

Traspaso de los choques del tipo de cambio en el Brasil como pequeña economía abierta

Thallis Macedo de Assis Gonçalves,
Luiz Fernando Cerqueira y Carmem Aparecida Feijó

Resumen

Se analiza, mediante un modelo econométrico, el traspaso del tipo de cambio a la inflación, considerando la variable instrumento de la política monetaria, la variable objetivo, el nivel de actividad económica, el nivel de crédito y el tipo de cambio. Este sistema se ve afectado exógenamente por los precios de los productos básicos, el nivel de actividad del sector externo y la incertidumbre percibida por los inversionistas internacionales. Utilizando modelos vectoriales de corrección de errores, observamos un mayor traspaso a los precios administrados que a los precios libres y una marcada asimetría en el traspaso cambiario caracterizada por un traspaso más intenso cuando la moneda nacional se aprecia (efecto deflacionario) que cuando se deprecia (efecto inflacionario). Además, destacamos que la asimetría en el traspaso a los precios internos se debe a la asimetría en los precios libres, pues en los precios administrados la asimetría es poco significativa.

Palabras clave

Política monetaria, tipos de cambio, precios, inflación, medición, análisis matemático, Brasil

Clasificación JEL

E31, E52, F31

Autores

Thallis Macedo de Assis Gonçalves es Economista Júnior en la División de Suministros de Petróleo Brasileiro S. A. (Petrobras). Correo electrónico: thallisdeassis@gmail.com.

Luiz Fernando Cerqueira es Profesor Asociado en la Facultad de Economía de la Universidad Federal Fluminense, Brasil. Correo electrónico: lcer@uol.com.br.

Carmem Aparecida Feijó es Profesora Titular e Investigadora del Consejo Nacional de Desarrollo Científico y Tecnológico (CNPq) en la Facultad de Economía de la Universidad Federal Fluminense, Brasil. Correo electrónico: cbfeijo@gmail.com.

I. Introducción

El tipo de cambio es uno de los principales precios de la economía. Dados los niveles de precios internos y externos, el tipo de cambio es el que regula el poder adquisitivo internacional de las rentas denominadas en moneda nacional y el poder adquisitivo de las rentas en moneda extranjera sobre los bienes denominados en moneda nacional, de modo que la competitividad de la industria nacional, el costo de los insumos importados y la capacidad de la economía nacional para absorber bienes de consumo mundiales vienen determinados por el tipo de cambio, al menos a corto plazo. Así, pues, es de interés tanto académico como para los profesionales de la política monetaria saber cómo afectan los movimientos del tipo de cambio a los mecanismos de traspaso de la tasa de interés básica a su variable objetivo, a saber, la tasa de inflación a los bienes de consumo final (Brun-Aguerre, Fuertes y Phylaktis, 2012).

La literatura considera traspaso cambiario la variación porcentual en los precios internos dada una variación del 1% en el tipo de cambio, es decir, se trata de la elasticidad de cambio de los precios internos (Campa y Goldberg, 2005; Assis, Cerqueira y Feijó, 2019). Sin embargo, cabe señalar que en el ámbito de la metodología del modelo de vectores autorregresivo (VAR) y sus variantes (modelo de corrección del vector de error (VEC) y modelo estructural de vectores autorregresivos (SVAR), entre otros), la medida de traspaso del tipo de cambio se obtiene a partir de las funciones de respuesta al impulso, que, por su construcción, miden la elasticidad de los precios internos ante perturbaciones inesperadas, por el modelo, del tipo de cambio; es decir, la reacción de los precios internos a los choques del tipo de cambio, propiamente dichos, y no el efecto parcial de los precios internos a cualquier variación del tipo de cambio, como miden otras metodologías.

En este trabajo se mide, mediante diferentes especificaciones del VEC, el traspaso cambiario en la economía brasileña en los últimos años (2003-2016)¹. En la literatura relativa al traspaso del tipo de cambio, el uso del modelo VAR es muy recurrente (Belaisch, 2003; Minella y otros, 2003; Nogueira, 2007; Souza y Alves, 2010; Pimentel, Luporini y Modenesi, 2016²), pero detectamos que se presta poca atención a las pruebas de cointegración entre las variables, pues, en caso de detectarse una o más relaciones de cointegración, el sistema de interés debe representarse mediante un VEC. Además, el hecho de no incluir el término de corrección de errores en el VAR, en diferencias, puede dar lugar a autocorrelaciones en los residuos (lo que a la larga lleva a añadir rezagos innecesarios para tratar el problema) y a previsiones sesgadas, dado que se está omitiendo una variable relevante para describir la dinámica del sistema.

En relación con los trabajos sobre el tema relativos a la economía brasileña, este trabajo se diferencia en que da la debida importancia a las pruebas de cointegración y en que trata el traspaso del tipo de cambio a los precios con un modelo que trata los choques externos como variables no modeladas (exógenas), dado que los precios de los productos básicos, por ejemplo, se determinan en los mercados internacionales y dependen de variables distintas de las endógenas al sistema macroeconómico relevante para la política monetaria. Este sistema está descrito por la variable instrumento de la política, la variable objetivo de la política, el tipo de cambio nominal, el nivel de crédito y el nivel de actividad interno. Por tanto, no nos parece razonable tratar como endógena una variable que depende de una serie de factores externos al sistema. Además, consideramos una gama más amplia de perturbaciones que pueden interferir en la medición de la respuesta de los precios internos a los choques del tipo de cambio: además del precio internacional de los productos básicos, incluimos como variables exógenas el nivel de actividad del sector externo y la percepción de incertidumbre a corto plazo por parte de los

¹ La era posterior al tipo de cambio fijo y a la inestabilidad generada por las elecciones de 2002.

