

# Dos modelos de intervención en el mercado cambiario: los casos de Brasil y México

*Martín Tobal  
Renato Yslas*

## **Resumen**

*En este capítulo se comparan de manera empírica las implicaciones de dos modelos distintos de intervención cambiaria, en un contexto de regímenes de metas de inflación. Con este fin, en la investigación se aplicó la metodología VAR desarrollada por Kim (2003) a los casos de México y Brasil. Los resultados pueden resumirse con facilidad en tres puntos. Primero, las intervenciones cambiarias tuvieron un efecto de corta duración sobre el tipo de cambio en ambas economías. Segundo, el modelo de intervención cambiaria brasileño acarrea mayores costos inflacionarios, resultado que, interesantemente, no puede ser explicado por completo por diferencias en el grado de traspaso del tipo de cambio a precios. Tercero, cada modelo está asociado a un tipo de interacción distinto entre la política de tipo de cambio y la fijación de tasa de interés (política monetaria convencional).*

*Palabras clave: intervención cambiaria, traspaso del tipo de cambio, régimen cambiario, coordinación de la política monetaria.*

*Clasificación JEL: F31, E31, E52.*

---

M. Tobal <martin.tobal@banxico.org.mx> y R. Yslas <renato.yslas@banxico.org.mx>, Banco de México. Los autores quisieran agradecer a Alberto Ortiz, Daniel Chiquiar, Fabrizio Orrego, João Barroso, Julio Carrillo, Fernando Ávalos, Fernando Tenjo, Nicolás Magud, Victoria Nuguer y a otros participantes de la Reunión de la Red de Investigadores de bancos centrales del CEMLA. Las opiniones expresadas en esta publicación son exclusivas de los autores. No pretenden reflejar las opiniones o ideas del Banco de México o de su Junta de Gobernadores. Parte de este trabajo se elaboró mientras los autores eran personal del CEMLA.

## 1. INTRODUCCIÓN

Históricamente, América Latina ha sido testigo de una amplia gama de regímenes cambiarios y de política monetaria. Desde comienzos del decenio del 2000, un gran número de economías latinoamericanas ha optado por regímenes de metas de inflación y por el uso de la tasa de interés como instrumento para alcanzarlas. Durante este periodo, la política monetaria convencional, mediante el uso de la tasa de interés, se ha centrado casi exclusivamente en la estabilidad de precios. No obstante, las metas de inflación y el uso de la tasa de interés como instrumento de política han venido acompañados por regímenes cambiarios que presentan distintos grados de flexibilidad: los países de América Latina intervienen actualmente siguiendo modelos muy diversos de intervención cambiaria. Este capítulo presenta una investigación acerca de si la elección de un modelo específico de intervención cambiaria por parte de un país condiciona el efecto de las intervenciones sobre el tipo de cambio, la tasa de inflación y la naturaleza de la interacción entre la política de tipo de cambio y la política monetaria convencional (decisiones de tasa de interés). Con este fin, se utiliza el modelo de vectores autorregresivos (VAR) desarrollado por Kim (2003) para comparar los casos de México y Brasil, dos países con régimen de metas de inflación pero con modelos diversos de intervención en el mercado cambiario.

Si se preguntara a economistas sobre las políticas cambiarias seguidas por México y Brasil, la mayoría de ellos probablemente clasificaría a ambas como políticas de *flotación sucia o controlada* (ver Ilzetzki *et al.*, 2008; Tobal, 2013; y FMI, 2015; para clasificaciones alternativas de regímenes cambiarios).<sup>1</sup> Sin embargo, como se ilustra en las

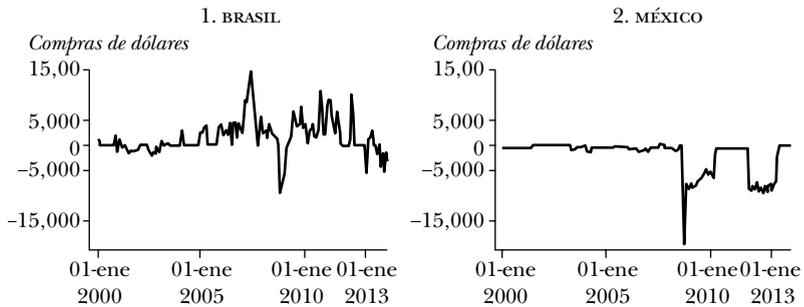
---

<sup>1</sup> El *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* (2015) del FMI clasifica a ambos países como economías con un régimen de metas de inflación. En cuanto a los regímenes cambiarios de estos dos países, existen ciertas divergencias. Ilzetzki *et al.* (2008) extienden la clasificación de regímenes cambiarios *de facto* de Reinhart y Rogoff para el periodo 2000-2010 y encuentran que, en este periodo, tanto México como Brasil tuvieron un régimen de *flotación controlada*. En un trabajo diferente, Tobal (2013) realiza una encuesta y construye una base de datos única sobre riesgo de tipo de cambio y regímenes cambiarios. Con esta información, construye una clasificación alternativa de regímenes cambiarios para diecisiete economías de América Latina y el Caribe

## Gráficas 1-2

### INTERVENCIÓN CAMBIARIA EN BRASIL Y MÉXICO, 2000-2013

Millones de dólares



Notas: la mayor parte de las intervenciones incluyeron compras de dólares estadounidenses. Las intervenciones cambiarias incluyen compras de dólares en los mercados a plazo y al contado, recompras y préstamos de divisas.  
Fuente: Banco Central do Brasil.

Notas: la mayor parte de las intervenciones incluyeron compras de dólares estadounidenses. Las intervenciones cambiarias incluyen subastas de dólares, opciones de venta, mecanismos para ralentizar la acumulación de reservas y ventas de dólares contingentes.  
Fuente: Banco de México.

gráficas 1 y 2, el hecho de incluir a ambos países en la misma categoría ocultaría diferencias sustanciales entre las políticas llevadas a cabo por las dos economías emergentes. La gráfica 1 muestra que la mayoría de las intervenciones brasileñas han involucrado compras netas de dólares y, sobre todo, que estas se han llevado a cabo con relativa regularidad. Por otra parte, la mayoría de las intervenciones mexicanas han involucrado ventas netas de dólares, las cuales han sido mucho más esporádicas (principalmente como consecuencia de la crisis financiera de 2008-2009). Además, mientras que México ha seguido una regla preestablecida, Brasil ha intervenido en su

basada en las propias percepciones de los países. De acuerdo con esta base de datos, Brasil y México tuvieron régimen cambiario de flotación controlada en el periodo 2000-2012. En una clasificación expandida que tiene en cuenta las medidas regulatorias, Tobal (2013) reclasifica el régimen brasileño como un *régimen con controles de divisas* para el periodo 2000t1-2005t2 para capturar la existencia de dos mercados de divisas regulados. Finalmente, en el informe anual del FMI (2015), los regímenes de Brasil y México están clasificados como de flotación y libre flotación respectivamente.

mayoría de manera discrecional. En resumen, si bien México y Brasil han adoptado un régimen de metas de inflación, estos países representan dos modelos distintos de intervención cambiaria.

En este estudio se compara de manera empírica a estos modelos de intervención empleando el método VAR estructural con restricciones de corto plazo formulado por Kim (2003). Con este fin, se adaptan las restricciones de dicho modelo al caso de una economía emergente y se estima con datos de México por una parte y con datos de Brasil por la otra.<sup>2</sup> La elección de esta metodología se basa en tres hechos. En primer lugar, esta metodología permite abordar directamente el sesgo de simultaneidad que se presenta en estudios sobre la eficacia de las intervenciones cambiarias. En particular, dicho método permite recuperar un choque estructural asociado a las intervenciones cambiarias que es ortogonal a los movimientos en las variables o choques restantes. Esta propiedad del método utilizado es fundamental para evitar un potencial sesgo de simultaneidad, el cual podría surgir de una probable reacción de la política cambiaria a movimientos en el tipo de cambio. En segundo lugar, la metodología SVAR de Kim permite utilizar un único modelo para estimar los efectos de las intervenciones sobre un conjunto de variables macroeconómicas. Debido a la posibilidad de tratar a todas estas variables como endógenas, la metodología VAR evita el sesgo que podría resultar de una potencial correlación entre estas variables (por ejemplo, la inflación) y las intervenciones. En tercer lugar, la metodología tiene en cuenta los efectos que podrían surgir de la interacción entre las políticas cambiaria y monetaria convencional. Por tanto, las estimaciones de este estudio no están sesgadas por el hecho de que estas dos políticas se eligen con frecuencia de manera conjunta.<sup>3</sup>

El primer resultado de nuestro trabajo muestra que las intervenciones cambiarias han tenido un efecto de corta duración sobre el

---

<sup>2</sup> Como se menciona más adelante, Kim (2003) examina la interacción entre las intervenciones cambiarias y las decisiones de tasa de interés por parte del banco central para el caso de Estados Unidos.

<sup>3</sup> Por ejemplo, al devaluar el tipo de cambio, las compras de dólares podrían generar presiones inflacionarias. Para contrarrestar estas presiones, el banco central podría elevar la tasa de interés, contrarrestando parcialmente la depreciación y, por tanto, el impacto inicial de las intervenciones sobre el tipo de cambio. De manera que no tener en cuenta el impacto de la política monetaria generaría un sesgo a la baja en el efecto estimado.

tipo de cambio tanto en México como en Brasil: un choque positivo de una desviación estándar en las intervenciones cambiarias está asociado a devaluaciones del real brasileño y del peso mexicano que duran uno y dos meses, respectivamente. Este resultado es coherente con hallazgos de la bibliografía según los cuales intervenciones esterilizadas tienen efectos sobre el tipo de cambio a corto plazo (en nuestro modelo se encuentra que las intervenciones son esterilizadas; ver Tapia y Tokman, 2004; Rincón y Toro, 2010; Kamil, 2008; Echavarría *et al.*, 2010; Echavarría *et al.*, 2009; Kohlscheen y Andrade, 2013; Guimarães, 2004; y la sección 2 para una revisión completa de la bibliografía correspondiente).

El segundo resultado muestra que las intervenciones cambiarias no tienen costos inflacionarios en México, pero tienen efectos significativos sobre la inflación en Brasil. Se investiga si este resultado se debe exclusivamente a diferencias en el grado de traspaso a precios entre países, estudiando la respuesta de la inflación a un choque en el tipo de cambio. Ni el momento ni el nivel de esta respuesta sugieren que el traspaso de tipo de cambio a precios pueda explicar por sí solo los mayores costos de inflación que enfrenta Brasil. Por tanto, se concluye que las intervenciones están asociadas a mayores tasas de inflación en Brasil, independientemente de su efecto sobre el tipo de cambio. En otras palabras, el modelo de intervención cambiaria adoptado por Brasil parece estar relacionado de manera inherente con mayores tasas de inflación (en comparación con el modelo mexicano).

El tercer resultado se refiere a la interacción entre la política de tipo de cambio y la política monetaria. Se estudia la respuesta de la tasa de interés a un choque en las intervenciones cambiarias y encuentra que el modelo seguido por cada país presenta un tipo distinto de interacción. Mientras que el Banco de México sube la tasa de interés inmediatamente después del choque, la respuesta del Banco Central do Brasil aparece solamente cuatro meses más tarde. Se especula que este resultado podría atribuirse a las características particulares del modelo brasileño: la alta frecuencia en las intervenciones podría hacer más difícil responder a las presiones inflacionarias cada vez. Más precisamente, la elevada frecuencia de las intervenciones cambiarias podría hacer más difícil compensar cada una de ellas con un incremento en la tasa de interés. Una implicación es que, dentro del contexto del modelo brasileño, la relación entre la política monetaria convencional y la tasa de inflación

se vuelve más ruidosa; es decir, la tasa de interés tiende a ser menos sensible a la tasa de inflación. Al mismo tiempo, la respuesta tardía de la tasa de interés a las intervenciones cambiarias en Brasil explica parcialmente nuestro segundo resultado, según el cual estas intervenciones generan mayores costos inflacionarios en este país.

