Análisis de la literatura

Las ideas macroeconómicas de los últimos tiempos han convergido en una síntesis que se conoce con el nombre de “nuevo consenso en macroeconomía”, según el cual se conviene en que es deseable que haya una política monetaria autónoma y se está de acuerdo en cómo aplicarla. La tasa de interés ha reemplazado las reglas de política monetaria que se basan en la cantidad de dinero. Se ha demostrado que un modelo con microfundamentos explícitos basados en un marco de agentes representativos permite determinar el equilibrio sin referencia alguna a la cantidad de dinero, siempre y cuando la regla de la tasa de interés sea lo suficientemente sensible a las variaciones de la tasa de inflación.

Esto se conoce como el “principio de Taylor”, en el que de forma intuitiva se expresa que la tasa de interés se debería aumentar en una proporción mayor que la inflación cuando esta sube por encima de la meta, a fin de evitar una espiral en la que se sucedan la inflación, la disminución de la tasa de interés real y el aumento de la demanda agregada. Por el contrario, cuando la inflación disminuye por debajo de la meta, la tasa de interés se debería reducir en una proporción mayor que la inflación.

Cuando se satisface el principio de Taylor, las expectativas inflacionarias quedan ancladas a la meta de inflación. Además, si no hay fricciones reales, estabilizar la inflación también trae como consecuencia estabilizar la brecha del producto. Esta es la coincidencia divina que mencionan Blanchard y Gali (2007).

Dado que las metas de inflación al parecer estabilizan tanto el producto como la inflación a un costo muy bajo, se han convertido en el régimen macroeconómico más atractivo y popular³.

A menudo se afirma que el proceso debería funcionar de manera similar en el caso de una economía abierta. Las premisas centrales que se aplican a una economía cerrada presumiblemente también se aplican a las economías abiertas, aunque hay complicaciones adicionales relacionadas con la existencia de perturbaciones externas reales y monetarias. No obstante, los efectos de las fluctuaciones cambiarias y el alcance de las intervenciones del banco central en el mercado cambiario son objeto de un intenso debate. Mientras algunos autores sostienen que las metas de inflación exigen un tipo de cambio totalmente flexible, otros están dispuestos a aceptar que las intervenciones temporales del banco central deben desempeñar un papel (véase un examen de estas cuestiones en Ball, 1999).

Todos los países más grandes de América Latina han puesto en práctica las metas de inflación, incluidos el Brasil, Chile, Colombia, México y el Perú. Si bien los regímenes cambiarios son mucho más flexibles de lo que eran en el pasado, los bancos centrales siguen interviniendo en gran medida para amortiguar las fluctuaciones amplias del tipo de cambio (Chang, 2008).

Hay buenos motivos para pensar que este tipo de intervención no se ha llevado a cabo con la misma intensidad durante los episodios de apreciación y los de depreciación. Calvo y Reinhart (2002) sostienen que, cuando el sistema financiero está muy dolarizado, el banco central puede temer que la depreciación de la moneda provoque la quiebra de los bancos. También es posible que los bancos centrales teman los efectos inflacionarios de las depreciaciones, aunque en los últimos tiempos el traspaso del tipo de cambio se ha reducido en cantidades no triviales. La aversión a la depreciación se suele denominar “miedo a flotar”.

Por otra parte, cuando la competitividad del sector transable es un problema, el banco central puede intervenir para evitar que la moneda se aprecie. Este es un fenómeno que se conoce como “miedo a la apreciación”, es decir, lo contrario del miedo a flotar. Algunos acontecimientos ocurridos en Asia Oriental en los últimos tiempos constituyen un ejemplo (Levy-Yeyati y Sturzenegger, 2007).

Algunos observadores de las economías latinoamericanas afirman que las metas de inflación han introducido un sesgo hacia la sobrevaloración, habida cuenta de que los bancos centrales reaccionan con vehemencia para frenar la depreciación, pero lo hacen con más cautela cuando responden a la apreciación (Barbosa-Filho, 2015; Ros, 2015)^{4 5}. A diferencia de lo que ocurrió en los países de Asia Oriental, donde se intervino en el mercado cambiario para contener la apreciación (Pontines y Rajan, 2011; Pontines y Siregar, 2012), en algunos países de América Latina al parecer se interviene en el sentido opuesto.

En el presente documento se analiza el comportamiento del tipo de cambio en los principales países de América Latina en los que se han utilizado metas de inflación en los últimos 15 años. Se estima un modelo de panel autorregresivo con transición suave de tres regímenes, junto con un

³ Véase una descripción más precisa de las metas de inflación en Bernanke y Mishkin (1997).

⁴ Según Barbosa-Filho (2015), “hay una asimetría fundamental en el modo en que se usa la política macroeconómica para hacer frente a la variación del tipo de cambio en las economías en desarrollo, en particular en América Latina. Dado que la apreciación es deflacionaria y la depreciación es inflacionaria en el corto plazo, los gobiernos democráticos suelen tolerar las apreciaciones pero combatir las depreciaciones de su moneda. De hecho, el período de adaptación de la economía tras la depreciación de su moneda nacional puede ser más prolongado que el mandato de los funcionarios elegidos, lo que crea una respuesta asimétrica de los gobiernos democráticos frente a las variaciones del tipo de cambio real” [traducción propia].

⁵ Según Ros (2015), “en la medida en que el banco central responda únicamente a las variaciones de la tasa de inflación, se vuelve muy tentador para las autoridades monetarias subordinar el tipo de cambio a sus objetivos de inflación o responder de forma asimétrica frente a las apreciaciones y las depreciaciones. Por consiguiente, más que un ‘miedo a flotar’, se trata de un ‘miedo a depreciar’. Esto suele hacer que la política monetaria sea procíclica en lo que respecta a las perturbaciones externas. Por ejemplo, ante una perturbación negativa de la demanda de exportaciones, que tiende a reducir la actividad económica, la autoridad monetaria suele moderar la presión que conduce a la depreciación mediante un aumento de las tasas de interés que empeora la recesión” [traducción propia].

modelo de cambio de régimen de Markov. Con estos dos modelos, se estiman los límites superior e inferior de una banda de tipos de cambio y la probabilidad de que se pase de la depreciación a la apreciación, respectivamente, en relación con una serie que consiste en el logaritmo natural de la tasa de variación del tipo de cambio. Esta es la manera más sencilla de comprobar si la política monetaria y cambiaria de los países latinoamericanos en los que se usan metas de inflación efectivamente fue asimétrica, y además se adopta el enfoque que sugieren Pontines y Siregar (2012).