² Estos trabajos obtienen sus principales resultados de los modelos autorregresivos vectoriales (VAR). La literatura nacional, curiosamente, relega a un segundo plano la posibilidad de cointegración entre variables endógenas a sus modelos de estimación.

inversionistas internacionales. De esta forma creemos estar depurando mejor lo que es un auténtico choque inesperado del tipo de cambio y su impacto en los precios. Nuestra elección de variables se ha basado en el análisis de la literatura nacional e internacional³, e incluso hemos cubierto lagunas que consideramos importantes, y en las propias publicaciones del Banco Central del Brasil sobre sus modelos de tipo VAR y VEC (Banco Central del Brasil, 2012b y 2013).

El trabajo muestra que el traspaso a los precios administrados es mayor que a los precios libres. También hay pruebas de un traspaso asimétrico⁴ en el índice de precios al consumidor amplio (IPCA) completo y en la categoría de precios libres dentro del IPCA. Esta asimetría se caracteriza por un traspaso más intenso de los choques de apreciación de la moneda nacional que de los choques de depreciación: en términos absolutos a largo plazo, el efecto sobre los precios en el caso de un choque de apreciación es aproximadamente el doble que el efecto causado por un choque de depreciación. Además, se demuestra que el traspaso a los precios libres y a los administrados de una apreciación de la moneda nacional es de una magnitud similar, mientras que en el caso de una depreciación de la moneda nacional, el traspaso a los precios administrados es mucho más marcado que a los libres. Esto indica que, en general, los precios al consumidor regulados por el mercado tienen un efecto de competencia que contrarresta el traspaso de los choques positivos de los costos al consumidor final.

En resumen, la política monetaria brasileña no puede ignorar esta importante no linealidad (asimetría en el traspaso) en la relación del tipo de cambio con los precios internos en el Brasil — que merece una mayor investigación —, así como otras posibles no linealidades (Carneiro, Monteiro y Wu, 2004; Correa y Minella, 2006) en las variables relevantes para la política monetaria. La detección de no linealidades, tan intensas como la asimetría que se muestra en este trabajo, pone de manifiesto la necesidad urgente de replantear la aproximación de las relaciones de interés para la política monetaria a través de modelos puramente lineales.

En la siguiente sección (II) repasamos la literatura empírica de los últimos años. En la sección III presentamos nuestro propio análisis empírico y, por último, en la sección IV exponemos nuestras conclusiones.

II. El traspaso del tipo de cambio brasileño en los últimos años

En una economía emergente como la brasileña, con un tipo de cambio muy volátil (Minella y otros, 2003; Kaltelbrunner y Painceira, 2015) e idiosincrasias propias en su mercado de divisas⁵, es fundamental comprender correctamente las relaciones entre las variaciones del tipo de cambio y los precios finales al consumidor para diseñar una política monetaria adecuada que contribuya a estabilizar la inflación (Minella y otros, 2003; Mishkin, 2004; Nordstrom y otros, 2009; Ghosh, Ostry y Chamon, 2016). La medición del traspaso del tipo de cambio mediante la metodología de los vectores autorregresivos, o sus variantes, es muy recurrente en la literatura (Jacobson y otros, 1999; Banco Central del Brasil, 2012b) y su uso es interesante, ya que permite un análisis con un mínimo de interferencia por parte del investigador, así como con la imposición *a priori* de restricciones derivadas de la teoría (Banco Central del Brasil, 2012b). A continuación, revisaremos una selección de trabajos de los últimos años en los que se ha estudiado el caso brasileño mediante este tipo de metodología (véase el cuadro 1).

³ Destacamos aquí a Belaisch (2003), Minella y otros (2003), Nogueira (2007), Capistrán, Ibarra y Francia (2012), Burstein y Gopinath (2014), Donayre y Panovska (2016), Pimentel, Luporini y Modenesi (2016), Brun-Aguerre, Fuertes y Greenwood-Nimmo (2017) y Bejarano Aragón, Moura y Moura (2018).

⁴ Véase el apartado III.2.

⁵ Ventura y García (2012) presentan la relación *sui generis* entre el mercado de futuros y el mercado al contado en el Brasil, donde hallan pruebas de que el mercado de futuros a corto plazo (operaciones de entrega de moneda extranjera en menos de 30 días) es el *locus* de la formación de precios, que se transmiten al mercado al contado mediante operaciones de arbitraje.

Cuadro 1

Resumen de los estudios que miden el traspaso del tipo de cambio mediante los métodos VAR, SVAR y VEC, sin tener en cuenta la asimetría

Autores	Modelo	Método de medición del traspaso	Muestra	Prueba de cointegración	Traspaso al IPCA en 12 meses (En porcentajes)
Belaisch (2003)	VAR	$\frac{\Delta P_{t+j}}{\Delta E_{t+j}} \times 100$	Junio de 1999 a diciembre de 2002	No	17,00
Minella y otros (2003)	VAR	$\frac{\Delta P_{t+j}}{\varepsilon_{Et}} \times 100$	Septiembre de 1994 a diciembre de 2002	No ^a	17,90
	VAR		Septiembre de 1994 a junio de 2002	No ^a	14,10
Nogueira (2007)	VAR	$\frac{\Delta P_{t+j}}{\varepsilon_{Et}} \times 100$	Enero de 1995 a junio de 1999	No	131,00
	VAR		Julio de 1999 a diciembre de 2004	No	11,00
Souza y Alves (2010)	VEC	$\frac{\Delta P_{t+j}}{\Delta E_{t+j}} \times 100$	Enero de 1999 a diciembre de 2002	Sí	12,57
	SVAR		Enero de 2003 a diciembre de 2009	Sí ^b	1,78
	VAR		Enero de 2003 a diciembre de 2009	Sí	1,53

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de A. Belaisch, "Exchange rate pass-through in Brazil", *IMF Working Papers*, N° 2003/141, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI), 2003; A. Minella y otros, "Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility", *Journal of International Money and Finance*, vol. 22, N° 7, diciembre de 2003; R. P. Nogueira, "Inflation targeting and exchange rate pass-through", *Economia Aplicada*, vol. 11, N° 2, junio de 2007; R. G. Souza y A. F. Alves, "Relação entre câmbio e preços no Brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas", 38° Encuentro Nacional de Economía, Asociación Nacional de los Centros de Posgrado en Economía (ANPEC), Salvador, 7 a 10 de diciembre de 2010 [en línea] <https://www.anpec.org.br/encontro2010/inscricao/arquivos/000-63cb7b0661b466d2e5760e4a82f422dc.pdf>.