Como se explica con más detalle en la sección 2, este estudio contribuye principalmente de dos maneras a la literatura que evalúa la eficacia de intervenciones cambiarias en México y Brasil. En primer lugar, el estudio se basa en un único modelo que incorpora la política monetaria convencional, las intervenciones cambiarias y el tipo de cambio. Desde el punto de vista metodológico, esta contribución es relevante porque las intervenciones cambiarias, la política monetaria y el tipo de cambio interactúan entre sí, y el no tener en cuenta dichas interacciones podría ocasionar sesgos considerables (Kim, 2003). En segundo lugar, el estudio compara dos países y evalúa las implicaciones de elegir diferentes modelos de intervención en el mercado cambiario.

El resto del capítulo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 hace una revisión de la bibliografía relacionada y destaca las contribuciones del estudio a la misma. La sección 3 explica los datos, la metodología y los supuestos de identificación empleados en el análisis. La sección 4 discute los resultados empíricos y la sección 5 examina la robustez de los resultados. Para finalizar, la sección 6 presenta las conclusiones.

## **2. BIBLIOGRAFÍA RELACIONADA**

Este estudio se relaciona con la bibliografía que investiga si las intervenciones cambiarias esterilizadas permiten influir sobre el nivel y la volatilidad del tipo de cambio. Esta bibliografía ha utilizado normalmente modelos econométricos de una sola ecuación para el tipo de cambio, como especificaciones GARCH, estudios de panel y metodologías de eventos. En términos generales, no se encuentran resultados concluyentes respecto a la eficacia de las intervenciones cambiarias. Mientras que algunos trabajos respaldan la idea de que dichas intervenciones son eficaces solamente en el corto plazo, otros estudios no encuentran evidencia de efectos significativos (ver Sarno y Taylor, 2001; Neely, 2005; y Menkhoff, 2013 para una revisión bibliográfica).

Para el caso particular de América Latina, la mayoría de estudios muestran que las intervenciones afectan el tipo de cambio en el corto plazo, pero no son concluyentes respecto a sus efectos sobre la volatilidad (ver Tapia y Tokman, 2004; Domaç y Mendoza, 2004; Kamil, 2008; Rincón y Toro, 2010; Adler y Tovar, 2011; Kohlscheen y Andrade, 2013; Broto, 2013; García-Verdú y Zerecero, 2014; y García-Verdú y Ramos-Francia, 2014). En el caso de Brasil, Stone *et al.* (2009) muestran que aquellas medidas cuyo objetivo es proveer liquidez al mercado cambiario afectan al nivel y a la volatilidad del tipo de cambio, definido como cantidad de reales por dólar estadounidense.<sup>4</sup> Kohlscheen y Andrade (2013) usan datos intradía para mostrar que la compra de canjes de divisas aprecia el tipo de cambio en Brasil.<sup>5</sup> Para el caso de México, Domaç y Mendoza (2004) encuentran que las ventas de dólares por parte del banco central revalúan el peso y tienen un efecto negativo sobre su volatilidad, mientras que las compras de dólares no muestran efectos estadísticamente significativos. En contraste, Broto (2013) emplea un periodo más largo (21 de julio de 1996-6 de junio de 2011) para mostrar que tanto las compras como las ventas de divisas están asociadas a una menor volatilidad. García-Verdú y Zerecero (2014) investigan los efectos de la subasta de dólares sin precio mínimo sobre las condiciones de liquidez. Los autores demuestran que, cuando estas condiciones se miden con el diferencial entre el precio de compra y de venta, dichas subastas mejoran la liquidez y promueven condiciones ordenadas.<sup>6</sup> Asimismo, García-Verdú y Ramos-Francia (2014) investigan las implicaciones de intervenciones cambiarias en México mediante el uso de datos intradía y la adopción de un enfoque de más baja frecuencia. Los

---

<sup>4</sup> Stone *et al.* (2009) estudian las medidas adoptadas a raíz de la crisis financiera de 2008-2009. Ellos encuentran que las ventas de dólares al contado y los anuncios sobre intervenciones en el mercado de futuros aprecian la moneda nacional.

<sup>5</sup> Cuando una institución financiera vende un canje de divisas al banco central, esta recibe el equivalente a la variación en el tipo de cambio más una tasa de interés local equivalente a la tasa de interés de los Estados Unidos. Esto reduce su demanda de divisas, apreciando el tipo de cambio como consecuencia.

<sup>6</sup> Las intervenciones consideradas por García-Verdú y Zerecero (2014) duran cinco minutos. Ellos muestran que esta modalidad de intervención está asociada con un diferencial más bajo entre el precio de venta y el precio de compra del dólar.

resultados de estos autores sugieren que los efectos de las intervenciones sobre la densidad (neutral al riesgo) del tipo de cambio son estadísticamente pequeños.<sup>7</sup>

A diferencia de los estudios sobre la eficacia de las intervenciones cambiarias mencionados, esta investigación no emplea un modelo econométrico de una sola ecuación para el tipo de cambio. En vez de ello, se analiza la cuestión de la eficacia utilizando un marco unificado que incluye a las intervenciones en el mercado cambiario, la política monetaria, el tipo de cambio y la inflación (entre otras variables). Esta característica de nuestro enfoque es relevante porque, como argumenta Kim (2003), los dos tipos de política y el tipo de cambio interactúan entre sí.

Este estudio también está estrechamente relacionado a una rama de la literatura que estima un conjunto más amplio de relaciones macroeconómicas e interacciones entre las políticas de intervención y monetaria convencional (ver Kim, 2003; Guimarães, 2004; y Echavarría *et al.*, 2009). Para estimar estas relaciones, los estudios asociados han utilizado modelos VAR estructurales con restricciones de corto plazo. Por ejemplo, Kim (2003) usa datos mensuales para mostrar que las compras netas de divisas devalúan sustancialmente el tipo de cambio en Estados Unidos. El autor encuentra también que, aun cuando estas compras son esterilizadas, estas poseen efectos significativos sobre variables monetarias en el mediano plazo. Siguiendo el marco de referencia de Kim (2003), Echavarría *et al.* (2009) analizan conjuntamente los efectos de las intervenciones cambiarias y de la política monetaria convencional sobre el tipo de cambio, la tasa de interés y otras variables macroeconómicas para el caso de Colombia. En dicho estudio se muestra que las compras de divisas devalúan el tipo de cambio nominal, y que este efecto dura un mes.<sup>8</sup>

En línea con la bibliografía de VAR e intervenciones cambiarias que se mencionó en el párrafo anterior, este estudio estima los efectos de las intervenciones sobre un conjunto más amplio de variables macroeconómicas (incluyendo la inflación y la tasa de interés).

---

<sup>7</sup> García-Verdú y Ramos Francia (2014) usan datos sobre opciones para construir densidades (neutrales al riesgo) del tipo de cambio.

<sup>8</sup> Guimarães (2004) encuentra que las compras de yenes por parte del banco central de Japón aprecian el tipo de cambio nominal, pero no tienen efectos significativos sobre la oferta monetaria o sobre las tasas de interés.

En contraste con Kim (2003), Guimarães (2004) y Echavarría *et al.* (2009), se estiman estos efectos para dos países (Brasil y México) que siguen modelos diferentes de intervención, y se analizan las implicaciones de tales diferencias en términos de costos de inflación e interacciones entre las políticas de intervención y monetaria convencional.

Finalmente, el estudio está relacionado a una línea de investigación que estudia el traspaso del tipo de cambio a precios. Una serie de trabajos han documentado una notable reducción en el grado de traspaso tanto en México como en Brasil desde comienzos de los años 2000 (ver Cortés, 2013; Capistrán *et al.*, 2012; Nogueira y León-Ledesma, 2009; Mihaljek y Klau, 2008; Nogueira, 2007; Belaisch, 2003). Por ejemplo, Nogueira (2007) muestra que la adopción de un régimen de metas de inflación redujo el grado de traspaso en México y en Brasil (entre otras economías emergentes). No obstante, su reducción, existe aún referencias al traspaso del tipo de cambio, lo cual sugiere a su vez que este sigue siendo un tema al menos a tener en cuenta (ver Barbosa-Filho, 2008, para el caso de Brasil y el informe sobre la inflación del Banco de México de abril-junio del 2011 para el caso de México). En este estudio se argumenta que dicho traspaso no puede explicar completamente los costos de inflación asociados a las intervenciones cambiarias.

### **3. DATOS Y METODOLOGIA**

#### **3.1 Definición de variables y VAR estructural con restricciones a corto plazo**

Existen dos motivos por los cuales en este estudio se opta por imponer restricciones sobre las relaciones de corto plazo entre las variables endógenas. En primer lugar, la literatura que usa restricciones de largo plazo frecuentemente asume la neutralidad del dinero para identificar los efectos de choques de política monetaria (ver Lastrapes y Selgin, 1995; Fackler y McMillin, 1998; y McMillin, 2001). Mientras que la neutralidad del dinero es un supuesto razonable cuando se relacionan variables reales, la mayoría de las variables consideradas en nuestro sistema VAR son nominales. En segundo lugar, los modelos con restricciones de corto plazo permiten identificar de forma más precisa los choques a las intervenciones en el mercado

cambiario y a la política monetaria convencional (ver Kim, 2003, y Faust y Leeper, 1997).<sup>9</sup>

Sea  $y_t$  el vector de  $7 \times 1$  que incluye las primeras diferencias de las variables endógenas consideradas. Estas variables y los datos correspondientes se resumen en la siguiente lista: para la tasa de interés se usa la tasa de interés del mercado de dinero ( $i_t$ ), para el agregado monetario se emplea la base monetaria ( $m_t$ ), para los precios al consumidor se utiliza el índice de precios al consumidor ( $cpi_t$ ), se usa la producción industrial como *proxy* del producto ( $ip_t$ ), para el tipo de cambio se emplea el precio en moneda nacional del dólar de los Estados Unidos ( $e_t$ ), para los precios de las materias primas se utiliza un índice de precios de las materias primas ( $pci_t$ ) y, finalmente, para las intervenciones en el mercado cambiario se usan las compras netas de dólares ( $fe_i$ )<sup>10,11</sup>. Estas variables endógenas y los datos que las representan son los mismos que considera Kim (2003), y siguen muy de cerca el trabajo de Echavarría *et al.* (2009). En contraste

---

<sup>9</sup> La correcta identificación de los choques estructurales reside en la estimación de los parámetros estructurales. En esta línea, Faust y Leeper (1997) muestran que las inferencias a partir de modelos VAR basados en restricciones de largo plazo podrían no ser confiables debido a limitaciones en los datos. Ellos argumentan que los efectos de largo plazo de los choques estructurales no pueden ser estimados de manera precisa en muestras pequeñas, y esta imprecisión se transfiere a los ejercicios de respuesta al impulso. En otras palabras, los choques estructurales podrían no estar correctamente identificados cuando se asumen restricciones de largo plazo en muestras finitas.

<sup>10</sup> Todas las variables están en términos logarítmicos (multiplicados por 100), con excepción de las intervenciones cambiarias y las tasas de interés que están en términos porcentuales. Las intervenciones cambiarias fueron normalizadas utilizando la tendencia cuadrática de la base monetaria.