Dado que en el tipo de cambio también pueden incidir factores que no están relacionados con las políticas, se amplía el enfoque de Pontines y Siregar estimando un conjunto de funciones de reacción relativas a la tasa de interés de referencia y la acumulación de reservas, para analizar el papel que han desempeñado las políticas en la conformación del comportamiento del tipo de cambio. Esto brindará una respuesta más precisa a la pregunta de si el miedo a flotar o el miedo a la depreciación (o ninguno de ellos) era la principal preocupación de los países latinoamericanos que aplicaban metas de inflación en el período 1999-2015.

III. Enfoque empírico y resultados

Las intervenciones del banco central en el mercado cambiario han sido habituales en América Latina en los últimos años. No obstante, dado que la moneda puede apreciarse o depreciarse a pesar de las intervenciones del banco central, resulta de interés medir las presiones globales que se ejercen sobre el tipo de cambio, tomando en cuenta asimismo las tendencias en cuanto a las reservas de divisas y las tasas de interés.

Una forma de combinar estos tres elementos (tipos de cambio, tasas de interés y reservas) en un único índice es construir un índice de presión sobre el mercado cambiario (EMP), como lo propusieron Kaminsky, Lizondo y Reinhart (1998) y Reinhart y Kaminsky (1999). El índice se calcula de la siguiente manera:

$$EMP_{it} = \frac{\Delta E_{it}}{E_{it}} - \frac{\sigma_E}{\sigma_r} \frac{\Delta r_{it}}{r_{it}} + \frac{\sigma_E}{\sigma_{Int}} \Delta Int_{it} \quad (1)$$

donde EMP_{it} es el índice de presión sobre el mercado cambiario, E_{it} es el tipo de cambio, r_{it} denota las reservas brutas, Int_{it} es la tasa de interés de referencia de la política monetaria, Δ denota la variación, y las variables σ_E , σ_r , y σ_{Int} son las desviaciones estándar del tipo de cambio, las reservas brutas y la tasa de la política monetaria, respectivamente⁶. El hecho de que el índice de presión sobre el mercado cambiario sea positivo indica que la presión neta conduce a la depreciación, mientras que, si dicho índice es negativo, esto indica que la presión neta empuja hacia la apreciación.

En los gráficos 1 a 5 que figuran en el anexo se hace el seguimiento del índice de presión sobre el mercado cambiario del Brasil, Chile, Colombia, México y el Perú en los últimos 15 años. También se muestra el logaritmo natural del tipo de cambio, por lo que en la pendiente de la línea se capta la tasa de depreciación. Los gráficos indican claramente que en los países de América Latina donde se usan metas de inflación hubo una presión considerable en favor de la apreciación, pero que también hubo presiones importantes hacia la depreciación. Hubo una tendencia general hacia la apreciación, que solo se invirtió hace poco debido a unas depreciaciones abruptas. No obstante, también está claro que hubo otros factores, como la acumulación de reservas, que desempeñaron un papel en la inversión de las presiones cambiarias, tanto al alza como a la baja (algo que también fue documentado por Chang, 2008, a modo de ejemplo).

⁶ Los subíndices representan el país "i" en el período "t". Para calcular las desviaciones estándar se usan promedios móviles correspondientes a 24 meses. Los datos son mensuales.

En el cuadro 1 se brinda un panorama más completo, ya que se muestra un resumen de las estadísticas de la tasa de devaluación, la variación de la tasa de interés de referencia y la tasa de crecimiento de las reservas (con datos mensuales), en relación con los cinco países durante el período 1999-2015. El cuadro revela una serie de hechos interesantes. Por ejemplo, se muestra que el tipo de cambio de Chile y México es muy volátil (lo que coincide con la observación casual de que ambos países tienen regímenes relativamente flexibles). Por otra parte, el tipo de cambio (y la tasa de interés) es menos inestable en el Perú, cuyo sistema financiero está muy dolarizado. Cabe señalar que el banco central del Perú aplica varios instrumentos de política monetaria que no son convencionales, como los requisitos relativos a las reservas en activos denominados en dólares. Como era de esperar, se observa muy poca volatilidad en las reservas de los cinco países.

Cuadro 1
América Latina (5 países): resumen de estadísticas, 1999-2015

		Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
$\Delta \ln$ (tipo de cambio)	Media	0,0034	0,0283	0,0078	-0,0277	-0,0088
	Desviación estándar	0,0506	0,3692	0,0864	0,4186	0,1137
	Máximo	0,2532	5,0289	1,0787	0,1794	0,0486
	Mínimo	-0,1477	-0,0699	-0,1120	-5,7083	-1,5357
Δ Tasa de interés	Media	-0,0254	-0,0109	-0,0241	-0,0763	0,0035
	Desviación estándar	0,5925	0,4088	0,3677	0,7462	0,2236
	Máximo	3,0000	3,0000	2,0000	2,7700	0,5000
	Mínimo	-2,5000	-2,5000	-2,0000	-3,4000	-1,0000
$\Delta \ln$ (reservas)	Media	0,0127	0,0053	0,0094	0,0101	0,0101
	Desviación estándar	0,0489	0,0375	0,0191	0,0272	0,0290
	Máximo	0,2445	0,1301	0,0838	0,1039	0,1043
	Mínimo	-0,3110	-0,1646	-0,0796	-0,1641	-0,1142

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de los bancos centrales.

Sobre la base de la observación empírica y la lectura preliminar de los datos, y a juzgar por la tasa media de depreciación, no hay ningún indicio de que haya un sesgo en favor de la apreciación ni de la depreciación. De hecho, podría decirse que los bancos centrales hicieron un gran esfuerzo por evitar la apreciación, habida cuenta de las grandes compras de reservas de divisas.

No obstante, esta observación casual no es suficiente para obtener un panorama definitivo. Por ejemplo, las compras grandes de reservas pueden estar impulsadas por otros motivos y no necesariamente llevarse a cabo durante los períodos de apreciación⁷. Además, como lo muestran Pontines y Siregar (2012), en los países de Asia Oriental donde se usaban metas de inflación, predominaba el miedo a la apreciación. A pesar de que la presión hacia la apreciación nominal era enorme, los bancos centrales de esos países intervinieron con más vehemencia cuando el tipo de cambio cayó que cuando se elevó.

Cabe preguntarse si el resultado es el mismo o el opuesto cuando se trata de los países latinoamericanos. La presente sección se ajusta al enfoque de Pontines y Siregar, al estimar un conjunto de modelos no lineales de mínimos cuadrados y un conjunto de modelos de cambio de régimen de Markov para determinar si el comportamiento del tipo de cambio presentaba algún indicio de asimetría. A continuación, los resultados se amplían planteando la pregunta de si el banco central era responsable de los acontecimientos observados. Para responderla, se usan funciones de reacción del método generalizado de momentos relativas a la política monetaria y la acumulación de reservas.