Nota: VAR: modelo de vectores autorregresivos; SVAR: modelo estructural de vectores autorregresivos; VEC: modelo de corrección del vector de error; IPCA: índice de precios al consumidor amplio.

^a El método de Belaisch (2003), y de todos los que la siguen, es el cociente de las variaciones del nivel de precios y del tipo de cambio, acumuladas de t hasta $t + j$, dado un choque ocurrido en t . El otro método considera únicamente la relación entre la variación acumulada del nivel de precios y el choque inesperado, según el modelo, del tipo de cambio.

^b Para este período de la muestra no se identificó ninguna relación de cointegración.

Belaisch (2003) mide el coeficiente de traspaso cambiario para $t = j$ tras un choque dado de $t = 1$ como el cociente entre la variación acumulada del nivel de precios y la variación acumulada del tipo de cambio, ambas hasta $t = j$.

Belaisch (2003) estima un VAR(2) para el período de julio de 1999 a diciembre de 2002, incluidos el índice de precios del petróleo (FMI, 2022), el índice de producción física de la industria (la antigua Investigación Industrial Mensual-Producción Física (PIM-PF), elaborada por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE)), el tipo de cambio y uno de los siguientes índices de precios, para cada caso: índice general de precios-disponibilidad interna (IGP-DI), índice de precios al por mayor (IPM), IPCA, IPCA de bienes comercializables, IPCA de bienes no comercializables, IPCA de precios administrados, IPCA de precios libres⁶. Las variables se utilizaron en primera diferencia, ya que las pruebas de raíz unitaria indicaban que todas ellas eran I(1)⁷. Las funciones de respuesta al impulso se calculan a partir de los residuos ortogonalizados mediante la descomposición de Cholesky. La autora encuentra que el traspaso del tipo de cambio al IPM es mucho más persistente y rápido que al IPCA. El IGP-DI también responde con rapidez, pero el impacto tiene menor intensidad y duración que en el caso del IPM. Entre los precios al consumidor, los de bienes comercializables son los más sensibles a las perturbaciones del tipo de cambio. Los precios libres presentan un comportamiento similar, pero con menor intensidad. El

⁶ Los dos primeros (índice general de precios-disponibilidad interna e índice de precios al por mayor) provienen del Instituto Brasileño de Economía (FGV IBRE, 2022) y los cinco últimos (índice de precios al consumidor amplio y sus respectivos cortes), del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE, 2022).

⁷ Integradas de orden 1.

impacto sobre los precios de bienes no comercializables es pequeño, pero persiste durante 12 meses, lo que concuerda con la idea de que estos sufren impactos de segundo orden tras los choques cambiarios (el impacto inflacionario directo sobre los precios de bienes comercializables se transmite con cierto desfase a los de bienes no comercializables⁸). Los precios administrados reaccionan más rápidamente que los precios libres, pero el impacto sobre los primeros es menos persistente y pierde relevancia estadística al cabo de un trimestre. Belaisch (2003) identifica un traspaso a lo largo de 12 meses de un 53% para el IGP, un 120% para el IPM, un 17% para el IPCA completo, un 15% tanto para los precios libres como para los de bienes comercializables, un 5% para los precios administrados y un 12% para los de bienes no comercializables.

Esta mayor intensidad del choque cambiario en el IPM en relación con el IPCA desafía la noción de que existe una pérdida de intensidad del traspaso del tipo de cambio a lo largo de la cadena productiva (McCarthy, 2000; Choudhri, Faruquee y Hakura, 2005), lo que Capistrán, Ibarra y Francia (2012) identifican en el caso mexicano en su observación del traspaso a los precios de los productos importados, los precios al productor y los precios al consumidor.

Minella y otros (2003) estiman dos especificaciones del VAR para el período de septiembre de 1994 a diciembre de 2002. En ambas especificaciones, los autores incluyen la producción industrial desestacionalizada como indicador indirecto del nivel de actividad, el índice de bonos de mercados emergentes (EMBI+)⁹ como forma de control para las crisis financieras ocurridas en el período (la mexicana, la del sudeste asiático, la rusa, la argentina y la brasileña), el tipo de cambio del real brasileño con respecto al dólar y el promedio mensual de la tasa SELIC/over efectiva. En una, los precios se midieron por el IPCA y en la otra, el IPCA se desglosó en precios administrados y de mercado (libres).

A diferencia de Belaisch (2003), Minella y otros (2003) estiman un traspaso mayor del tipo de cambio para los precios administrados que para los libres, pero el método de medición difiere: los autores estiman el traspaso del tipo de cambio como el cociente entre la variación del nivel de precios acumulada en 12 meses y el valor del choque cambiario en el primero de esos 12 meses. Así, estiman un traspaso del tipo de cambio del 32,7% para los precios administrados y del 17% para los precios libres. Si se elimina de la muestra el último semestre de 2002, el traspaso del tipo de cambio para los precios administrados es del 19,7% y para los precios libres del 7,8% (la caída de los valores esperados es notable, pero, considerando un nivel de confianza del 95%, los valores de traspaso para cada categoría de precios no son estadísticamente diferentes entre las dos estimaciones). Para el IPCA completo, el traspaso fue del 17,9% en la muestra completa y del 14,1% en la muestra reducida. Al considerar solo el período de metas de inflación —de julio de 1999 a diciembre de 2002—, el traspaso del tipo de cambio es menor: un 20% para los precios administrados, un 11,3% para los precios libres y un 13,1% para el IPCA completo. Sin embargo, los valores de los precios administrados y libres no son estadísticamente significativos en el período del régimen de metas de inflación, probablemente debido a la escasez de observaciones.