<sup>11</sup> Para el caso de Brasil, las intervenciones cambiarias incluyen intervenciones en el mercado de futuros, intervenciones en el mercado de contado, líneas de crédito de reportos y préstamos denominados en moneda extranjera. Para el caso de México, las intervenciones cambiarias consisten en intervenciones por medio de subastas de dólares de los Estados Unidos, opciones de venta, mecanismos de ventas contingentes de dólares y ventas destinadas a desacelerar el ritmo de acumulación de reservas.

con esas investigaciones, nosotros tomamos primeras diferencias garantizando de esta forma estacionalidad en todas las variables.<sup>12</sup>

El periodo de interés corresponde al periodo en el que se han presenciado *metas de inflación*, y se usan datos mensuales para capturar el efecto de las intervenciones en el mercado cambiario sobre el tipo de cambio. Por tanto, el periodo de muestra está definido como 2000m1-2013m12. Los datos fueron tomados de distintas fuentes: el Banco Central do Brasil, las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI y el Banco de México.

La dinámica de las economías de Brasil y México está definida por modelo estructural que se define a continuación:

$$1 \quad A_0 y_t = A(L) y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

donde  $A_0$  es una matriz de coeficientes contemporáneos,  $A(L)$  es una matriz polinomial en el operador de rezagos  $L$ , y  $\varepsilon_t$  es un vector de perturbaciones estructurales de  $7 \times 1$ . La matriz de varianzas-covarianzas de las perturbaciones estructurales se da por  $\text{var}(\varepsilon_t) = \Sigma_\varepsilon$ , donde los elementos de la diagonal corresponden a las varianzas de las perturbaciones estructurales y se asume que los elementos fuera de la diagonal son iguales a cero (por lo que se supone que las perturbaciones estructurales no están mutuamente correlacionadas).

La forma reducida del modelo estructural se obtiene multiplicando ambos lados de la ecuación 1 por la inversa de  $A_0$  y se escribe de la siguiente manera:

$$2 \quad y_t = B(L) y_{t-1} + u_t,$$

donde  $B(L)$  es una matriz polinomial en el operador de rezagos  $L$  de  $7 \times 7$ , y  $u_t$  es el vector de  $7 \times 1$  que contiene los residuos (estimados) de la forma reducida con  $\text{var}(u_t) = \Sigma_u$ . Al estimar la ecuación 2, se

---

<sup>12</sup> De acuerdo con las pruebas de raíz unitaria tanto para México como para Brasil, todas las variables con excepción de las intervenciones cambiarias son variables integradas de orden uno. Las intervenciones en el mercado cambiario son estacionarias en niveles (ver el anexo para mayor detalle).

obtienen estimaciones de  $\text{var}(u_t) = \Sigma_u$  que permiten recuperar los parámetros estructurales del modelo definido en la ecuación 1.

Para recuperar los parámetros estructurales, es importante destacar que los residuos de la forma estructural y los residuos de la forma reducida están relacionados por medio de la siguiente ecuación  $\varepsilon_t = A_0 u_t$ . Esto implica que  $\Sigma_\varepsilon = A_0 \Sigma_u A_0'$ , lo que produce un sistema con 49 ecuaciones. Por tanto, para recuperar los parámetros estructurales, es necesario imponer al menos 28 restricciones sobre  $A_0$  y  $\Sigma_\varepsilon$  ya que solamente 28 de las ecuaciones del sistema son independientes y, al introducir las estimaciones de  $\text{var}(u_t) = \Sigma_u$  en el sistema, nos quedamos con 56 incógnitas.<sup>13,14</sup> Como se explica más adelante, en la estimación procedimos a imponer 35 restricciones sobre los parámetros, de manera que el sistema se sobreidentifica (ver la próxima subsección para mayores detalles).

Al imponer restricciones sobre  $A_0$ , la bibliografía de VAR estructurales con restricciones de corto plazo emplea frecuentemente la normalización utilizada en estimaciones de ecuaciones simultáneas. Es decir, normalmente se supone que los siete elementos de la diagonal de  $A_0$  son iguales a uno. También se asume muy frecuentemente que las 21 restricciones adicionales provienen del supuesto de que  $A_0$  es triangular inferior (este supuesto se conoce en esta literatura como la descomposición o factorización de Cholesky).

Un problema con la descomposición de Cholesky es que esta impone una estructura recursiva sobre las relaciones contemporáneas entre las variables dadas. Esto es, se asume que cada variable es afectada de manera contemporánea por aquellas que se encuentran por encima

---

<sup>13</sup> En general, hay  $n(n+1)/2$  ecuaciones independientes, donde  $n$  es el número de variables endógenas: todos los  $n(n-1)/2$  elementos fuera de la diagonal de  $A_0 \Sigma_u A_0'$  son iguales a cero, y los  $n$  elementos de la diagonal son iguales a las varianzas de los errores estructurales. Además, hay  $n(n+1)$  parámetros estructurales: los  $n^2$  elementos de  $A_0$  más los  $n$  elementos de la diagonal de  $\Sigma_\varepsilon$ . Por tanto, una vez que se asume que los elementos de la diagonal de  $A_0$  o  $\Sigma_\varepsilon$  son iguales a uno, es necesario imponer al menos  $n(n-1)/2$  restricciones adicionales. Sin embargo, imponer esas  $n(n+1)/2$  restricciones es una condición necesaria pero no suficiente para identificar el sistema estructural. Para una condición necesaria y suficiente ver las proposiciones 9.1 o 9.3 de Lütkepohl (2005).

<sup>14</sup> Imponer solamente 28 restricciones es una condición necesaria pero no suficiente para identificar el sistema estructural.

de ella en el vector de variables endógenas  $y_t$ , y que, a su vez, cada una de estas variables no afecta al resto.<sup>15</sup> Desde una perspectiva práctica, el problema con la estructura recursiva es que los resultados son a menudo sensibles a cambios en el ordenamiento de las variables. En otras palabras, cada ordenamiento podría implicar un sistema de ecuaciones diferente y, por tanto, arrojar distintos resultados.

### 3.2 Definición de las restricciones contemporáneas

En contraste con la práctica habitual de suponer que los siete elementos de la diagonal de  $A_0$  son iguales a uno, este estudio sigue el enfoque de Cushman y Zha (1997) y de Sims y Zha (2006) al imponer que los elementos de la diagonal principal de  $\Sigma_\varepsilon$  sean iguales a uno. Este enfoque tiene la ventaja de simplificar algunas fórmulas usadas en la inferencia sin alterar la sustancia económica del sistema (Sims y Zha, 2006).<sup>16</sup>

Con respecto a las 28 restricciones restantes, este estudio se aleja de la descomposición de Cholesky y utiliza, en su lugar, el método generalizado propuesto por Blanchard y Watson (1986), Bernanke (1986) y Sims (1986). Este enfoque permite considerar un conjunto mucho más amplio de relaciones contemporáneas entre las variables de forma tal que  $A_0$  puede presentar cualquier estructura, bien sea esta recursiva o no. Más precisamente, el trabajo impone las 28 restricciones de corto plazo sobre  $A_0$  que se enumeran en el cuadro 1.<sup>17</sup> Cada fila de este cuadro puede interpretarse como una ecuación contemporánea. Por ejemplo, la primera fila nos dice cómo

---

<sup>15</sup> Cabe señalar que cuando se asume que  $A_0$  tiene una estructura recursiva, el supuesto de que los elementos de su diagonal principal son iguales a uno provee las restricciones adicionales para exactamente identificar los parámetros estructurales.

<sup>16</sup> Sims y Zha (2006) argumentan que este método “obliga al lector a estar consciente de que la elección de la variable del *lado izquierdo* en las ecuaciones de modelos con la normalización habitual es puramente una cuestión de convención notacional, no sustancial desde el punto de vista económico” (p. 248).

<sup>17</sup> La sobreidentificación del modelo no es rechazada por la prueba de la razón de verosimilitud a ningún nivel convencional. En particular, el estadístico  $\chi^2$  es igual a 11.34 en el caso de Brasil y a 3.15 en el caso de México, con niveles de significancia de 0.125 y 0.871 respectivamente (ver cuadro A.2 en el anexo).

Cuadro 1

MATRIZ $A_0$ Y RESTRICCIONES CONTEMPORÁNEAS							
	$\Delta fei_t$	$\Delta i_t$	$\Delta m_t$	$\Delta cpi_t$	$\Delta ip_t$	$\Delta e_t$	$\Delta pc_t$
$\Delta fei_t$	g <sub>11</sub>	0	0	0	0	g <sub>16</sub>	0
$\Delta i_t$	g <sub>21</sub>	g <sub>22</sub>	g <sub>23</sub>	0	0	0	0
$\Delta m_t$	0	g <sub>32</sub>	g <sub>33</sub>	g <sub>34</sub>	g <sub>35</sub>	0	0
$\Delta cpi_t$	0	0	0	g <sub>44</sub>	g <sub>45</sub>	g <sub>46</sub>	0
$\Delta ip_t$	0	0	0	0	g <sub>55</sub>	0	0
$\Delta e_t$	g <sub>61</sub>	g <sub>62</sub>	g <sub>63</sub>	g <sub>64</sub>	g <sub>65</sub>	g <sub>66</sub>	g <sub>67</sub>
$\Delta pc_t$	0	0	0	0	0	0	g <sub>77</sub>

reaccionan contemporáneamente las intervenciones cambiarias a movimientos en el resto de las variables (la tasa de interés, y otros).

En la primera fila se asume que las intervenciones cambiarias reaccionan de manera contemporánea únicamente al tipo de cambio. Este supuesto es coherente con la evidencia proporcionada por la literatura de *ir contra el viento* y sigue muy de cerca los trabajos de Kim (2003) y Echavarría *et al.* (2009) para los casos de Estados Unidos y Colombia, respectivamente.<sup>18</sup>

La segunda fila introduce las respuestas contemporáneas de  $\Delta i_t$ . Los parámetros g<sub>21</sub> y g<sub>23</sub> se dejan libres para permitir la posibilidad de que las intervenciones no sean completamente esterilizadas y, más interesante aún, para capturar su interacción con la política monetaria. Además, la segunda fila sume que la respuesta contemporánea de  $\Delta i_t$  a movimientos en el producto y los precios es nula (g<sub>24</sub> y g<sub>25</sub> = 0, lo cual se basa en el argumento de Kim de que la información sobre el producto y los precios no está disponible dentro del mes).<sup>19</sup> La respuesta contemporánea de  $\Delta i_t$  al tipo de

<sup>18</sup> Por ejemplo, ver Adler y Tovar (2011) como una referencia en la cual el principal objetivo de las intervenciones es estabilizar el tipo de cambio.

<sup>19</sup> Este supuesto ha sido ampliamente usado en la bibliografía que estudia el papel de las variables monetaria en los ciclos económicos. Ver Gordon

cambio se fija en cero porque tanto México como Brasil conducen (formalmente) su política monetaria bajo un régimen de metas de inflación. Además, en línea con Echavarría *et al.* (2009) y a diferencia de Kim (2003), se asume que  $g_{27}$  es igual a cero. Kim (2003) asume lo contrario para resolver *la anomalía de precios (price puzzle)* que caracteriza a la economía de los Estados Unidos. El anexo muestra que esta anomalía aparece solamente para el caso de Brasil y, para resolver este problema, la sección 4 muestra que al permitir que  $g_{27}$  sea diferente de cero no se altera ninguno de nuestros resultados cualitativos.