⁷ Como se observará en la sección III.2, en todos los casos con excepción de Chile, la modificación de las reservas se relaciona con la depreciación del tipo de cambio y no con su apreciación, a pesar de la presencia de una tasa media global positiva de acumulación de reservas.

La muestra que se utilizó en los modelos no lineales se limita al período que va de 1999 a 2015 y corresponde al Brasil, Chile, Colombia, México y el Perú, los países latinoamericanos más grandes que aplican metas de inflación. Pero, a diferencia de Pontines y Siregar (2012), que utilizan datos mensuales y semanales correspondientes al tipo de cambio nominal, en este documento se utilizan datos diarios⁸.

1. Modelo LSTR2 y modelo de cambio de régimen de Markov

Una forma de analizar el comportamiento del tipo de cambio es por medio de un modelo autorregresivo de transición suave (STAR) que tiene la siguiente forma funcional⁹:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_i + F \left[\beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i y_i \right] + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde α_0 es el término del intercepto; α_i (con $i = 1, \dots, p$) indica los parámetros autorregresivos; β_0 es el intercepto no lineal y β_i representa los parámetros autorregresivos no lineales; ε_t es el término del error con las propiedades estándar; y F es la función de transición que caracteriza la dinámica de transición suave entre dos regímenes.

La función F puede adoptar diferentes formas. El punto de partida natural al describir los modelos STAR es el modelo de regresión logística de transición suave 1 (LSTR1) de dos regímenes, que tiene la siguiente función de transición logística general y toma valores en el intervalo entre cero y uno:

$$F = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(y_{t-d} - c)}} \quad (3)$$

donde $\gamma > 0$ es el parámetro de la pendiente (que mide la velocidad de la transición entre los dos regímenes); c es el parámetro del umbral (que indica dónde se ubica la transición), y y_{t-d} es la variable de transición con el parámetro de retardo asociado d ¹⁰. Cabe señalar que el modelo es lineal si $\gamma \rightarrow 0$, mientras que, si $\gamma \rightarrow \infty$, se convierte en un modelo de dos regímenes. En el caso intermedio, la transición entre los dos regímenes es “suave” (de ahí el nombre del modelo).

Resulta que una variante del LSTR1 es adecuada para evaluar si los bancos centrales de Asia Oriental y América Latina tienen miedo a la apreciación. En particular, se puede utilizar el modelo LSTR2 que propone Teräsvirta (1998):

$$F = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(y_{t-d} - C_L)(y_{t-d} - C_H)}} \quad (4)$$

La principal diferencia es que el modelo LSTR2 supone dos parámetros de umbral C_L y C_H , que corresponden al umbral inferior y superior, respectivamente, y que reflejan los puntos en los que se cambia de un régimen a otro. Por ejemplo, un umbral superior del 6% y un umbral inferior del -2% significa que se pasa de un régimen a otro cuando el tipo de cambio se eleva un 6% o disminuye un 2%, lo que desencadena una reacción del banco central encaminada a impulsar el tipo de cambio en el sentido opuesto o a mantenerlo constante. El valor absoluto de esos parámetros permite medir la tolerancia relativa de las autoridades monetarias a las variaciones del tipo de cambio, dado que refleja

⁸ Los datos proceden de los bancos centrales nacionales.

⁹ Véase un análisis de los STAR en Teräsvirta y Anderson (1992), y Van Dijk, Teräsvirta y Franses (2002).

¹⁰ En este estudio, la variable de transición es la variación retardada del tipo de cambio.

el ritmo al que se devalúa el tipo de cambio como resultado de la intervención del banco central en el mercado cambiario (o de la modificación de la política monetaria). Pontines y Siregar (2012) calculan C_L y C_H , y hallan que $|C_L| < |C_H|$, lo que indica que los bancos centrales de Asia Oriental tienen miedo a la apreciación.

Pontines y Siregar utilizan un modelo de cambio de régimen de Markov para confirmar sus conclusiones y comprobar si los bancos centrales son reacios a que la moneda se aprecie, según si la probabilidad de permanecer en el régimen superior es mayor que la de permanecer en el régimen inferior. En el presente estudio se usa el siguiente modelo de cambio de régimen de Markov:

$$y_t = \alpha_0(s) + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_i(s) + \varepsilon_t(s) \quad (5)$$

Un modelo de cambio de régimen de Markov es un modelo autorregresivo que tiene una variable de estado S que sigue un proceso ergódico irreducible de dos regímenes de Markov con la siguiente matriz de transición P :

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (6)$$

donde los términos p denotan las probabilidades de transición. Por lo tanto, p_{11} es la probabilidad de que la tasa de variación del tipo de cambio permanezca en el régimen 1, si se encontraba en el régimen 1 en el período anterior, mientras que p_{12} es la probabilidad de que la tasa de variación del tipo de cambio pase al régimen 2, si se encontraba en el régimen 1 en el período anterior, y así sucesivamente.

2. Resultados empíricos

El ciclo de estimación de los modelos no lineales exige probar la no linealidad, especificar el número de regímenes y determinar si la función de transición es exponencial o logística. Sin embargo, en primer lugar, se debe seleccionar el orden de retardo de los modelos. Esto se lleva a cabo empleando el método estándar de Box-Jenkins.

Para elegir la longitud del retardo, se comparan los criterios de información de Akaike y de Bayes (AIC y BIC, respectivamente), y se opta por el modelo que tenga el menor valor de AIC. Como argumentó Teräsvirta, el uso del criterio de información de Bayes, que penaliza los modelos grandes, suele producir residuos que tienen propiedades no deseables, como correlación serial persistente, y conducir a la aceptación incorrecta del modelo no lineal, entre otros problemas. Si bien esto se traduce en modelos autorregresivos (AR) grandes que tienen entre 7 y 19 retardos, es preferible a usar un modelo incorrecto. Los criterios de información de Akaike sugieren un modelo AR (16) para el Brasil, AR (7) para Chile, AR (15) para Colombia, AR (17) para México y AR (19) para el Perú.