Nogueira (2007) analiza el traspaso del tipo de cambio y el “miedo a flotar”¹⁰ en una serie de economías desarrolladas (el Canadá, el Reino Unido y Suecia) y emergentes (el Brasil, Chequia, México, Sudáfrica y la República de Corea) que adoptaron el régimen de metas de inflación. El autor identifica, mediante las metodologías utilizadas por Calvo y Reinhart (2002) y Ball y Reyes (2008), una reducción de la intervención del tipo de cambio en todos los países tras la adopción del régimen de metas de inflación. La cuestión es si la intervención en los tipos de cambio obedece al temor a la inflación o a

⁸ Algunos bienes no comercializables pueden tener bienes comercializables como insumo, o simplemente hay una tendencia de reajuste de los precios relativos.

⁹ En concreto, los autores utilizaron el EMBI para el período comprendido entre septiembre de 1994 y diciembre de 1998 y el EMBI+ para el resto de la muestra.

¹⁰ El concepto se debe a Calvo y Reinhart (2002) y se refiere a las intervenciones en el mercado de divisas por parte de la autoridad monetaria de una economía que parecen incongruentes con los objetivos de política monetaria anunciados, incluso cuando ha habido una declaración oficial de adopción del régimen de tipo de cambio flotante.

un miedo a la flotación más generalizado. La autoridad monetaria de un país que adoptase el régimen de metas, al identificar un elevado traspaso del tipo de cambio a los precios en su economía, se vería incentivada a tratar de intervenir en el tipo de cambio, de modo que el temor a la inflación puede traducirse en miedo a la flotación, pero este último se caracterizaría por una atención a los movimientos del tipo de cambio que no es coherente con el régimen de política monetaria adoptado en su economía (es decir, la observación de intervenciones cambiarias que exceden lo necesario para el cumplimiento de las metas fijadas públicamente por el responsable de las políticas).

Con estas perspectivas, Nogueira (2007) analiza los datos macroeconómicos (reservas internacionales, tasas de interés, tipos de cambio de las monedas nacionales por unidad de dólar, tasa de inflación, tasa de crecimiento de la producción) de las economías desarrolladas entre enero de 1985 y diciembre de 2004 y de las economías emergentes entre enero de 1995 y diciembre de 2004 mediante el análisis de la variabilidad de los datos antes y después de la adopción del régimen de metas de inflación y el uso del método VAR para medir el traspaso del tipo de cambio a los precios. El autor concluye que el traspaso cambiario es menor en las economías desarrolladas que en las emergentes y que, en ambos casos, este cae significativamente tras la adopción del régimen de metas de inflación. Sin embargo, mediante la descomposición de la varianza, halla que el tipo de cambio sigue siendo un determinante importante de la tasa de inflación, incluso después de la adopción del régimen de metas, lo que justificaría la reacción de la mayoría de los bancos centrales de las economías analizadas ante los movimientos del tipo de cambio, a saber: reacciones que tratan de evitar la propagación del traspaso del tipo de cambio a los precios de consumo y, por lo tanto, son intervenciones coherentes con el régimen de metas, inducidas por el temor a la inflación. En el caso brasileño en particular, el autor encuentra que, dado un choque, en $t = 1$, del 1% en el tipo de cambio, hay una variación del 1,3% en el nivel general de los precios en $t = 12$ antes de la adopción del régimen de metas de inflación. Después de la adopción de dicho régimen, el impacto acumulado durante 12 meses en el nivel general de los precios es de apenas el 0,11%. Es decir, el coeficiente de traspaso de los choques cambiarios acumulado durante 12 meses disminuye de un 1,3% antes de la adopción del régimen de metas a un 0,11% tras la adopción del régimen. Aun así, no se debe afirmar a la ligera que la adopción del régimen fuera el factor determinante de dicha disminución del traspaso del tipo de cambio ya que, salvo en el primer semestre de 1999, el período anterior al régimen de metas coincide con el período de anclaje del tipo de cambio, de modo que la abrupta reducción del traspaso puede explicarse en parte por la adopción del tipo de cambio flotante (Albuquerque y Portugal, 2005)¹¹.

Una excepción en la literatura nacional a la preocupación por las pruebas de cointegración entre las variables de interés se encuentra en Souza y Alves (2010), pero en nuestra opinión los autores no consideran suficientes variables, no tratan los choques exógenos como nosotros y no abordan la cuestión de la asimetría, además de no mostrar si la elección de desfases para la estimación de los modelos elimina la posible autocorrelación de los residuos que, en el contexto de estos modelos y una vez presente, pone en duda las estimaciones. Souza y Alves (2010) investigan el traspaso del tipo de cambio en el período de 1999 a 2009 y, al encontrar una ruptura estructural en el tipo de cambio en enero de 2003, dividen el análisis en dos muestras y obtienen pruebas de un vector de cointegración entre el IPCA, el tipo de cambio, el índice de producción industrial del Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA) y el índice de precios del petróleo¹², también proporcionado por el IPEA, en el período comprendido entre enero de 1999 y diciembre de 2002 y ninguna relación de cointegración entre las variables en el resto de la muestra. Así, pues, para el primer período se realizaron estimaciones mediante el método VEC y para el segundo mediante los métodos VAR y SVAR. La metodología para medir el traspaso del tipo de cambio fue la misma utilizada por Belaisch (2003). Los autores hallaron indicios

¹¹ Sin embargo, al disponer de más datos sobre el Régimen de Metas de inflación (RMI), el Banco Central del Brasil (2011) señala una disminución del traspaso del tipo de cambio durante el período en el que se adoptó dicho régimen.