La tercera fila del cuadro 1 muestra la ecuación de demanda de dinero convencional, y la cuarta y quinta filas determinan (contemporáneamente) los precios y el producto (ver Sims y Zha, 2006; Kim, 1999; Kim y Roubini, 2000; Kim, 2003, y Echavarría *et al.*, 2009, para otros estudios que usan la misma especificación de demanda de dinero). Los parámetros  $g_{41}$ ,  $g_{42}$ ,  $g_{43}$ ,  $g_{47}$ ,  $g_{51}$ ,  $g_{52}$ ,  $g_{53}$ ,  $g_{54}$ ,  $g_{56}$ , y  $g_{57}$  se fijan en cero porque, como argumenta Kim (2003), la inercia, los costos de ajuste y las demoras en la planeación no permiten respuestas inmediatas de los precios o el nivel de producto a cambios en la política monetaria o a variables financieras. Por otra parte, se adopta un enfoque agnóstico respecto al *traspaso del tipo de cambio* contemporáneo. Es decir, se permite que los precios respondan contemporáneamente al tipo de cambio y, por tanto, se deja libre el parámetro  $g_{46}$ . La sección 4 muestra que cambiar este supuesto no altera los resultados cualitativos del trabajo (ver la sección 2 para referencias sobre el traspaso del tipo de cambio en Cortés, 2013; Capistrán *et al.*, 2012; Nogueira y Leon-Ledesma, 2009; Barbosa-Filho, 2008; Mihaljek y Klau, 2008; Nogueira, 2007; y Belaisch, 2003).

En la sexta fila, se permite que el tipo de cambio responda contemporáneamente a todas las variables. Este supuesto se encuentra en línea con el estudio de Echavarría *et al.* (2009), pero contrasta con los supuestos realizados por Kim (2003). Nuestro argumento, así como el de Echavarría *et al.* (2009) para el caso de Colombia, es que los precios de las materias primas son más relevantes para determinar la moneda nacional en países emergentes que en economías avanzadas.

---

y Leeper, 1994; Kim y Roubini, 2000; y Sims y Zha, 2006 para algunas referencias.

Finalmente, en la séptima fila, se asume que los precios de las materias primas son contemporáneamente exógenos. Este supuesto surge del hecho de que las condiciones económicas de Brasil y México no tienen un efecto tan fuerte sobre el índice de precios de las materias primas del FMI como lo tienen las condiciones económicas de los Estados Unidos. Brasil, por ejemplo, es un importante exportador de azúcar, café, carne de res, carne de ave, soya, harina de soya y mineral de hierro. Sin embargo, estos productos representan solamente un 0.16 por ciento de las materias primas no petroleras, lo cual a su vez representa en promedio únicamente 0.37 por ciento en el índice de precios de las materias primas utilizado. En la misma línea, México produce solamente una pequeña parte de la producción mundial de su principal materia prima de exportación: el petróleo crudo.<sup>20</sup>

## 4. RESULTADOS

Al estimar el modelo presentado en la sección anterior, se agregan una constante, cuatro rezagos, la tasa de fondos federales de Estados Unidos y una variable ficticia para 2008m10-2009m6 a la forma de reducida dada por la ecuación 2.<sup>21</sup>

### 4.1 Respuesta al impulso ante choques en las intervenciones cambiarias

Las gráficas 3 a 8 y 11 a 18 muestran las respuestas de las variables endógenas a un choque de una desviación estándar en las intervenciones cambiarias. Las gráficas que aparecen a la derecha se refieren a las funciones respuesta al impulso para el caso de México y las

---

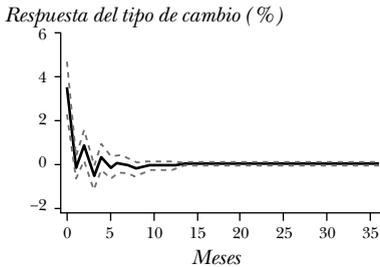
<sup>20</sup> Estos datos se refieren al índice de precios de las materias primas del FMI calculado entre 2004 y 2013 (<http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>).

<sup>21</sup> Se incluye la variable ficticia para tener en cuenta el potencial efecto de la reciente crisis financiera. La forma reducida resultante del modelo se expresa de la siguiente manera:  $y_t = a + B(L)y_{t-1} + Dx_t + d + u_t$  donde  $a$  es el vector de constantes,  $B(L)$  es una matriz polinomial en el operador de rezagos  $L$ ,  $D$  es la matriz de coeficientes asociados a las variables exógenas,  $x_t$  es el vector de variables exógenas,  $d$  es una variable ficticia que toma el valor de uno para el periodo 2008m10-2009m6, y  $u_t$  es el vector de residuos de la forma reducida.

### Gráficas 3-6

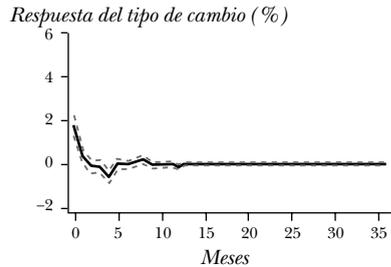
#### RESPUESTAS AL IMPULSO DE CHOQUES DE INTERVENCIÓN CAMBIARIA

3. BRASIL: TIPO DE CAMBIO



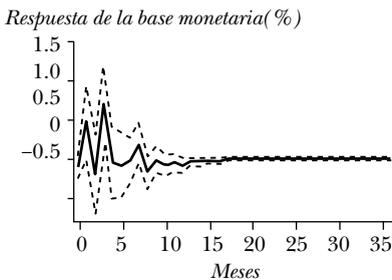
Notas: la gráfica ilustra la respuesta ante un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son límites al 90% de confianza. El tipo de cambio se deprecia al momento del choque y sube más dos meses después. El tipo de cambio se expresa como moneda nacional por dólares estadounidenses.  
Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

4. MÉXICO: TIPO DE CAMBIO



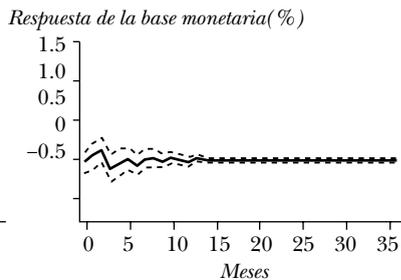
Notas: la gráfica ilustra la respuesta ante un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son límites al 90% de confianza. El tipo de cambio se deprecia al momento del choque y aumenta más un mes después. Cuatro meses después del choque, el tipo de cambio se aprecia un poco. El tipo de cambio se expresa como moneda nacional por dólares estadounidenses.  
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

5. BRASIL: BASE MONETARIA



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son intervalos de confianza del 90%. La base monetaria fluctúa un poco en respuesta: aumenta en los meses uno y tres después del choque. La base monetaria se define como la suma de moneda emitida por el banco central y las reservas bancarias.  
Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

6. MÉXICO: BASE MONETARIA



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son intervalos de confianza del 90%. La base monetaria no responde de manera significativa a los choques de intervención. La base monetaria se define como la suma de moneda emitida por el banco central y las reservas bancarias.  
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

que aparecen a la izquierda se refieren a las mismas funciones para el caso de Brasil. Con el fin de facilitar la comparación entre países, se utiliza la misma escala en todas las gráficas.

Las gráficas 3-4 proporcionan información sobre la eficacia de las intervenciones en el mercado cambiario. Estas gráficas muestran que las compras netas de dólares están asociadas a un efecto significativo sobre el tipo de cambio. El signo de la respuesta es igual al esperado tanto en México como en Brasil; un choque positivo en la política de intervención genera una devaluación del real brasileño y del peso (gráficas 3 y 4, respectivamente). En ambos países el efecto es de corta duración: mientras que en México este efecto dura dos meses, en Brasil el efecto dura solamente un mes.

Las gráficas 5-6 muestran la reacción de las bases monetarias ante un choque positivo en las intervenciones cambiarias. Cabe destacar que, si bien existen algunas fluctuaciones justo después del choque en Brasil, la respuesta contemporánea de la base monetaria no es significativa en ninguno de los países. Este resultado, junto con la evidencia presentada en las gráficas 11 y 12, sugiere que las intervenciones no están asociadas a una expansión inmediata de las condiciones monetarias (es decir, un incremento en la base monetaria y una caída en la tasa de interés). Se concluye, por tanto, que las intervenciones se encuentran esterilizadas tanto en México como en Brasil.

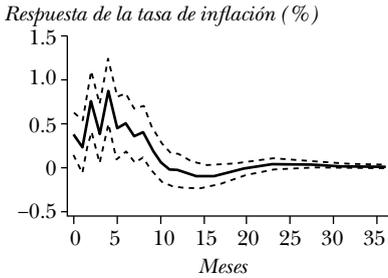
Al considerar conjuntamente la evidencia mostrada en las gráficas 3 a 6 es posible comparar nuestros resultados con la evidencia provista por la bibliografía existente. En esta comparación, se observa que los resultados de este estudio son coherentes con la evidencia para el caso de las intervenciones esterilizadas, según la cual estas intervenciones poseen efectos significativos sobre el tipo de cambio en el corto plazo (ver Tapia y Tokman, 2004; Rincón y Toro, 2010; Kamil, 2008; Echavarría *et al.*, 2010; Echavarría *et al.*, 2009; Kohlscheen y Andrade, 2013; Guimarães, 2004; y la sección 2 para una revisión de la bibliografía). Esta coherencia con la bibliografía empírica proporciona validez externa a la estrategia de identificación que hemos utilizado en este estudio.

Las gráficas 7 a 8 proporcionan información sobre los costos inflacionarios de las intervenciones cambiarias al presentar la respuesta de la tasa de inflación a un choque positivo en dichas intervenciones para los casos de Brasil y México, respectivamente. Las gráficas muestran que la respuesta de la tasa de inflación difiere significativamente entre países. En Brasil, un choque positivo a las

## Gráficas 7-8

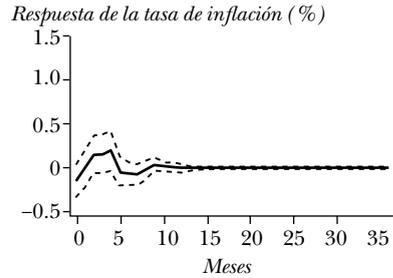
### RESPUESTAS AL IMPULSO DE CHOQUES DE INTERVENCIÓN CAMBIARIA (cont.)

7. BRASIL: TASA DE INFLACIÓN



Notas: la gráfica ilustra la respuesta ante un choque positivo de intervención cambiaria en  $t = 0$ . Las líneas punteadas son límites al 90% de confianza. La inflación aumenta con el choque y luego continúa subiendo desde el mes dos hasta el ocho después del choque. La inflación se define como el cambio porcentual en el índice de precios al consumidor.  
Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

8. MÉXICO: TASA DE INFLACIÓN



Notas: la gráfica ilustra la respuesta ante un choque positivo de intervención cambiaria en  $t = 0$ . Las líneas punteadas son límites al 90% de confianza. La inflación no responde de manera significativa a los choques de intervención. La inflación se define como el cambio porcentual en el índice de precios al consumidor.  
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

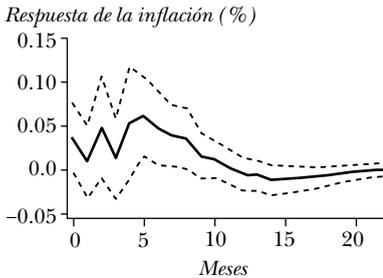
intervenciones está asociado a incrementos en la tasa de inflación. En particular, la inflación aumenta con el efecto y se mantiene significativamente hasta el octavo mes (el efecto no es estadísticamente significativo en el primer mes). Más aún, la respuesta alcanza su máximo en los meses 2 y 4, siendo los incrementos correspondientes del 0.074% y del 0.086%, respectivamente. En contraste, la gráfica 8 muestra que el choque no tiene un efecto significativo sobre la inflación en México en ningún horizonte temporal. Por tanto, mientras que las intervenciones no generan costos en México, estas intervenciones sí conllevan costos inflacionarios significativos en Brasil.