El modelo STAR correcto se puede determinar mediante una prueba de no linealidad¹¹. De forma alternativa, y en consonancia con lo que se establece en la literatura, se puede aplicar un modelo específico y luego validarlo con los datos (véase Teräsvirta, 1998). En el presente estudio

¹¹ Para probar la no linealidad, se debe tomar una aproximación de segundo orden en torno a $\gamma=0$ (es decir, suponiendo un modelo lineal). En pocas palabras, esto significa estimar un modelo autorregresivo de orden p , con términos de interacción que multiplican cada retardo por la longitud de decaimiento del retardo (lag-d), luego por lag-d², luego por lag-d³ y luego por lag-d⁴. La linealidad significa aceptar la hipótesis nula de que todos los términos de interacción son estadísticamente iguales a cero. Se elige un modelo LSTR si es imposible desestimar la hipótesis nula de que los términos multiplicados por lag-d³ y lag-d⁴ son iguales a cero, pero los términos multiplicados por lag-d y lag-d² son estadísticamente significativos. Por último, en el caso de la hipótesis nula de que todos los términos de interacción son significativamente diferentes de cero, se debe especificar un modelo LSTR2. Para elegir el lag-d entre esos modelos que pasan la prueba de no linealidad, se escoge el que presenta el mayor valor de F. Con ese fin, se eligen diferentes valores de d, que van de 1 a 12, y se lleva a cabo la prueba de los multiplicadores de Lagrange para comparar un modelo lineal con un modelo LSTR, y un modelo LSTR con un modelo LSTR2.

se adopta el primer enfoque y se utiliza un modelo logístico de tres regímenes, dado que es el que mejor se adapta a las necesidades del estudio¹². Dado que para estimar el modelo es necesario especificar la longitud de decaimiento del retardo, se escoge la especificación en la que se maximiza la significación conjunta de todos los parámetros del modelo entre todos los retardos posibles, de 1 a 12 como máximo.

En el cuadro 2 se resumen los resultados de la estimación del modelo LSTR2. Los coeficientes que no se muestran están disponibles a solicitud. Todos los residuos superan la prueba portmanteau relativa al ruido blanco (usando los retardos 4, 8 y 12), excepto en lo que respecta a México. Los residuos no pasan la prueba de heterocedasticidad, pero en la estimación se usan errores estándar robustos para corregir este hecho.

Cuadro 2
América Latina (5 países): modelo LSTR2, 1999-2015

	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
Umbral inferior	-3,8055*** (0,0537)	-0,3110*** (1,8550)	-0,3459*** (0,0021)	-2,2718*** (0,0026)	-1,1031*** (0,0842)
Umbral superior	1,7507*** (0,0873)	0,3008*** (0,0026)	0,0255*** (0,0017)	1,8378 (,)	1,4677*** (0,0986)
Velocidad de ajuste	4,3972 (7,0863)	7 577,5060 (80 147,43)	9 327,3200 (59 160,59)	86,6119 (,)	12,9158** (6,0913)
σ^2 lineal	0,4139	0,1802	0,1727	0,1364	0,0453
σ^2 no lineal	0,3911	0,1780	0,1708	0,1220	0,0421
Relación entre σ^2	0,9451	0,9878	0,9888	0,8947	0,9299
Número de observaciones	4 436	4 436	4 436	4 436	4 436
R cuadrado	0,3554	0,5013	0,7376	0,1848	0,5598

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de los bancos centrales.

Nota: Los errores estándar robustos figuran entre paréntesis.

*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1.

Los resultados muestran que el umbral inferior es mayor en términos absolutos que el umbral superior en la mayoría de los países, con la excepción del Perú. Si bien la diferencia es muy pequeña en el caso de Chile y Colombia, es grande en el caso del Brasil y México. En el caso del Brasil, el umbral superior es del 1,75% y el inferior es del -3,81%; en el caso de México, por su parte, las cifras correspondientes son del 1,84% y el -2,27%. Cabe señalar que los datos representan tasas diarias de depreciación o apreciación, por lo que, de hecho, se trata de cifras muy grandes.

En el cuadro 2 también se muestra la relación entre la varianza de los residuos del modelo LSTR2 y la varianza de los residuos de los modelos lineales. En todos los casos, la varianza de los residuos no lineales es menor, lo que justifica el uso de ese modelo. Por último, en general, todos los umbrales son estadísticamente significativos, excepto el umbral inferior en la estimación correspondiente a México.

En el cuadro 3 se presentan los resultados de la estimación del modelo de cambio de régimen de Markov. Una vez más, salvo en el caso de México, todos los residuos pasan la prueba portmanteau relativa al ruido blanco (usando los retardos 4, 8 y 12), si bien son heterocedásticos.

¹² Los resultados (disponibles a solicitud) indican que debe darse preferencia al modelo LSTR2 en el caso del Brasil, Chile y Colombia, pero no necesariamente en el caso de México y el Perú.

Cuadro 3
América Latina (5 países): modelo de cambio de régimen de Markov, 1999-2015

	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
Régimen inferior					
Probabilidad de transición	0,9733 (0,0048)	0,9696 (0,0065)	0,9552 (0,0073)	0,9846 (0,0047)	0,8832 (0,0146)
Duración	37,4223 (6,7705)	32,9040 (7,0379)	22,3039 (3,6313)	64,9711 (19,9761)	8,5613 (1,0669)
Varianza	0,3557	0,2575	0,2091	0,2545	0,8431
Régimen superior					
Probabilidad de transición	0,8983 (0,0222)	0,9057 (0,0264)	0,8964 (0,0167)	0,9148 (0,02019)	0,8431 (0,0235)
Duración	9,8320 (2,1457)	10,6001 (2,9759)	9,6509 (1,5544)	11,7398 (3,0161)	6,3752 (0,9558)
Varianza	1,2112	0,7201	0,6836	0,7099	0,3128
Número de observaciones	4 436	4 436	4 436	4 436	4 436

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de los bancos centrales.

Nota: Los errores estándar robustos figuran entre paréntesis.

El aspecto que más interesa de este estudio son las probabilidades de transición. Tanto el régimen inferior como el superior son muy persistentes, pero, en general, el régimen inferior lo es más, con la única excepción del Perú. En el Brasil, Chile y México se observan apreciaciones que duran mucho tiempo (37, 33 y 64 días, respectivamente). Estas son, en promedio, tres veces más prolongadas que las depreciaciones en el Brasil y Chile, y más de seis veces más prolongadas que ellas en México.

En el caso de Colombia, si bien las apreciaciones duran más que las depreciaciones, la diferencia es menor (22 días frente a 10 días). Por último, en el Perú, las apreciaciones duran solo ocho o nueve días, mientras que las depreciaciones duran seis días en promedio. Este resultado es interesante y coherente con el hecho de que la economía peruana está muy dolarizada y su banco central tiene una gran aversión a las apreciaciones y las depreciaciones (Dancourt, 2015).

También cabe señalar que, como norma general, la varianza de la tasa de variación del tipo de cambio es de tres a cuatro veces mayor en las depreciaciones que en las apreciaciones, lo que sugiere que las apreciaciones representan una situación menos turbulenta que las depreciaciones. Una vez más, la varianza de la tasa de variación del logaritmo del tipo de cambio es menor en el Perú en lo que respecta a ambos regímenes.