¹² Variables endógenas del modelo.

sólidos de una reducción del traspaso del tipo de cambio entre los dos períodos, con un traspaso estimado en 12 meses del 12,57% en el período de enero de 1999 a diciembre de 2002, y un traspaso estimado en 12 meses en el período de enero de 2003 a diciembre de 2009 del 1,53% mediante el VAR y del 1,78% mediante el SVAR.

Pimentel, Luporini y Modenesi (2016) introducen la posibilidad de un traspaso asimétrico del tipo de cambio, es decir, impactos de diferente magnitud en los precios a raíz de una apreciación o depreciación del tipo de cambio. Para el período comprendido entre enero de 1999 y noviembre de 2013, los autores estiman que el impacto inflacionario de una depreciación del tipo de cambio es significativamente mayor que el impacto deflacionario de una apreciación del tipo de cambio. Los autores utilizan el IPCA como medida del nivel general de precios; el índice mensual de producción física de la industria (PIM-PF) —calculado por el IBGE como indicador indirecto del nivel de actividad estimulado por la demanda agregada—; el promedio mensual del tipo de cambio, compra, entre el real brasileño y el dólar; y el índice de precios de los productos básicos calculado por el IPEA y la cotización del precio internacional del petróleo en dólares publicada por el Fondo Monetario Internacional (FMI) como indicadores indirectos, utilizados en diferentes especificaciones, del comportamiento de los costos (choques de oferta agregada). Con diferentes especificaciones, sin incluir la asimetría en el traspaso del tipo de cambio, los autores estimaron, para el período de tipo de cambio flotante hasta mayo de 2012, que, dado un choque del tipo de cambio en t , en el período de 12 meses que comienza en t , entre el 5,9% y el 7,2% de la variación cambiaria causada por dicho choque se traspasa a los precios. Al incluir la asimetría, una apreciación inesperada del 1% en el tipo de cambio en $t = 1$ conduce a una variación del 0,024% en el nivel de precios en $t = 12$. Esto es sorprendente ya que se trata de una apreciación del tipo de cambio y, por tanto, se esperaría un impacto deflacionario. En el caso de una depreciación cambiaria del 1%, la variación positiva del nivel de precios en $t = 12$ se sitúa entre el 0,056% y el 0,077%.

III. El Brasil como pequeña economía abierta

1. Algunas consideraciones metodológicas

Cuando se analizan variables de interés para la política monetaria de una economía, es habitual que dichas variables tengan una raíz unitaria, es decir, son variables con tendencia estocástica y, por tanto, no estacionarias —como lo son, en general, los agregados monetarios, el nivel general de precios, el tipo de cambio, los indicadores indirectos del nivel de actividad y, a veces, incluso la tasa de interés básica—. Por ello, es habitual que, a la hora de estimar las interrelaciones entre estas variables en un VAR, se trabaje con las primeras diferencias de las series o con las primeras diferencias de los logaritmos de las series.

Cuando un conjunto de series integradas de orden 1 ($I(1)$) tiene una relación estadísticamente estable a largo plazo, se dice que estas variables están cointegradas (Banerjee y otros, 1993, cap. 5). Toda relación de cointegración posee una representación mediante un modelo de corrección de errores (Engle y Granger, 1992; Banerjee y otros, 1993, caps. 5 y 8). Este nombre se debe al hecho de que la desviación, con un desfase de un período, de la relación a largo plazo entra en la ecuación que describe la dinámica a corto plazo de al menos una de las variables. Es decir, siendo z_t , $I(0)$ con esperanza matemática nula, una combinación lineal de n variables $I(1)$, la primera diferencia en t de al menos una de las n variables endógenas del modelo se ve afectada significativamente por la desviación de la relación a largo plazo entre las n variables en $t - 1$. Así pues, un modelo VAR en primera diferencia solo es adecuado para medir el traspaso del tipo de cambio si eliminamos la posibilidad de que exista un término de corrección de errores en relación con una relación a largo plazo entre las variables endógenas.

Además, no consideramos razonable tratar variables como el precio internacional de los productos básicos o del petróleo —utilizados habitualmente como indicador indirecto de los choques inflacionarios de costo o de oferta— como endógenas al sistema económico relevante para la política monetaria nacional. Dicho sistema se describe básicamente mediante cinco variables principales: la variable instrumento de la política monetaria, la variable objetivo de la política monetaria, el nivel de actividad de la economía interna, el crédito (elasticidad de la liquidez nacional¹³) y, cómo no, el tipo de cambio, que es el elemento de interés para este trabajo. Estas variables coinciden con las utilizadas por el Banco Central del Brasil en sus modelos vectoriales autorregresivos y con los canales de transmisión de la política monetaria considerados por dicho banco (Banco Central del Brasil, 2012a, 2012b y 2013).

Asimismo, para aislar correctamente los choques inesperados del tipo de cambio, según el modelo, en los precios internos, se decidió incluir tres variables exógenas al sistema endógeno de la política monetaria nacional: un índice internacional de precios de los productos básicos, un índice representativo de la actividad económica del sector externo y una medida de la percepción de incertidumbre de los inversionistas internacionales, ya que en los momentos de mayor incertidumbre en los mercados financieros hay una búsqueda de activos más seguros, preferentemente nominados en monedas situadas en posiciones más altas dentro de la jerarquía del sistema monetario internacional¹⁴, lo que también provoca reacciones en las tasas de interés básicas para evitar depreciaciones muy altas y abruptas de la moneda nacional; es decir, esta última es una variable relevante para predecir el sistema que nos interesa en este trabajo. El Brasil se considera aquí pequeño para afectar a estas variables, es decir, estas impactan exógenamente al sistema descrito por las cinco variables endógenas mencionadas antes, que son variables que se ven —estas sí— principalmente afectadas en el ámbito de la economía nacional y de forma más específica en el ámbito de la política monetaria nacional.