Las diferencias en las respuestas de la tasa de inflación podrían deberse a diferencias en el traspaso del tipo de cambio entre estos países. Si la tasa de inflación respondiera más rápidamente y con un grado significativamente mayor a movimientos en el tipo de cambio en Brasil, los mayores costos de inflación podrían ser completamente

## Gráficas 9-10

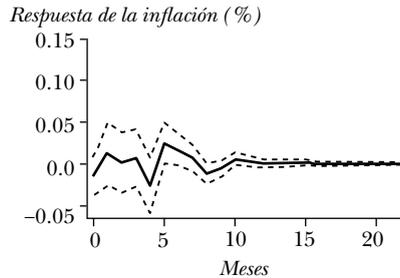
### RESPUESTA DE LA TASA DE INFLACIÓN A CHOQUES DEL TIPO DE CAMBIO

9. BRASIL: TASA DE INFLACIÓN



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de tipo de cambio en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza al 90%. La inflación responde aumentando cinco meses después del choque y se mantiene al alza hasta el octavo mes. La inflación se define como el cambio porcentual en el índice de precios al consumidor. Para facilitar la vista, la respuesta se trazó en un horizonte de 22 meses. El efecto es, sin embargo, no es significativo después del mes 22. Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

10. MÉXICO: TASA DE INFLACIÓN



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de tipo de cambio en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza al 90%. La inflación responde disminuyendo ocho meses después del choque. La inflación se define como el cambio porcentual en el índice de precios al consumidor. Para facilitar la vista, la respuesta se trazó en un horizonte de 22 meses. El efecto es, sin embargo, no es significativo después del mes 22. Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

aducidos a diferencias en la magnitud y la velocidad del traspaso. Para investigar este tema con mayor profundidad, se examinan las respuestas de la tasa de inflación ante un choque en el tipo de cambio. Los resultados se muestran en las gráficas 9-10.

La gráfica 10 muestra que, en línea con la evidencia proporcionada por Cortés (2013), Capistrán *et al.* (2012), y Nogueira (2007), la respuesta de la inflación no es estadísticamente significativa en México (excepto por una pequeña caída en el octavo mes). Asimismo, la gráfica 9 muestra que la respuesta es significativa en Brasil. No obstante, en dicha gráfica se observa también que el momento en el que la inflación aumenta, así como el tamaño de dicho aumento, no pueden explicar completamente los resultados de la gráfica 7. En particular, mientras que en la gráfica 7 la tasa de inflación alcanza su nivel máximo en el cuarto mes, la gráfica 9 sugiere que esta tasa comienza a responder significativamente solamente en el

quinto mes (gráfica 9). Por otra parte, la respuesta máxima de la tasa de inflación ante este choque es igual a 0.061 puntos porcentuales, lo cual sugiere un traspaso relativamente pequeño en Brasil. Este resultado es coherente con la evidencia presentada en la sección 2, de acuerdo con la cual este país ha experimentado una reducción significativa en la respuesta de la inflación a las variaciones en el tipo de cambio (Nogueira y Leon-Ledesma, 2009; Mihaljek y Klau, 2008; Nogueira, 2007, y Belaisch, 2003).

El hecho de que el traspaso no puede explicar completamente los diferentes costos inflacionarios de las intervenciones en México y Brasil sugiere que el modelo brasileño está inherentemente asociado a mayores tasas de inflación. En otras palabras, las intervenciones cambiarias están asociadas a una mayor inflación en Brasil, independientemente de su efecto sobre el tipo de cambio. Esto sugiere que dichas intervenciones generan un incremento en la tasa de inflación mediante mecanismos alternativos. Un probable mecanismo podría relacionarse a la naturaleza discrecional de las compras netas de dólares. Debido a que las expectativas de inflación podrían ser más inestables en un modelo de intervención discrecional, podría ocurrir que en dicho modelo las intervenciones afectaran en mayor medida a las expectativas y, por tanto, que la tasa de inflación aumentase.

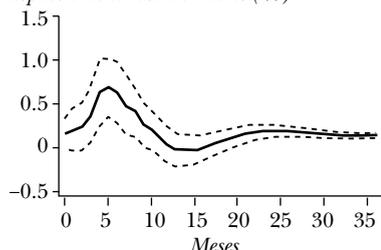
Antes de pasar a la siguiente subsección, comparamos la interacción entre las políticas de tipo de cambio y monetaria convencional en cada uno de los dos modelos referidos. Las gráficas 11 y 12 presentan las respuestas de la tasa de interés a un choque en las intervenciones cambiarias en Brasil y en México, respectivamente. Estas gráficas muestran que la naturaleza de la interacción entre las políticas difiere en cada país. Mientras que en México la tasa de interés se incrementa inmediatamente en respuesta al choque, el Banco Central do Brasil aumenta esta tasa solamente cuatro meses después del choque. En otras palabras, se observa una respuesta *tardía* de la tasa de interés en Brasil en relación con México. Este resultado podría explicarse por el hecho de que el modelo brasileño implica intervenciones cambiarias que se llevan a cabo de forma regular. En particular, dado que sus intervenciones son relativamente más frecuentes, podría ser más difícil para Brasil elevar la tasa de interés en respuesta a cada una de estas intervenciones. En consecuencia, se observa en la gráfica 12 una respuesta tardía de la tasa de interés ante un choque en las intervenciones.

## Gráficas 11-14

### RESPUESTAS AL IMPULSO DE CHOQUES DE INTERVENCIONES CAMBIARIAS (cont.)

11. BRASIL: POLÍTICA MONETARIA

*Respuesta de la tasa de interés (%)*

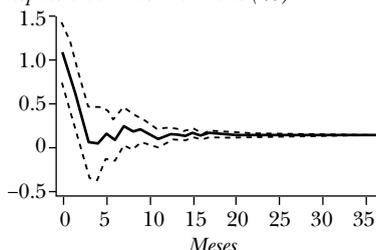


Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La tasa de interés aumenta cuatro meses después del choque y se mantiene en crecimiento hasta el séptimo mes. La tasa de interés del mercado de dinero se utiliza para la tasa de interés.

Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

12. MÉXICO: POLÍTICA MONETARIA

*Respuesta de la tasa de interés (%)*

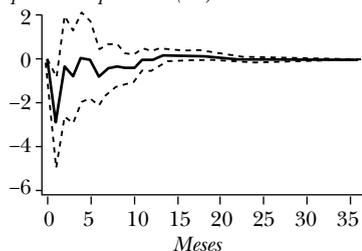


Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La tasa de interés aumenta con el choque y lo hace de nuevo en el siguiente mes. La tasa de interés del mercado de dinero se utiliza para la tasa de interés.

Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

13. BRASIL: PRODUCTO

*Respuesta del producto (%)*

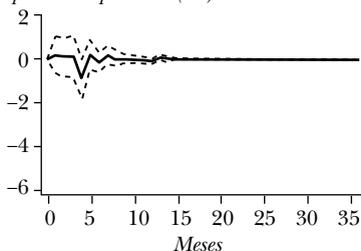


Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. En respuesta el producto cae un mes después del choque. La producción industrial se utiliza como sustituta del producto.

Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

14. MÉXICO: PRODUCTO

*Respuesta del producto (%)*



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. El producto no responde de manera significativa a los choques de intervención. La producción industrial se utiliza como sustituta del producto.

Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

El hecho de que la tasa de interés responda más tarde en Brasil podría explicar parcialmente los resultados observados en las gráficas 7-8. Cualquiera que sea el mecanismo mediante el cual la inflación brasileña aumenta, la respuesta más tardía de la política monetaria no ayuda a reducir las diferencias en las respuestas de la tasa de inflación a los choques en las intervenciones cambiarias.

## 4.2 Descomposición de la varianza

Los cuadros 2 y 3 muestran la descomposición de la varianza del error de predicción de la inflación para Brasil y México respectivamente. Cada columna en estos cuadros hace referencia a uno de los siete choques y muestra la proporción de la varianza en la tasa de inflación que es explicada por el choque correspondiente en un horizonte de tiempo determinado. Enfoquémonos, en primer lugar, en cómo las proporciones asociadas a los choques a las intervenciones cambiarias y con los choques al tipo de cambio varían con el tiempo. La primera columna del cuadro 2 muestra que en Brasil la proporción de la varianza en la tasa de inflación explicada por los choques a las intervenciones cambiarias aumenta con el tiempo y se estabiliza en el 24to mes. La sexta columna muestra que se puede extraer una conclusión similar con respecto a los choques al tipo de cambio. Este comportamiento se observa también para México en el cuadro 3, con la única diferencia de que las proporciones se estabilizan antes en este país: en el decimosegundo mes.

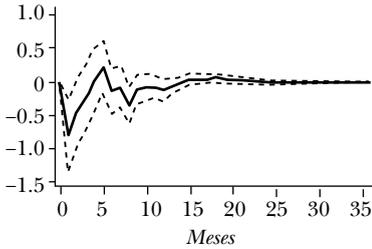
Sin embargo, hay diferencias sustanciales en la magnitud de las proporciones entre los dos países. Los choques a las intervenciones cambiarias explican el 3.7% de la varianza en la tasa de inflación de Brasil un mes después del choque y un 20.8% después de dos años. Estas cifras son considerablemente más altas a los correspondientes 0.8% y 3.2% observados en la primera columna del cuadro 3 para el caso de México. Aunque el análisis de la descomposición de la varianza del error de predicción no busca establecer una relación causal entre la política de tipo de cambio y la tasa de inflación, el ejercicio apoya el resultado de que las intervenciones cambiarias son más costosas en Brasil que en México (como se menciona en la subsección anterior).

Con respecto a las proporciones explicadas por los choques en el tipo de cambio, las cifras son notablemente pequeñas en ambos países. Para el caso de Brasil, estas proporciones son iguales a 2.1% y 8.1%

## Gráficas 15-18

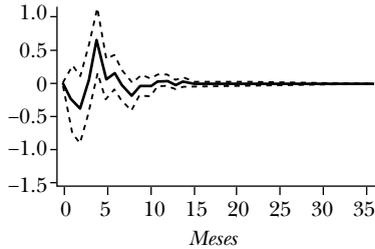
### RESPUESTAS AL IMPULSO DE CHOQUES DE INTERVENCIONES CAMBIARIAS (cont.)

15. BRASIL: PRECIOS DE MATERIAS PRIMAS  
*Respuestas de precios de materias primas (%)*



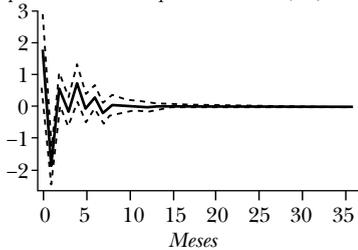
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. En respuesta, los precios de materias primas caen un mes después del choque y lo siguen haciendo siete meses más tarde. El índice de precios de las materias primas del IMF se utiliza para las materias primas.  
Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

16. MÉXICO: PRECIOS DE MATERIAS PRIMAS  
*Respuestas de precios de materias primas (%)*



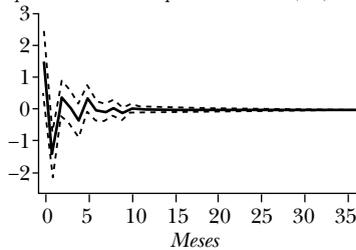
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. En respuesta, los precios de materias primas suben cuatro meses después del choque. El índice de precios de las materias primas del IMF se utiliza para las materias primas.  
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

17. BRASIL: INTERVENCIONES CAMBIARIAS  
*Respuestas de las compras de dólares (%)*



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. Las compras de dólares se incrementan con el choque y luego fluctúan en los siguientes cuatro meses.  
Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

18. MÉXICO: INTERVENCIONES CAMBIARIAS  
*Respuestas de las compras de dólares (%)*



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. Las compras de dólares se incrementan con el choque y se reducen en el siguiente mes.  
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

Cuadro 2

## DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DEL PRONÓSTICO DE LA INFLACIÓN EN BRASIL

Meses	Choques						
	Intervenciones cambiarías	Tasa de interés	Demanda de dinero	Precios al consumidor	Producto	Tipo de cambio	Precios de materias primas
Mes 1	0.037 (0.028)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.936 (0.054)	0.004 (0.010)	0.021 (0.027)	0.002 (0.003)
Mes 6	0.175 (0.075)	0.030 (0.035)	0.036 (0.037)	0.559 (0.083)	0.061 (0.044)	0.058 (0.063)	0.081 (0.045)
Mes 12	0.206 (0.089)	0.032 (0.033)	0.040 (0.038)	0.506 (0.088)	0.059 (0.042)	0.079 (0.075)	0.078 (0.041)
Mes 24	0.208 (0.090)	0.034 (0.035)	0.042 (0.040)	0.499 (0.090)	0.060 (0.042)	0.081 (0.077)	0.078 (0.042)
Mes 36	0.208 (0.090)	0.034 (0.035)	0.042 (0.040)	0.499 (0.090)	0.060 (0.042)	0.081 (0.077)	0.078 (0.042)

Nota: error estándar entre paréntesis.

Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

Cuadro 3

## DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DEL PRONÓSTICO DE LA INFLACIÓN EN MÉXICO

<i>Meses</i>	<i>Choques</i>						
	<i>Intervenciones cambiarías</i>	<i>Tasa de interés</i>	<i>Demanda de dinero</i>	<i>Precios al consumidor</i>	<i>Producto</i>	<i>Tipo de cambio</i>	<i>Precios de materias primas</i>
Mes 1	0.008 (0.012)	0.002 (0.004)	0.000 (0.000)	0.959 (0.032)	0.027 (0.025)	0.003 (0.005)	0.000 (0.001)
Mes 6	0.029 (0.026)	0.023 (0.017)	0.074 (0.039)	0.810 (0.054)	0.033 (0.024)	0.016 (0.012)	0.015 (0.019)
Mes 12	0.032 (0.029)	0.025 (0.017)	0.074 (0.038)	0.799 (0.056)	0.033 (0.024)	0.021 (0.014)	0.017 (0.019)
Mes 24	0.032 (0.029)	0.025 (0.017)	0.074 (0.038)	0.799 (0.056)	0.033 (0.024)	0.021 (0.014)	0.017 (0.020)
Mes 36	0.032 (0.029)	0.025 (0.017)	0.074 (0.038)	0.799 (0.056)	0.033 (0.024)	0.021 (0.014)	0.017 (0.020)

Nota: error estándar entre paréntesis.

Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

a 1 y a 24 meses después del choque, respectivamente. Para el caso de México, las proporciones son iguales a 0.3% y a 2.1% a 1 y 12 meses después del choque, respectivamente. Estos números respaldan la idea de que el grado de traspaso es pequeño en ambas economías.

Ciertamente, el grado de traspaso es mayor para Brasil que para México en términos absolutos. No obstante, la proporción explicada por los choques en el tipo de cambio es menor comparada con la correspondiente proporción asociada a los choques en las intervenciones cambiarias para el caso de Brasil. Por ejemplo, la diferencia entre las cifras que aparecen en las columnas seis y uno es igual a 1.6% y a 12.7% en los meses 1 y 24 para el caso de Brasil, e igual a 0.5% y a 1.1% para el caso de México. Este resultado respalda la idea de que las diferencias en el grado de traspaso no pueden explicar completamente el que las intervenciones cambiarias tienen mayores costos inflacionarios en Brasil que en México.

## 5. ROBUSTEZ

En esta subsección se examina la robustez de los resultados al cambiar los supuestos de identificación. Nos enfocamos en dos casos: la respuesta contemporánea de la tasa de interés a los precios de las materias primas y la respuesta de los precios al consumidor al tipo de cambio (referente a los parámetros  $g_{27}$  y  $g_{46}$  respectivamente). Tres razones motivan este análisis. Primero, al imponer estas restricciones, nuestro modelo se aleja de la estructura de Kim (2003) y/o del enfoque de Echavarría *et al.* (2009). Segundo, la restricción sobre  $g_{27}$  está conectada con el hallazgo empírico de que algunas economías presentan una *anomalía de precios*, es decir, los precios no siempre responden en la dirección esperada a la política monetaria convencional. Este hallazgo es relevante para nuestro estudio porque el conjunto original de restricciones contemporáneas genera una *anomalía de precios* en el caso de Brasil.<sup>22</sup> Tercero, la restricción sobre

---

<sup>22</sup> El resultado que muestra que la inflación se incrementa en respuesta a un endurecimiento de la política monetaria en Brasil se debe, al menos, a dos razones principales. En primer lugar, esta respuesta podría ser parte de un problema más general identificado en la bibliografía de SVAR, de acuerdo con el cual la naturaleza prospectiva de los bancos centrales podría no estar completamente capturada: dado que el banco central reacciona con anticipación a las presiones inflacionarias, los

$g_{46}$  está estrechamente relacionada con el traspaso contemporáneo y, por tanto, se encuentra en el centro de nuestros resultados principales.

La revisión de las dos restricciones de identificación genera tres modelos alternativos que pueden ser descritos por las siguientes condiciones:  $g_{27} \neq 0$ ;  $g_{46} = 0$ ; y  $g_{46} = 0$  y  $g_{27} \neq 0$ . Para ser breves, se presentan solamente la respuesta de  $\Delta cpi_t$  a un choque en  $\Delta i_t$  para el primer caso y las respuestas de  $\Delta cpi_t$  y  $\Delta i_t$  a un choque en las intervenciones cambiarias para los tres casos. Estas respuestas permiten mostrar que la *anomalía de precios* desaparece cuando  $g_{27} \neq 0$  y permite examinar la robustez del modelo ante cambios en los dos supuestos de identificación. Las gráficas 19-38 muestran las respuestas para los tres modelos alternativos.

La gráfica 19 muestra que la *anomalía de precios* desaparece en Brasil cuando  $g_{27} \neq 0$ ; por tanto, una subida en la tasa de interés no está asociada a un aumento en la tasa de inflación.<sup>23</sup> Tanto en este modelo como en los dos modelos restantes, la consideración de los supuestos de identificación alternativos no modifica los resultados cualitativos ni la significancia de las respuestas. En particular, en los tres modelos alternativos se observa que 1) las intervenciones cambiarias son efectivas en ambos países y sus efectos sobre el tipo de cambio son de corto plazo; 2) la inflación se incrementa en respuesta al choque

---

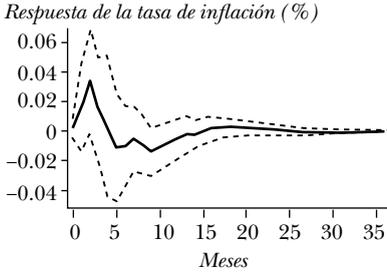
modelos de SVAR que no incluyen información sobre estas presiones serían incapaces de identificar choques de política monetaria *verdaderos*. Para resolver la llamada *anomalía de precios*, algunos autores incluyen los precios de las materias primas en las estimaciones del modelo de VAR con el argumento de que estos precios reflejan presiones inflacionarias que no están incorporadas en otras variables (Sims, 1992; Christiano *et al.*, 1999; Kim, 1999, 2003; y Sims y Zha, 2006). Este estudio muestra el resultado de este ejercicio en el anexo. En segundo lugar, la respuesta no esperada de la tasa de inflación a la política monetaria podría también ser el resultado de las características propias de la economía brasileña. Como se discute en el estudio, es probable que el hecho de que Brasil interviene de manera frecuente en el mercado cambiario introduzca ruido en la relación entre la tasa de interés y la inflación. Este hecho podría hacer más difícil subir la tasa de interés durante cada intervención para contrarrestar cualquier presión inflacionaria.

<sup>23</sup> Sin embargo, dejar libre el parámetro  $g_{27}$  no resuelve completamente la *anomalía*; es decir, no se observa una caída en la tasa de inflación en respuesta a un choque contractivo de la política monetaria, tal y como predeciría la teoría económica estándar.

Gráficas 19-22

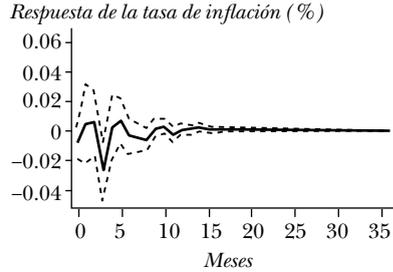
**RESPUESTA DE LA TASA DE INFLACIÓN A LOS CHOQUES DE TASA DE INTERÉS SEGÚN  $G_{27} \neq 0$**

19. BRASIL: TASA DE INFLACIÓN



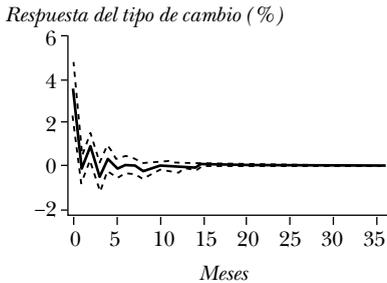
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de tasa de interés en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. No encontramos prueba de la *anomalía de precios*; por ejemplo, la inflación no aumenta de manera significativa en respuesta de los choques de tasa de interés. La inflación se define como el cambio porcentual en el índice de precios del consumidor. Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

20. MÉXICO: TASA DE INFLACIÓN



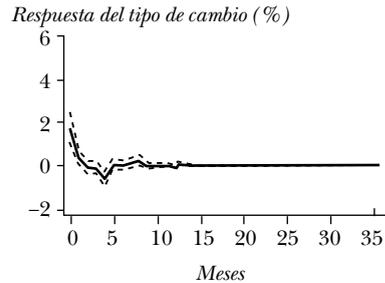
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de tasa de interés en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La tasa de inflación cae tres meses después como respuesta al choque. La inflación se define como el cambio porcentual en el índice de precios del consumidor. Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

21. BRASIL: TIPO DE CAMBIO



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. El tipo de cambio se deprecia después del choque y aumenta dos meses más tarde. El tipo de cambio se define como la moneda nacional por dólar estadounidense. Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

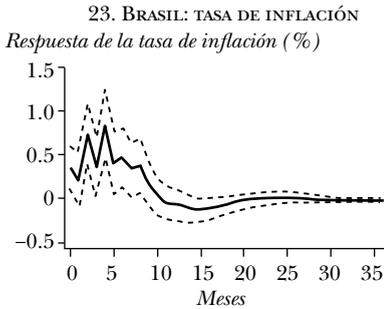
22. MÉXICO: TIPO DE CAMBIO



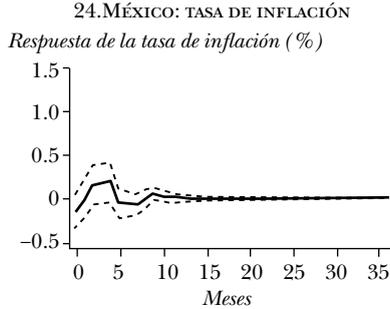
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. El tipo de cambio se deprecia con el choque y aumenta un mes más tarde. Cuatro meses después del choque se aprecia un poco. El tipo de cambio se define como la moneda nacional por dólar estadounidense. Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

Gráficas 23-26

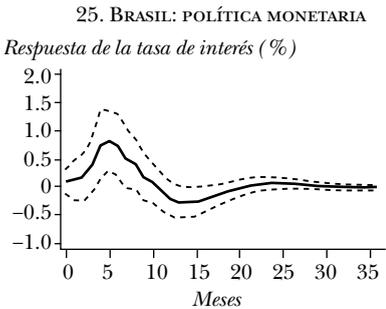
**RESPUESTAS AL IMPULSO DE CHOQUES DE INTERVENCIÓN  
CAMBIARIA CON SUPUESTOS ALTERNATIVOS DE IDENTIFICACIÓN:  
 $G_{27} \neq 0$  (cont.)**