En síntesis, si se combinan los resultados del modelo LSTR2 y el modelo de cambio de régimen de Markov, el panorama general es compatible con lo que los observadores informan acerca de los países latinoamericanos en los que se usan metas de inflación. En el Brasil y México, la banda de flotación del tipo de cambio que se observa en los hechos parece ser asimétrica, como se explica en Barbosa-Filho (2015) y Ros (2015). Curiosamente, el umbral superior es mayor que el inferior en el Perú, y las diferencias son pequeñas en el caso de Chile y Colombia.

En el período 1999-2015, las apreciaciones duraron más que las depreciaciones. Una vez más, esto no es cierto en el caso del Perú, que es el único país donde tanto las apreciaciones como las depreciaciones fueron de muy corto plazo y las varianzas son más pequeñas en ambos regímenes. Ello está en consonancia con la historia del Perú, cuyo banco central ha sido muy contrario a la volatilidad cambiaria en ambos sentidos, a fin de evitar la inestabilidad macroeconómica relacionada con la dolarización de los pasivos y los efectos sobre el balance general.

3. Funciones de reacción del método generalizado de momentos

En la subsección anterior se presentaron pruebas de que hubo un comportamiento cambiario asimétrico, al menos en el caso del Brasil y México, con períodos de apreciación que al parecer duraron mucho más que los períodos de depreciación. Cabe preguntarse si la política cambiaria o monetaria es responsable de esos resultados. Para responder esta pregunta, en esta sección se estiman las funciones de reacción correspondientes a los cinco países de América Latina más grandes que fijan metas de inflación, y se usa el comportamiento de las tasas de interés y las reservas para determinar si las variaciones del tipo de cambio en cualquiera de los dos sentidos inciden en la política monetaria y cambiaria.

Si bien otras políticas podrían ser responsables del comportamiento cambiario observado, son mucho más difíciles de evaluar. Por ejemplo, los controles del capital son otra política por la que se podría optar, pero son difíciles de ajustar en presencia de fluctuaciones de corto plazo. Además, no hay suficientes datos de frecuencia elevada como para llevar a cabo una prueba razonable en la que se utilicen controles del capital.

El análisis de la variación de las tasas de interés y las reservas es interesante y además se puede llevar a cabo con los datos existentes. Como se mostrará más adelante, las señales de intervención asimétrica aparecen en la forma de variación de las reservas. En efecto, los bancos centrales de América Latina tratan de combatir los movimientos cambiarios excesivos sobre todo mediante la compra y la venta de reservas, y utilizan la tasa de interés nominal para lograr objetivos internos.

Las funciones de reacción se calculan utilizando el método generalizado de momentos con variables instrumentales, habida cuenta de la posible correlación entre el término de error y la variable independiente. Es razonable suponer que las variables relacionadas con las políticas, como el tipo de cambio, las tasas de interés y las reservas, dependen del producto y la inflación; sin embargo, también ejercen un efecto retardado de retroalimentación sobre ellos.

Las variables instrumentales para el método generalizado de momentos se seleccionan a partir de los conjuntos de información observable del banco central. Los instrumentos son los retardos del 2 al 12 de todas las variables dependientes, más el logaritmo natural de la tasa de interés de los fondos federales de los Estados Unidos. Se usa la matriz de covarianzas consistente con heterocedasticidad y autocorrelación de Newey-West para eliminar la correlación serial en el término de error. El hecho de que los datos sean limitados significa que las muestras no siempre coinciden. La muestra se compone de los siguientes datos: Brasil, de abril de 2000 a julio de 2015; Chile, de enero de 1999 a enero de 2014; Colombia, de enero de 1999 a octubre de 2005; México, de febrero de 2009 a julio de 2015, y Perú, de octubre de 2004 a mayo de 2014. Se estiman las dos ecuaciones siguientes:

$$\Delta RATE_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \pi_t + \beta_2 (Y_t - \bar{Y}_t) + \beta_3 APP_t + \beta_4 DEP_t + u_t \quad (7)$$

$$\Delta RES_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \pi_t + \beta_2 (Y_t - \bar{Y}_t) + \beta_3 APP_t + \beta_4 DEP_t + u_t \quad (8)$$

donde las variables $\Delta RATE$ y ΔRES representan las variaciones de la tasa de interés y las reservas (brutas) de divisas, respectivamente. $\Delta \pi$ indica el aumento de la tasa de inflación, y $(Y - \bar{Y})$ es la brecha del producto. APP y DEP son variables ficticias. La primera es igual a la tasa de apreciación, cuando el tipo de cambio se aprecia, y a cero, cuando no lo hace. La segunda es igual a la tasa de

depreciación, cuando el tipo de cambio se deprecia, y a cero, cuando no lo hace¹³. Por ejemplo, en una situación de depreciación, *DEP* es igual a la tasa de depreciación y *APP* es igual a cero. De forma similar, cuando hay apreciación, *DEP* es igual a cero y *APP* es igual a la tasa de apreciación. En ambas ecuaciones, u es el término de error y todas las variables están retardadas un período¹⁴. Lo que más interesa es el signo y la significancia estadística de los coeficientes β_3 y β_4 .

En los cuadros 4 y 5 se muestran los resultados. Todos los modelos pasan la prueba de errores de especificación de Hansen (lo que significa que no se puede rechazar la hipótesis nula de que todos los modelos estén correctamente especificados). Los resultados que se examinan a continuación son robustos cuando se utilizan tipos de cambio multilaterales, con la única excepción del Perú (disponible a solicitud). Ello está en consonancia con la naturaleza de la política monetaria y cambiaria de un país que tiene problemas de dolarización. Cabe suponer que el tipo de cambio bilateral del dólar es más importante que el de una canasta de monedas integrada por los principales socios comerciales del Perú.

Cuadro 4

América Latina (5 países): funciones de reacción del método generalizado de momentos (tasa de interés), 1999-2015

Variable dependiente: Ln (tasa de interés)	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
Constante	-0,0013 (0,0043)	-0,0065 (0,0060)	-0,0116*** (0,0033)	-0,0017* (0,0010)	0,0125** (0,0042)
Δ Inflación [t-1]	0,2949*** (0,0403)	0,1344*** (0,0422)	0,1806*** (0,0391)	-0,0109 (0,0092)	0,0788*** (0,0227)
Brecha del producto [t-1]	-0,0002 (0,0008)	0,0008 (0,0010)	0,0008** (0,0003)	0,0019*** (0,0007)	0,0024*** (0,0007)
Apreciación [t-1]	0,1774 (0,1484)	0,3865 (0,3256)	-0,2248 (0,2249)	0,2531** (0,1050)	0,4560 (0,5695)
Depreciación [t-1]	0,2243* (0,1153)	0,3894 (0,2386)	0,1224 (0,0969)	-0,1301* (0,0615)	-0,3710 (0,3010)
Número de observaciones	183	147	82	78	103
Hansen J (valor de p)	0,4992	0,2695	0,6542	0,8652	0,8202

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de los bancos centrales.