Capistrán, Ibarra y Francia (2012) formulan la misma consideración en el caso de la economía mexicana frente a variables de la economía estadounidense que la afectan exógenamente. Utilizan dichas variables, de forma análoga a las utilizadas en este artículo, como indicadores indirectos para las variables del sector externo mexicano, afectadas de forma insignificante por la economía mexicana. Dada la inserción y el tamaño de la economía brasileña en el comercio y los flujos de capital mundiales, es razonable tratarla como una pequeña economía abierta en el ámbito del análisis que nos ocupa.

Por último, nuestra medición del traspaso del tipo de cambio, como corresponde a la metodología utilizada, partirá del análisis de las funciones de respuesta al impulso, que obtendremos mediante la metodología de las funciones de respuesta al impulso generalizadas, que son robustas al ordenamiento de las variables (Pesaran y Shin, 1998).

Dado un VAR(p) con variables exógenas como sigue:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \Gamma_i Y_{t-i} + \Upsilon D_t + \Phi X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

¹³ Es decir, la capacidad de expansión de la liquidez unida a la propensión a prestar, dadas las reservas del sistema bancario en medios de pago restringidos (un instrumento de convertibilidad inmediata en bienes y activos a su valor nominal).

¹⁴ Monedas que cuentan con una zona monetaria más amplia, como el dólar, aceptado en todo el mundo, el euro, en toda Europa y en países con importantes relaciones comerciales con Europa, y el yen japonés, también aceptado como medio de pago en transacciones entre residentes y no residentes en diversas economías que comercian con el Japón. Estas son las principales monedas de la jerarquía monetaria, cuyo criterio de clasificación es la liquidez internacional del activo financiero. El real brasileño se encuentra claramente en una posición inferior en la jerarquía monetaria internacional con respecto a las monedas destacadas anteriormente.

Dando por válidos los supuestos estándar de estabilidad del proceso VAR(p), sin autocorrelación de errores (pero sin restringir la posibilidad de correlación contemporánea entre los componentes de ε_t), independencia entre los errores y los regresores estocásticos y deterministas, y multicolinealidad no perfecta entre Y_t, \dots, Y_{t-p}, X_t y D_t , se puede representar el proceso estocástico $\{Y_t\}_{t=-\infty}^{+\infty}$ como:

$$Y_t = \Psi(L)D_t + \Xi(L)X_t + \Theta(L)\varepsilon_t \tag{2}$$

Donde $\Psi(L)$, $\Xi(L)X_t$ y $\Theta(L)$ son polinomios matriciales de orden infinito.

Tomando Ω_{t-1} como la historia conocida de la economía hasta $t - 1$, podemos escribir:

$$E(Y_{t+k} | \Omega_{t-1}) = \Psi(L)D_{t+k} + \sum_{i=1}^{\infty} \Xi_{i+k}X_{t-i} + E\left(\sum_{h=0}^k \Xi_{k-h}X_{t+h} | \Omega_{t-1}\right) + \sum_{i=1}^{\infty} \Theta_{k+i}\varepsilon_{t-i} \tag{3}$$

Si consideramos que la economía se ve afectada en t por un vector $\delta' = (\delta_1, \dots, \delta_n)$ de choques sobre las n variables de Y_t , obtenemos que:

$$E(Y_{t+k} | \varepsilon_t = \delta, \Omega_{t-1}) = \Psi(L)D_{t+k} + \sum_{i=1}^{\infty} \Xi_{i+k}X_t + E\left(\sum_{h=0}^k \Xi_{k-h}X_{t+h} | \Omega_{t-1}\right) + \Theta_k\delta + \sum_{i=1}^{\infty} \Theta_{k+i}\varepsilon_{t-i} \tag{4}$$

Ocurriendo el choque en el t dado, nos interesa el perfil en el tiempo de la respuesta de cada variable de un sistema a un choque inesperado, por la propia dinámica del sistema. La función de respuesta al impulso de cada variable es una medida de este perfil. Así que dados δ y Ω_{t-1} , obtenemos una función que devuelve para cada valor de k la respuesta de Y_{t+k} a un choque ocurrido en t . Esta función se llama, en Pesaran y Shin (1998), función de respuesta al impulso generalizada, que representamos a continuación como:

$$GI(K, \delta, \Omega_{t-1}) = E(Y_{t+k} | \varepsilon_t = \delta, \Omega_{t-1}) - E(Y_{t+k} | \Omega_{t-1}) = \Theta_k\delta \tag{5}$$

Considerando que en t solo haya un choque en la variable j y suponiendo que los errores de la forma autorregresiva de Y_t siguen una distribución normal multivariante¹⁵, $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$, se puede escribir:

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{jt} = \delta_j) = (\sigma_{1j}, \sigma_{2j}, \dots, \sigma_{mj})' \sigma_{jj}^{-1} \delta_j = \Sigma S_j \sigma_{jj}^{-1} \delta_j \tag{6}$$

Donde $(\sigma_{1j}, \sigma_{2j}, \dots, \sigma_{mj})'$ es el vector de covarianzas contemporáneas entre los errores de cada ecuación del sistema, σ_{jj} es la varianza del j -ésimo elemento de ε_t y S_j es un vector de ceros, excepto el número 1 en su j -ésima entrada.

Escalando el choque δ_j a una desviación estándar de ε_{jt} , Pesaran y Shin (1998) definen la función de respuesta al impulso generalizada como:

$$GI_j(k) = \sigma_{jj}^{-1/2} \Theta_k \Sigma S_j \tag{7}$$

¹⁵ Pesaran y Shin (1998) en su segunda nota a pie de página recuerdan que cuando las distribuciones de errores ε_t no son normales, se podrían obtener las expectativas condicionales $E(\varepsilon_t | \varepsilon_{jt} = \delta_j)$ mediante simulaciones estocásticas, o mediante técnicas de remuestreo si no se conoce la distribución de los errores.