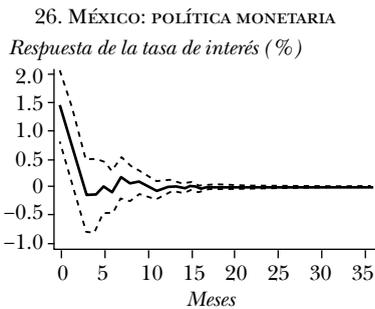
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La inflación aumenta con el choque y luego continúa creciendo del mes dos al ocho después del choque. La inflación se define como el cambio porcentual en el índice de precios de consumidor.  
Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La inflación no responde de manera significativa a los choques de intervención. La inflación se define como el cambio porcentual en el índice de precios de consumidor.  
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La tasa de interés aumenta cuatro meses después del choque y continúa creciendo hasta el sexto mes. La tasa de interés del mercado de dinero se utiliza para la tasa de interés.  
Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

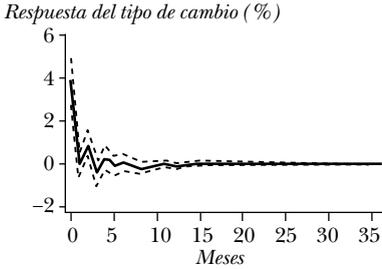


Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La tasa de interés aumenta con el choque y crece de nuevo el mes siguiente. La tasa de interés del mercado de dinero se utiliza para la tasa de interés.  
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

Gráficas 27-30

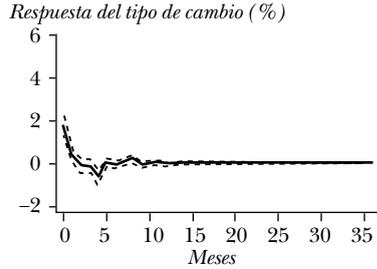
**RESPUESTAS AL IMPULSO DE CHOQUES DE INTERVENCIONES  
CAMBIARIAS AL AMPARO DE SUPUESTOS ALTERNATIVOS  
DE IDENTIFICACIÓN:  $g_{46} = 0$**

27. BRASIL: TIPO DE CAMBIO



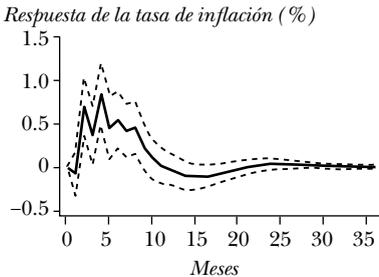
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. El tipo de cambio se deprecia con el choque y aumenta dos meses más tarde. El tipo de cambio se define como la moneda nacional por dólar estadounidense.  
Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

28. MÉXICO: TIPO DE CAMBIO



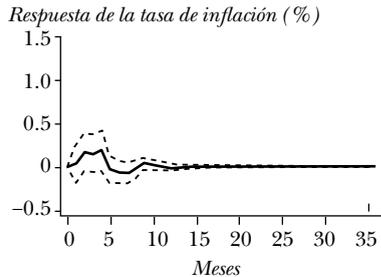
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. El tipo de cambio se deprecia con el choque y aumenta un mes más tarde. Cuatro meses después del choque se aprecia un poco. El tipo de cambio se define como la moneda nacional por dólar estadounidense.  
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

29. BRASIL: TASA DE INFLACIÓN



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La inflación sube dos meses después del choque y continúa haciéndolo hasta el octavo mes. La inflación se define como el cambio porcentual en el índice de precios al consumidor.  
Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

30. MÉXICO: TASA DE INFLACIÓN



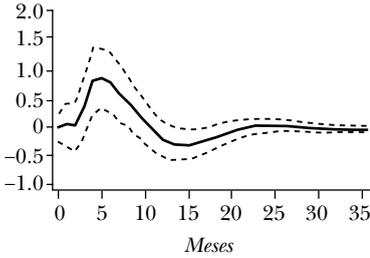
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La inflación no responde de manera significativa a los choques de intervención. La inflación se define como el cambio porcentual en el índice de precios al consumidor.  
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

Gráficas 31-32

**RESPUESTAS AL IMPULSO DE CHOQUES DE INTERVENCIONES CAMBIARIAS CON SUPUESTOS ALTERNATIVOS DE IDENTIFICACIÓN:  
g<sub>46</sub> = 0 (cont.)**

31. BRASIL: POLÍTICA MONETARIA

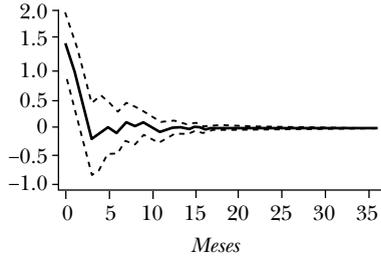
Respuesta de tasa de interés (%)



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La tasa de interés aumenta cuatro meses después del choque y continúa aumentando hasta el octavo mes. La tasa de interés del mercado de dinero se usa para la tasa de interés.  
Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

32. MÉXICO: POLÍTICA MONETARIA

Respuesta de tasa de interés (%)



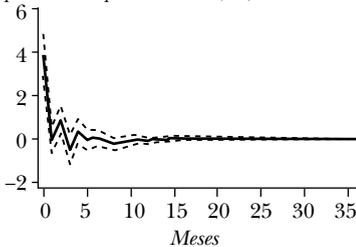
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La tasa de interés aumenta con el choque y sube de nuevo el siguiente mes. La tasa de interés del mercado de dinero se usa para la tasa de interés.  
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

Gráficas 33-34

**RESPUESTAS AL IMPULSO DE CHOQUES DE INTERVENCIONES CAMBIARIAS CON SUPUESTOS ALTERNATIVOS DE IDENTIFICACIÓN:  
g<sub>46</sub> = 0 Y g<sub>27</sub> ≠ 0**

33. BRASIL: TIPO DE CAMBIO

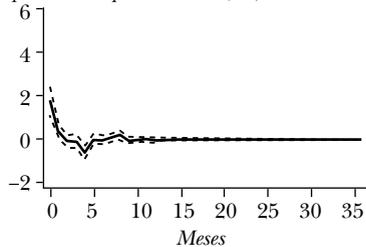
Respuesta del tipo de cambio (%)



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. El tipo de cambio se deprecia con el choque y aumenta más dos meses después. El tipo de cambio se define como la moneda nacional por dólar estadounidense.  
Fuentes: Banco Central de Brasil y cálculos de los autores.

34. MÉXICO: TIPO DE CAMBIO

Respuesta del tipo de cambio (%)

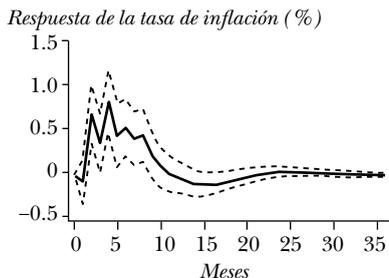


Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. El tipo de cambio se deprecia con el choque y aumenta un mes más tarde. El tipo de cambio se define como la moneda nacional por dólar estadounidense.  
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

Gráficas 35-38

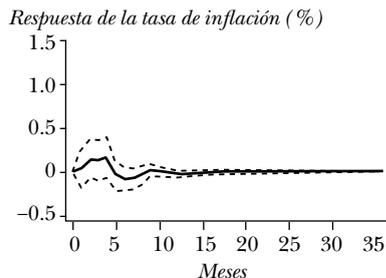
**RESPUESTAS AL IMPULSO DE CHOQUES DE INTERVENCIONES  
CAMBIARIAS AL AMPARO DE SUPUESTOS ALTERNATIVOS  
DE IDENTIFICACIÓN:  $g_{46} = 0$  Y  $g_{27} \neq 0$  (cont.)**

35. BRASIL: TASA DE INFLACIÓN



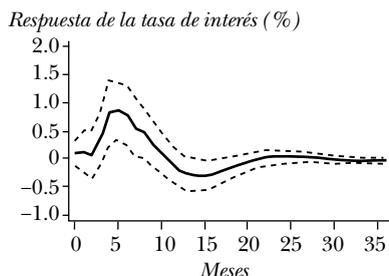
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La inflación sube dos meses después del choque y continúa haciéndolo hasta el octavo mes. La inflación se define como el cambio porcentual en el índice de precios al consumidor.  
Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores..

36. MÉXICO: TASA DE INFLACIÓN



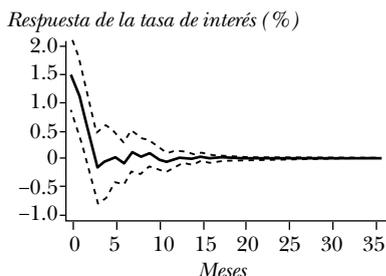
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La inflación no responde de manera significativa a los choques. La inflación se define como el cambio porcentual en el índice de precios al consumidor.  
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

37. BRASIL: POLÍTICA MONETARIA



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La tasa de interés aumenta cuatro meses después del choque y continúa aumentando hasta el octavo mes. La tasa de interés del mercado de dinero se usa para la tasa de interés.  
Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

38. MÉXICO: POLÍTICA MONETARIA



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La tasa de interés aumenta con el choque y sube de nuevo el siguiente mes. La tasa de interés del mercado de dinero se usa para la tasa de interés.  
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

en Brasil, pero esta no responde de manera significativa en México; y 3) el banco central incrementa la tasa de interés inmediatamente después del choque en México, pero no en Brasil.

## 6. CONCLUSIONES

Esta investigación proporciona evidencia sobre tres resultados principales. En primer lugar, tanto en Brasil como en México las compras netas de dólares generan devaluaciones significativas de la moneda nacional en el corto plazo. En segundo lugar, diferentes modelos de intervención cambiaria implican diferentes costos en términos de inflación. En tercer lugar, este segundo resultado no parece estar explicado completamente por diferencias en el grado de traspaso del tipo del cambio entre los países. Además, los mayores costos inflacionarios asociados al modelo brasileño parecen estar relacionados, al menos parcialmente, con la interacción implícita entre las intervenciones cambiarias y la política monetaria convencional. En particular, un modelo que implica compras netas de dólares frecuentes parece hacer más difícil compensar cada una de estas intervenciones con incrementos en la tasa de interés. En otras palabras, este modelo de intervención vuelve la relación entre la tasa de interés y la inflación significativamente más ruidosa (menos clara).