Nota: Retardos de 2 a 12 en relación con la variable dependiente e independiente, más el logaritmo natural de la tasa de los fondos federales. Los errores estándar robustos figuran entre paréntesis.
*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

¹³ La brecha del producto se define como la desviación del producto mensual respecto de la tendencia de Hodrick- Prescott (HP); la brecha de la inflación es la diferencia entre la tasa anualizada de inflación del IPC y la meta; las reservas son reservas brutas. Las tasas de interés que se usan son las tasas de interés a corto plazo del banco central (lo que explica por qué la serie es más corta en los casos de México y el Perú, ya que en dichos países no se fijó una meta relativa a la tasa de interés hasta 2002-2003).

¹⁴ Los resultados siguen siendo válidos si se utilizan valores contemporáneos y se añade el primer retardo al conjunto de instrumentos.

Cuadro 5
América Latina (5 países): funciones de reacción del método generalizado de momentos
(reservas), 1999-2015

Variable dependiente: $\Delta \ln(\text{reservas brutas})$	Brasil	Chile	Colombia	México	Perú
Constante	0,0169*** (0,0040)	0,0043 (0,0044)	0,0079*** (0,0017)	0,0139*** (0,0017)	0,0144*** (0,0017)
Δ Inflación [t-1]	-0,0631* (0,0034)	-0,0040 (0,0050)	0,0235 (0,0194)	-0,0166* (0,0090)	-0,0097* (0,0054)
Brecha del producto [t-1]	0,0011 (0,0007)	0,0017*** (0,0005)	0,0006*** (0,0002)	0,0013*** (0,0003)	0,007** (0,0003)
Apreciación [t-1]	0,034 (0,1337)	0,0705 (0,1750)	-0,2189 (0,1430)	0,0914* (0,0502)	0,0892 (0,1440)
Depreciación [t-1]	-0,3200*** (0,0633)	-0,0089 (0,1716)	-0,2303** (0,0665)	-0,1707*** (0,0534)	-0,5477*** (0,2045)
Número de observaciones	183	147	82	78	103
Hansen J (valor de p)	0,3554	0,5013	0,7376	0,1848	0,5598

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de los bancos centrales.

Nota: Retardos de 2 a 12 en relación con la variable dependiente e independiente, más el logaritmo natural de la tasa de los fondos federales. Los errores estándar robustos figuran entre paréntesis.

***p<0,01; **p<0,05; *p<0,1.

En el cuadro 4 se muestra que los movimientos del tipo de cambio solo son significativos en el Brasil y México. En este último caso, los coeficientes son estadísticamente significativos, pero los signos son incorrectos (las apreciaciones provocan el aumento de la tasa de interés, mientras que las depreciaciones provocan una caída); en el Brasil, solo las depreciaciones afectan las tasas de interés. El panorama general es que las tasas de interés no suelen responder a las variaciones del tipo de cambio.

El cuadro 5 revela una situación muy diferente. El término constante es muy significativo y positivo, lo que coincide con la gran acumulación de reservas de divisas. Lo que es más importante a los efectos del presente estudio, las depreciaciones al parecer reducen la acumulación de reservas, y los resultados en este sentido son significativos en todos los países con excepción de Chile. El Perú, que tiene una economía muy dolarizada, parece ser el país más reactivo a la depreciación, seguido de cerca por el Brasil. Solo en México las apreciaciones son significativas, pero el efecto es de escasa entidad. Esto sugiere que la depreciación de la moneda incidió de forma considerable en la acumulación de reservas, pero que la apreciación no lo hizo.

En resumen, el cálculo de las funciones de reacción sugiere que las intervenciones en el mercado cambiario se centraron sobre todo en evitar las depreciaciones, sin perjuicio de que hubo una tendencia constante hacia la acumulación de reservas. Esto parece explicar la asimetría del comportamiento cambiario, en particular en el Brasil y México. Curiosamente, el banco central de Chile no parece preocupado por la naturaleza de las fluctuaciones cambiarias.

IV. Conclusiones

En el presente documento se ha analizado la posible presencia de asimetrías en el comportamiento cambiario de un grupo de países latinoamericanos en los que se han adoptado metas de inflación. Se utilizó un modelo LSTR2 con datos diarios que abarcaban el período 1999-2015 para calcular el umbral de las variaciones del tipo de cambio, y se hallaron pruebas de que el valor absoluto del umbral inferior es mayor que el del umbral superior, en particular en el Brasil y México. Luego se aplicó un modelo de cambio de régimen de Markov para mostrar que las apreciaciones suelen durar más que las depreciaciones, y que son menos inestables. Es interesante señalar que solamente en el Perú las apreciaciones y las depreciaciones fueron breves y duraron aproximadamente lo mismo. En ese

país, la varianza de la tasa de depreciación también fue menor en ambos regímenes, lo que está en consonancia con el problema de dolarización que caracteriza la economía peruana.

A continuación, los resultados se ampliaron para analizar el papel de las políticas. Se usó un conjunto de ecuaciones del método generalizado de momentos para calcular una función de reacción correspondiente a las tasas de interés y la acumulación de reservas (usando datos mensuales). Se halló que el comportamiento asimétrico observado del tipo de cambio se podía atribuir a la acumulación de reservas, pero no a las políticas relativas a la tasa de interés.

El hecho de que este resultado no sea válido en el caso de Chile coincide con otras conclusiones en las que se identifica a este país como el único de América Latina dispuesto a tolerar fluctuaciones cambiarias más grandes en uno u otro sentido. Sin embargo, esto no es así en el caso de México, la otra economía en que el tipo de cambio al parecer fue sumamente flexible (véase el cuadro 1). Esto pone de manifiesto la existencia de “miedo a flotar” en los países de América Latina en que se usan metas de inflación, posiblemente con una sola excepción que sobresale: Chile. Además, este comportamiento parece ser más pronunciado en el caso del Brasil y México, los principales estudios de caso¹⁵. Por último, el Perú parece ser un caso especial: el problema de dolarización que presenta significa que las fluctuaciones cambiarias son muy limitadas en ambos sentidos (aunque la variación de las reservas parece ser más sensible a las depreciaciones que a las apreciaciones).

Por último, no hay pruebas de que los bancos centrales combatan las apreciaciones con más vehemencia que las depreciaciones. Por lo tanto, a diferencia del “miedo a la apreciación” que exhiben los países de Asia Oriental donde se fijan metas de inflación, lo que parece haber en algunos países de América Latina es “miedo a flotar”.