Supongamos ahora que las n variables endógenas de Y_t son $I(1)$, pero están cointegradas, de modo que observamos $Y_t \sim CI(1,1)$ (Engle y Granger, 1992). Representamos entonces el modelo en su forma corregida de errores:

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} C_i \Delta Y_{t-i} + B X_t + \alpha \beta' H D_t + \epsilon_t \quad (8)$$

Donde D_t es un vector de componentes deterministas que eventualmente se encuentran en la relación de cointegración (de modo que $\alpha \beta' Y_{t-1}$ sea estacionario con promedio cero) y B , H y C_i , con $i = 1, \dots, p-1$, son matrices de coeficientes.

Sobre la base de Pesaran y Shin (1998), dado que la primera diferencia de Y_t es $I(0)$, siendo $C = I_n - \sum_{i=1}^{p-1} C_i$ y $\alpha \perp$ y $\beta \perp$ tales que $\alpha' \alpha \perp = \beta' \beta \perp = 0$, siempre que $\alpha \perp C \beta \perp$ sea de rango completo, obtenemos:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} Z_i X_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} A_i \alpha \beta' D_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} K_i \epsilon_{t-i} \quad (9)$$

Donde Z_i , A_i y K_i , para $i = 0, 1, \dots$, matrices de coeficientes.

Siendo Σ_ϵ la matriz de covarianza de ϵ_t e $\psi_k = \sum_{j=0}^k K_j$ con $\psi_0 = I_n$, la función de respuesta al impulso generalizada para las variables endógenas a nivel, escalada a un choque unitario, es:

$$GI_j(k) = \sigma_{jj}^{-1} \psi_k \sum_{\epsilon} \zeta_j \quad (10)$$

En un modelo que considere los logaritmos naturales del tipo de cambio nominal y del nivel de precios al consumidor, la función de respuesta al impulso del logaritmo del nivel de precios ante un choque unitario del tipo de cambio proporciona exactamente una medida de traspaso cambiario, ya que representa la elasticidad del nivel de precios ante un choque del tipo de cambio.

Como ampliación del modelo original, también se analizarán por separado los efectos sobre los precios libres y administrados y la presencia de asimetría en el traspaso del tipo de cambio. Las series de índices de precios libres y administrados se construyeron fijando julio de 2003 igual a 100 y acumulando las variaciones porcentuales de cada categoría de precios. A continuación, explicamos la metodología utilizada para considerar la posibilidad de asimetría en el traspaso del tipo de cambio.

Dados $LCAMBIO+$ y $LCAMBIO-$ definidos como sigue:

$$LCAMBIO_t^+ = \sum_{i=1}^t \omega^+ \Delta e_t; \begin{cases} \omega^+ = 1, & \text{si } \Delta e_t > 0 \\ \omega^+ = 0, & \text{si } \Delta e_t \leq 0 \end{cases} \quad (11)$$

$$LCAMBIO_t^- = \sum_{i=1}^t \omega^- \Delta e_t; \begin{cases} \omega^- = 0, & \text{si } \Delta e_t \geq 0 \\ \omega^- = 1, & \text{si } \Delta e_t < 0 \end{cases} \quad (12)$$

Donde Δe_t es la primera diferencia del logaritmo natural del tipo de cambio.

Para llevar a cabo el análisis empírico que se presenta en la siguiente subsección, se siguieron los siguientes pasos: i) selección de las variables relativas a la ejecución de la política monetaria que permitan modelizar el sistema de interés, sobre la base de la literatura y los modelos utilizados por el Banco Central del Brasil; ii) ejecución de pruebas de raíz unitaria para determinar el orden de integración de cada una de las variables; iii) determinación del número de rezagos para un VAR con variables en nivel;

iv) aplicación de la prueba de cointegración; v) estimaciones preliminares de VEC y VAR y observación de las funciones de respuesta al impulso generalizadas; vi) en cada VEC, aplicación de pruebas de significación de los coeficientes de cada variable en la relación de cointegración y también de exogeneidad débil, y vii) especificaciones finales. Por último, para determinar el número de rezagos se usaron dos metodologías, equivalentes en todos los modelos presentados en este trabajo: se estableció el rezago máximo en ocho y se buscó el VAR más pequeño con residuos no autocorrelacionado mediante la prueba LM de autocorrelación. Sobre la base de Banco Central del Brasil (2012b), se utilizó el criterio de información de Hannan-Quinn para determinar el tamaño del VAR y se añadieron rezagos en la medida en que fueron necesarios para eliminar la autocorrelación en los residuos de la prueba LM. Estas metodologías se aplicaron al VAR en niveles, de modo que los VEC tienen un rezago menos¹⁶.

2. ¿Por qué se produce un traspaso asimétrico del tipo de cambio?

La asimetría en el traspaso del tipo de cambio se refiere a las diferentes reacciones de los precios agregados dependiendo de la dirección del choque cambiario. La asimetría de los precios de importación en la economía nacional puede explicarse por el poder de mercado que poseen las empresas que exportan a la economía nacional, capaces de mantener sus márgenes en moneda extranjera cuando se produce una depreciación cambiaria y de obtener ganancias cuando se produce una apreciación. Otra explicación posible es la existencia de limitaciones en las redes de distribución de las empresas que exportan a la economía nacional o de limitaciones a las exportaciones en los países de los que importa la economía nacional, lo que provoca que, en períodos de apreciación de la moneda nacional, el aumento de la demanda de productos importados —motivado por el incremento del poder adquisitivo internacional de la moneda— conduzca a una presión por aumentar el precio de los bienes importados en moneda extranjera, lo que reduce el impacto de la apreciación del tipo de cambio (Brun-Aguerre, Fuertes y Greenwood-Nimmo, 2017). Otra posible causa de la asimetría del traspaso cambiario surge cuando una empresa se enfrenta a una competencia razonable en el mercado internacional y pugna por su participación en los mercados extranjeros. En caso de que la moneda de un país importador experimente una apreciación, la empresa mantiene su precio en su propia moneda y permite un traspaso completo del tipo de cambio al precio en la moneda del país importador. En caso de depreciación, para mantener su cuota de mercado, la empresa exportadora absorbe parte de la pérdida de poder adquisitivo de la moneda del importador disminuyendo el precio en su moneda local, lo que reduce el traspaso al precio pagado por el importador (Pimentel, 2013, págs. 36-37) (véanse discusiones teóricas más detalladas sobre este tema en Pimentel (2013), Pimentel, Luporini y Modenesi (2016), Brun-Aguerre, Fuertes y Greenwood-Nimmo (2017), Assis (2017, cap. 1) y Assis, Cerqueira y Feijó (2019))¹⁷.