## Anexo

Cuadro A.1

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA						
Variable	Dickey-Fuller aumentada			Phillips-Perron		
	Brasil	México	Valor crítico al 95 %	Brasil	México	Valor crítico al 95 %
A. Niveles						
<i>fei</i>	-3.57 <sup>b</sup>	-2.46 <sup>b</sup>	-1.94	-4.91 <sup>b</sup>	-3.01 <sup>b</sup>	-1.94
<i>i</i>	-3.31 <sup>a</sup>	-3.53 <sup>b</sup>	-3.44	-2.78 <sup>a</sup>	-3.01 <sup>a</sup>	-3.44
<i>m</i>	-1.47 <sup>a</sup>	-1.40 <sup>a</sup>	-3.44	-5.25 <sup>b</sup>	-2.06 <sup>a</sup>	-3.44
<i>cpi</i>	-2.02 <sup>a</sup>	-1.40 <sup>a</sup>	-3.44	-1.52 <sup>a</sup>	-4.17 <sup>b</sup>	-3.44
<i>ip</i>	-2.78 <sup>a</sup>	-2.41 <sup>a</sup>	-3.44	-2.50 <sup>a</sup>	-2.18 <sup>a</sup>	-3.44
<i>e</i>	-2.26 <sup>a</sup>	-3.38 <sup>a</sup>	-3.44	-2.37 <sup>a</sup>	-3.24 <sup>a</sup>	-3.44
<i>pc</i>	-3.25 <sup>a</sup>	-3.25 <sup>a</sup>	-3.44	-2.68 <sup>a</sup>	-2.68 <sup>a</sup>	-3.44
B. Primeras diferencias						
$\Delta fei$						
$\Delta i$	-5.11 <sup>b</sup>	-4.08 <sup>b</sup>	-1.94	-4.18 <sup>b</sup>	-10.81 <sup>b</sup>	-1.94
$\Delta m$	-3.90 <sup>b</sup>	-7.57 <sup>b</sup>	-2.88	-21.72 <sup>b</sup>	-19.90 <sup>b</sup>	-2.88
$\Delta cpi$	-5.79 <sup>b</sup>	-3.75 <sup>b</sup>	-2.88	-5.83 <sup>b</sup>	-9.72 <sup>b</sup>	-2.88
$\Delta ip$	-11.77 <sup>b</sup>	-4.88 <sup>b</sup>	-2.88	-11.73 <sup>b</sup>	-15.03 <sup>b</sup>	-2.88
$\Delta e$	-8.41 <sup>b</sup>	-11.54 <sup>b</sup>	-1.94	-8.40 <sup>b</sup>	-11.54 <sup>b</sup>	-1.94
$\Delta pc$	-4.37 <sup>b</sup>	-4.37 <sup>b</sup>	-1.94	-8.84 <sup>b</sup>	-8.84 <sup>b</sup>	-1.94

Notas: las pruebas para las variables en niveles (panel A) incluyen una constante y una tendencia lineal, excepto para *fei*. Las pruebas para  $\Delta m$ ,  $\Delta cpi$  y  $\Delta ip$  (en el panel B) incluyen sólo una constante, y para *fei* (en el panel A),  $\Delta i$ ,  $\Delta e$  y  $\Delta pc$  (en el panel B) no incluyen ni una constante ni una tendencia lineal. El número de rezagos se eligió con base en el AIC. <sup>a</sup>La hipótesis nula de raíz unitaria no puede rechazarse a un nivel de confianza del 95%. <sup>b</sup>La hipótesis nula una raíz unitaria se rechaza a un nivel de confianza del 95%.  
Fuentes: Banco do Brasil, Banco de México y cálculos de los autores.

## Cuadro A.2

### PRUEBAS DE SOBREIDENTIFICACIÓN DEL MODELO BASE

	<i>Estadístico de la razón de verosimilitud <math>\chi^2</math></i>	<i>Valor p</i>
Modelo VAR para Brasil	11.34	0.125 <sup>a</sup>
Modelo VAR para México	3.15	0.871 <sup>a</sup>

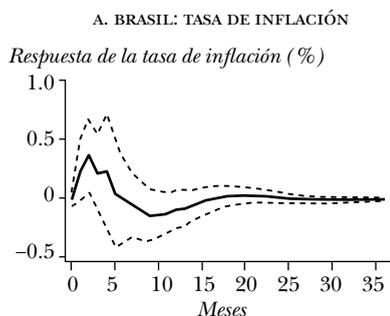
<sup>a</sup> Las restricciones que sobreidentifican el modelo no se rechazan a niveles de confianza del 1%, 5% y 10 por ciento.

Fuentes: Banco do Brasil, Banco de México y cálculos de los autores.

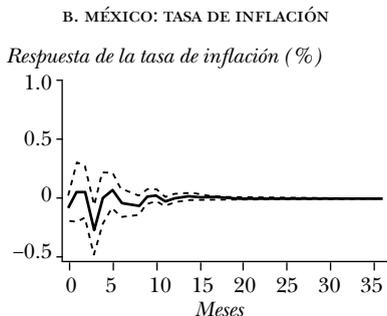
## Gráficas A.1 - A.2

### RESPUESTA DE LA TASA DE INFLACIÓN A CHOQUES DE LA TASA DE INTERÉS

Modelo de base



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de tasa de interés en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. Encontramos la *anomalía de los precios*: la tasa de inflación sube en respuesta dos meses después del choque. La tasa de interés del mercado de dinero se utiliza para la tasa de interés.  
Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.



Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de tasa de interés en  $t=0$ . Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. No encontramos la *anomalía de los precios*: la tasa de inflación baja en respuesta tres meses después del choque. La tasa de interés del mercado de dinero se utiliza para la tasa de interés.  
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

## Bibliografía

- Adler, Gustavo, y Camilo E. Tovar (2011), *Foreign Exchange Intervention: A Shield against Appreciation Winds?*, IMF Working Paper, núm. wp/11/165, Fondo Monetario Internacional, 29 p.
- Barbosa-Filho, Nelson (2008), "Inflation Targeting in Brazil: 1999-2006", *International Review of Applied Economics*, vol. 22, núm. 2, pp. 187-200.
- Belaisch, Agnes (2003), *Exchange Rate Pass-through in Brazil*, IMF Working Paper, núm. wp/3/141, Fondo Monetario Internacional, 18 p.
- Bernanke, Ben S. (1986), "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 25, núm. 1, pp. 49-99.
- Blanchard, Oliver J., y Mark W. Watson (1986), "Are Business Cycles all Alike?", en Robert J. Gordon (ed.), *The American Business Cycle: Continuity and Change*, University of Chicago Press, pp. 123-180.
- Broto, Carmen (2013), "The Effectiveness of Forex Interventions in Four Latin American Countries", *Emerging Markets Review*, vol. 17, pp. 224-240.
- Capistrán, Carlos, Raúl Ibarra, y Manuel Ramos-Francia (2012), "El traspaso de movimientos del tipo de cambio a los precios. Un análisis para la economía mexicana", *El Trimestre Económico*, vol. 79, núm. 316, pp. 813-838.
- Cortés Espada, Josué Fernando (2013), "Estimación del traspaso del tipo de cambio a los precios en México", *Monetaria*, vol. 35, núm. 2, pp. 311-344.
- Cushman, David O., y Tao Zha (1997), "Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, núm. 3, pp. 433-448.
- Domaç, Ilker, y Alfonso Mendoza (2004), *Is there Room for Foreign Exchange Interventions under an Inflation Targeting Framework? Evidence from Mexico and Turkey*, World Bank Policy Research Working Paper, núm. 3288, Banco Mundial, 33 p.
- Echavarría, Juan José, Diego Vásquez, y Mauricio Villamizar (2010), "Impacto de las intervenciones cambiarias sobre el nivel y la volatilidad de la tasa de cambio en Colombia", *Ensayos Sobre Política Económica*, vol. 28, núm. 62, pp. 12-69.

- Echevarría, Juan Jose, Enrique López, y Martha Misas (2009), *Intervenciones cambiarias y política monetaria en Colombia. Un análisis de var estructural*, Borradores de Economía, núm. 580, Banco de la Republica, 36 p.
- Fackler, James S., y W. Douglas McMillin (1998), “Historical Decomposition of Aggregate Demand and Supply Shocks in a Small Macro Model”, *Southern Economic Journal*, vol. 64, núm. 3, pp. 648-664.
- Faust, Jon, y Eric M. Leeper (1997), “When Do Long-run Identifying Restrictions Give Reliable Results?”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 15, núm. 3, pp. 345-353.
- Fondo Monetario Internacional (2015), *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions, 2015*.
- García-Verdú, Santiago, y Manuel Ramos-Francia (2014), *Interventions and Expected Exchange Rates in Emerging Market Economies*, Working Papers, núm. 2014-11, Banco de México, 32 p.
- García-Verdú, Santiago, y Miguel Zerecero (2014), *On Central Bank Interventions in the Mexican Peso/Dollar Foreign Exchange Market*, Working Papers, núm. 2014-19, Banco de México, 37 p.
- Gordon, David B., y Eric M. Leeper (1994), “The Dynamic Impacts of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification”, *Journal of Political Economy*, vol. 102, núm. 6, pp. 1228-1247.
- Guimarães, Roberto F. (2004), “Foreign Exchange Intervention and Monetary Policy in Japan: Evidence from Identified vars”, *Money, Macro, y Finance (MMF) Research Group Conference 2004-8*, Cass Business School, London.
- Ilzetzki, Ethan, Carmen M. Reinhart, y Kenneth S. Rogoff (2008), *Exchange Rate Arrangements entering the 21st Century: Which Anchor will Hold?*, University of Maryland and Harvard University.
- Kamil, Herman (2008), *Is Central Bank Intervention Effective under Inflation Targeting Regimes? The Case of Colombia*, IMF Working Paper, núm. wp/08/88, Fondo Monetario Internacional, 42 p.
- Kim, Soyoung (2003), “Monetary Policy, Foreign Exchange Intervention, and the Exchange Rate in a Unifying Framework”, *Journal of International Economics*, vol. 60, núm. 2, pp. 355-386.
- Kim, Soyoung, y Nouriel Roubini (2000), “Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 45, núm. 3, pp. 561-586.

- Kohlscheen, Emanuel (2013), *Order Flow and the Real: Indirect Evidence of the Effectiveness of Sterilized Interventions*, bis Working Papers, núm. 426, Bank of International Settlements, 22 p.
- Kohlscheen, Emanuel, y Sandro C. Andrade (2013), *Official Interventions through Derivatives: Affecting the Demand for Foreign Exchange*, Working Papers, núm. 317, Banco Central do Brasil, 43 p.
- Lastrapes, William D., y George Selgin (1995), "The Liquidity Effect: Identifying Short-run Interest Rate Dynamics Using Long-run Restrictions", *Journal of Macroeconomics*, vol. 17, núm. 3, pp. 387-404.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Germany, 764 p.
- McMillin, W. Douglas (2001), "The Effects of Monetary Policy Shocks: Comparing Contemporaneous versus Long-run Identifying Restrictions", *Southern Economic Journal*, vol. 67, núm. 3, pp. 618-636.
- Menkhoff, Lukas (2013), "Foreign Exchange Intervention in Emerging Markets: A Survey of Empirical Studies", *World Economy*, vol. 36, núm. 9, pp. 1187-1208.
- Mihaljek, Dubravko, y Marc Klau (2008), "Exchange Rate Passthrough in Emerging Market Economies: What Has Changed and Why?", en Banco de Pagos Internacionales (ed.), *Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies*, BIS Papers Series, vol. 35, p. 103-130.
- Neely, Christopher J. (2005), "An Analysis of Recent Studies of the Effect of Foreign Exchange Intervention", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 87, núm. 6, pp. 685-717.
- Nogueira, Reginaldo P., Jr. (2007), "Inflation Targeting and Exchange Rate Pass-through", *Economia Aplicada*, vol. 11, núm. 2, pp. 189-208.
- Nogueira, Reginaldo P., Jr., y Miguel Leon-Ledesma (2009), "Fear of Floating in Brazil: Did Inflation Targeting Matter?", *North American Journal of Economics and Finance*, vol. 20, núm. 3, pp. 255-266.
- Rincón, Hernán, y Jorge Toro (2010), *Are Capital Controls and Central Bank Intervention Effective?*, Borradores de Economía, núm. 625, Banco de la República, 48 p.
- Sarno, Lucto, y Mark P. Taylor. (2001), "Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is it Effective and, If So, How

- Does It Work?”, *Journal of Economic Literature*, vol. 39, núm. 3, pp. 839-868.
- Sims, Christopher A. (1986), “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 10, núm. 1, pp. 2-16.
- Sims, Christopher A., y Tao Zha (2006), “Does Monetary Policy Generate Recessions?”, *Macroeconomic Dynamics*, vol. 10, núm. 2, pp. 231-272.
- Stone, Mark R., W. Christopher Walker, y Yosuke Yasui (2009), *From Lombard Street to Avenida Paulista: Foreign Exchange Liquidity Easing in Brazil in Response to the Global Shock of 2008-2009*, IMF Working Paper, núm. wp/09/259, Fondo Monetario Internacional, 35 p.
- Tapia, Matías, y Andrea Tokman (2004) “Effects of Foreign Exchange Intervention under Public Information: The Chilean Case”, *Economía: Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, vol. 4, núm. 2, pp. 215-256.
- Tobal, Martin (2013), *Currency Mismatch: New Database and Indicators for Latin America and the Caribbean*, Research Papers, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, núm.12.