Bibliografía

- Ball, L. (1999), “Policy rules for open economies”, *Monetary Policy Rules*, J. Taylor (ed.), Chicago, University of Chicago Press.
- Barbosa-Filho, N. (2015), “Monetary policy with a volatile exchange rate: the case of Brazil since 1999”, *Comparative Economic Studies*, vol. 57, N° 3, Palgrave Macmillan.
- Bernanke, B. y F. Mishkin (1997), “Inflation targeting. A new framework for monetary policy?”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, N° 2, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Blanchard, O. y J. Gali (2007), “Real wage rigidities and the new Keynesian model”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 39, N° s1, Blackwell Publishing.
- Calvo, G. y C. Reinhart (2002), “Fear of floating”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, N° 2, Oxford, Oxford University Press.
- Chang, R. (2008), “Inflation targeting, reserve accumulation, and exchange rate management in Latin America”, *Borradores de Economía*, N° 487, Bogotá, Banco de la República.
- Dancourt, O. (2015), “Inflation targeting in Peru: the reasons for the success”, *Comparative Economic Studies*, vol. 57, N° 3, Palgrave Macmillan.
- Kaminsky, G., S. Lizondo y C. Reinhart (1998), “Leading indicators of currency crises”, *IMF Staff Papers*, vol. 45, N° 1, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Levy-Yeyati, E. y F. Sturzenegger (2007), “Fear of appreciation”, *KSG Working Paper*, N° 07-047, Cambridge, Massachusetts, Harvard Kennedy School.
- Pontines, V. y R. Rajan (2011), “Foreign exchange market intervention and reserve accumulation in emerging Asia: is there evidence of fear of appreciation?”, *Economic Letters*, vol. 111, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Pontines, V. y R. Siregar (2012), “Exchange rate asymmetry and flexible exchange rates under inflation targeting regimes: evidence from four East and Southeast Asian countries”, *Review of International Economics*, vol. 20, N° 5, Wiley.

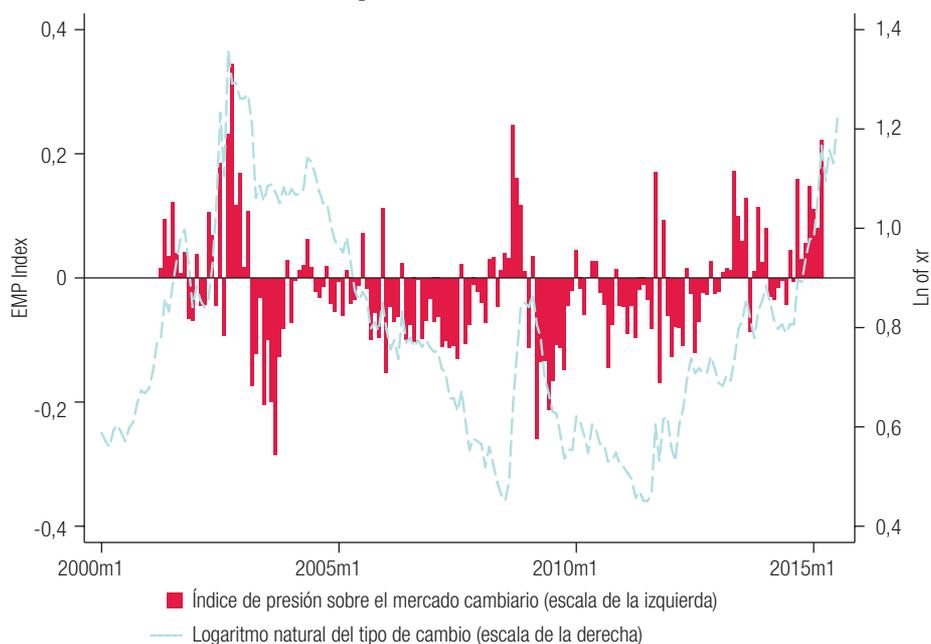
¹⁵ Por lo que el autor sabe, nadie ha hecho una afirmación semejante respecto de los otros tres países de la muestra.

- Reinhart, C. y G. Kaminsky (1999), "The twin crises: the causes of banking and balance-of- payments problems", *American Economic Review*, vol. 89, N° 3, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Ros, J. (2015), "Central bank policies in Mexico: targets, instruments, and performance", *Comparative Economic Studies*, vol. 57, N° 3, Palgrave-Macmillan.
- Teräsvirta, T. (1998), "Modeling economic relationships with smooth transition regressions", *Handbook of Applied Economic Statistics*, A. Ullah y D. Giles (eds.), Nueva York, Dekker.
- Teräsvirta, T. y H. Anderson (1992), "Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 7, S1, Wiley.
- Van Dijk, D., T. Teräsvirta y P. Franses (2002), "Smooth transition autoregressive models. A survey of recent developments", *Econometric Reviews*, vol. 21, N° 1, Taylor & Francis.

Anexo A1

Gráfico A1.1

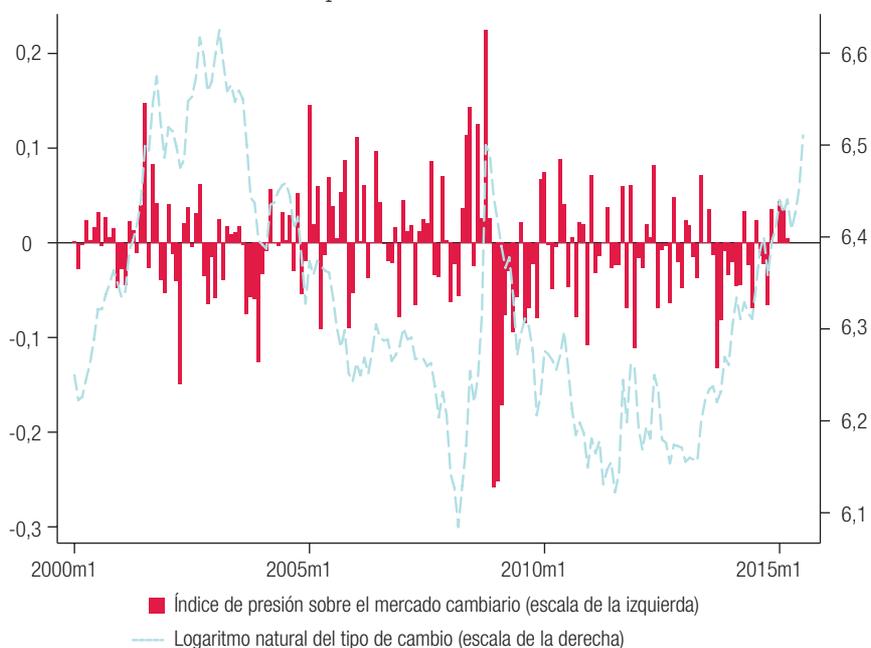
Brasil: índice de presión sobre el mercado cambiario y logaritmo natural del tipo de cambio, 2000-2015



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de los bancos centrales.

Gráfico A1.2

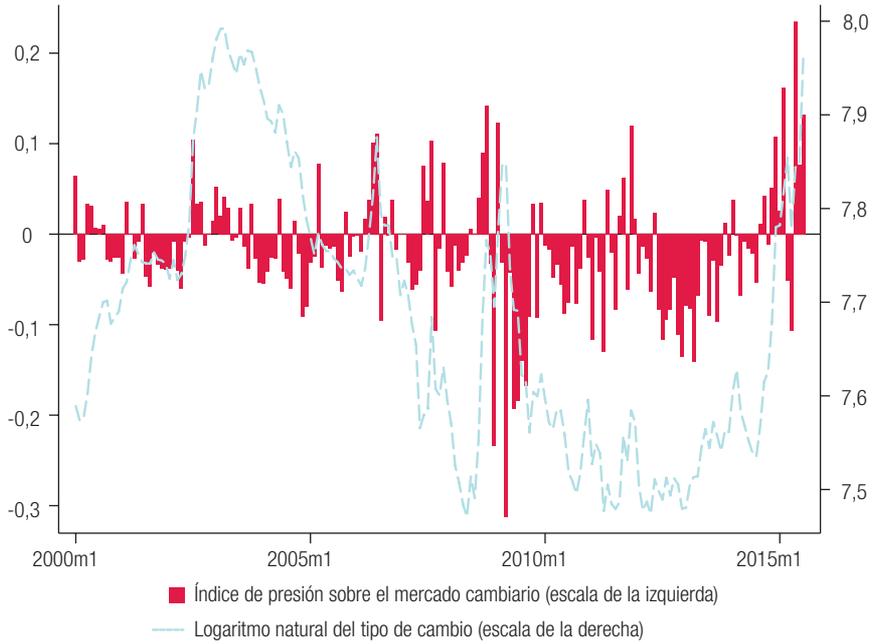
Chile: índice de presión sobre el mercado cambiario y logaritmo natural del tipo de cambio, 2000-2015



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de los bancos centrales.

Gráfico A1.3

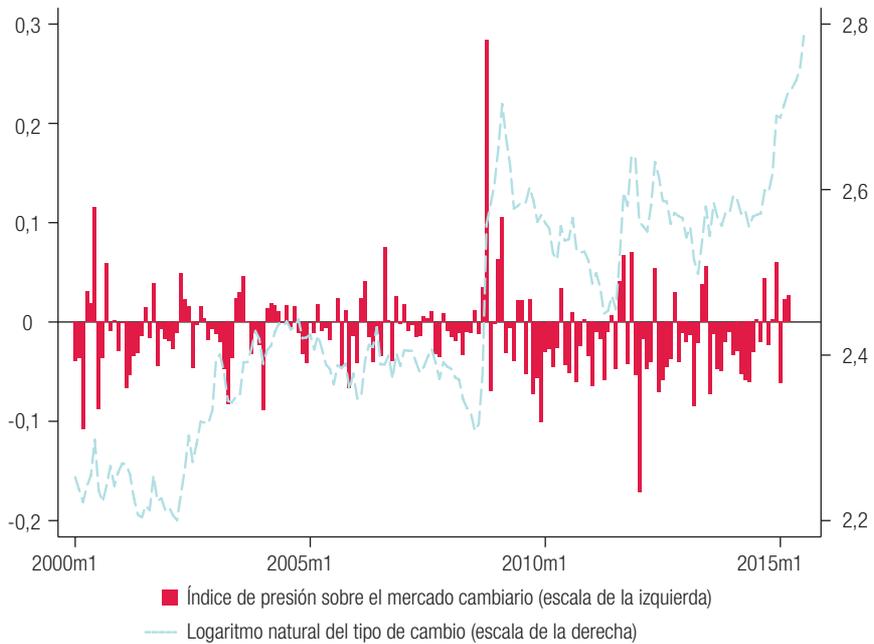
Colombia: índice de presión sobre el mercado cambiario y logaritmo natural del tipo de cambio, 2000-2015



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de los bancos centrales.

Gráfico A1.4

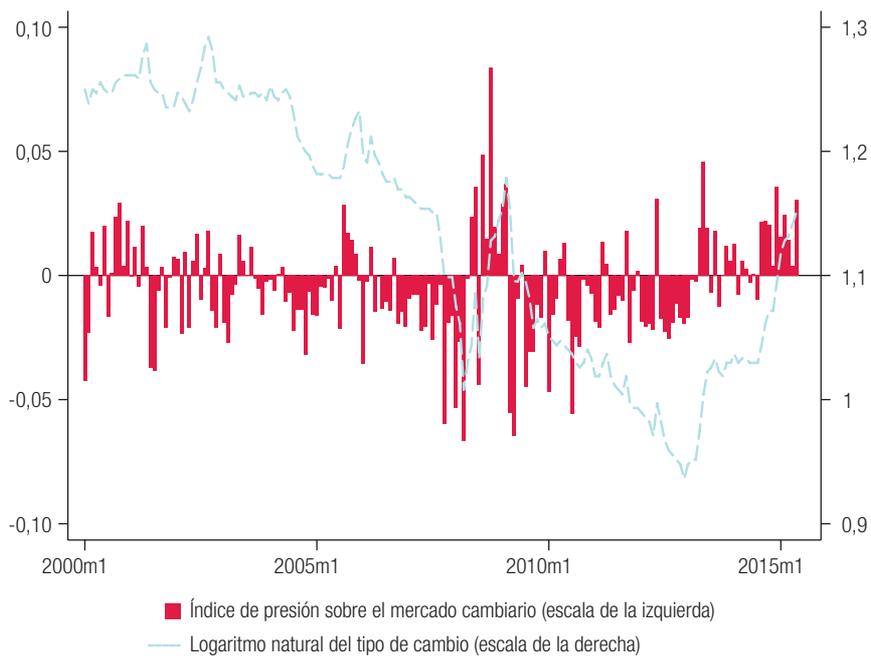
México: índice de presión sobre el mercado cambiario y logaritmo natural del tipo de cambio, 2000-2015



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de los bancos centrales.

Gráfico A1.5

Perú: índice de presión sobre el mercado cambiario y logaritmo natural del tipo de cambio, 2000-2015



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de los bancos centrales.