En la literatura internacional, el tema se ha investigado en trabajos como los de Pollard y Coughlin (2003), que constatan que en la mitad de 30 sectores industriales analizados en los Estados Unidos entre 1978 y 2000 existe un traspaso asimétrico del tipo de cambio a corto plazo, pero no predomina un único tipo de asimetría; Bussière (2013), que en un estudio de los países del Grupo de los Siete (G7) entre 1980 y 2006 encuentra una tendencia hacia un mayor traspaso de las depreciaciones que de las apreciaciones de las monedas locales a corto plazo, y Delatte y López-Villavicencio (2012), que estudian datos trimestrales entre 1980 y 2009 para el Japón, Alemania, los Estados Unidos y

¹⁶ Para garantizar la parsimonia en el tamaño del VAR, solo rechazamos la hipótesis nula de no autocorrelación cuando el valor p era inferior a 0,01.

¹⁷ Este es un ejemplo de fijación de precios según el mercado, cuando la empresa exportadora que se enfrenta a diferentes estructuras de mercado de ventas (una en el mercado nacional y otra en los mercados internacionales) discrimina los precios entre estos mercados, lo que la convierte en un competidor más agresivo en los mercados internacionales (lo que causa la asimetría en el traspaso del tipo de cambio descrita anteriormente) y en algo más parecido a un oligopolista en el mercado nacional (Krugman, 1986).

el Reino Unido y constatan un mayor traspaso de las depreciaciones a largo plazo. En el caso brasileño, la literatura sobre la asimetría del traspaso del tipo de cambio es todavía bastante escasa. Destacamos aquí los trabajos de Pimentel, Luporini y Modenesi (2016) y Assis (2017), que encuentran asimetrías en direcciones opuestas: los primeros autores observan un traspaso mayor de las depreciaciones que de las apreciaciones, mientras que Assis constata justo lo contrario, además de observar una asimetría aún más intensa que la encontrada por Pimentel, Luporini y Modenesi (2016).

3. Análisis empírico

Para alcanzar los objetivos de este trabajo mediante la metodología descrita, utilizaremos las medidas de las variables teóricas de interés que se presentan en el cuadro 2. Este cuadro se complementa con el análisis de las variables utilizadas en nuestro modelo, incluido en los cuadros 3, 4 y 5.

Cuadro 2
Variables utilizadas

Variable	Medida	Abreviatura	Fuente
Intereses básicos reales	Anualización de la tasa de interés SELIC/over (acumulada en el mes) deflactada por el porcentaje de variación del índice general de precios-mensual (IGP-M) del mes en curso ^a	INTERESES	Banco Central del Brasil e Instituto Brasileño de Economía (FGV IBRE)
Tipo de cambio	Tipo de cambio real/dólar libre promedio del mes	CAMBIO	Serie 3697 del sistema de gestión de series temporales (SGS) del Banco Central del Brasil
Variaciones porcentuales positivas acumuladas del tipo de cambio	Véase el apartado III.1	LCAMBIO+	
Variaciones porcentuales negativas acumuladas del tipo de cambio	Véase el apartado III.1	LCAMBIO-	
Nivel de actividad	Índice de actividad económica del Banco Central del Brasil (IBC-Br)	IBC	Banco Central del Brasil
Índice de precios al consumidor	Índice general de precios al consumidor amplio	IPCA	Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE)
Crédito	M4/base monetaria, esta última desestacionalizada mediante el método de los promedios móviles en un modelo multiplicativo	CREDSA	Banco Central del Brasil
Índice de precios al consumidor libres	Estableciendo julio de 2003 como 100, se acumularon las variaciones del IPCA de precios libres	LIBRES	Construcción a partir de las series de variación porcentual disponibles en el Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), <i>Ipeadata</i> [en línea] http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx , según las definiciones del Banco Central del Brasil
Índice de precios al consumidor administrados	Estableciendo julio de 2003 como 100, se acumularon las variaciones del IPCA de precios administrados	ADMS	
Precio de los productos básicos	Índice de productos básicos del Brasil (IC-BR) convertido a dólares	IC	Banco Central del Brasil
Nivel de actividad del sector externo	Índice de producción industrial total de los Estados Unidos (promedio de 2012=100)	IND ^{US}	Junta de Gobernadores del Sistema de la Reserva Federal, "Industrial Production: Total Index" [en línea] https://fred.stlouisfed.org/serie/IPB5001N
Percepción de la incertidumbre por parte de los inversionistas internacionales	VIX-Índice de volatilidad de la Bolsa de Opciones de Chicago (CBOE) (promedio mensual de los valores de cierre diarios)	VIX	Bolsa de Opciones de Chicago (CBOE), "CBOE Volatility Index: VIX" [en línea] <a href="https://fred.stlouisfed.org/serie/VIXCLS<sup>b</sup">https://fred.stlouisfed.org/serie/VIXCLS^b

Fuente: Elaboración propia.

^a Coherente con la práctica del Banco Central del Brasil, "Revisão dos modelos de vetores autorregressivos com fundamentação econômica – 2012", *Relatório de Inflação*, vol. 14, N° 3, septiembre de 2012.

^b Actualmente existen medidas del VIX dirigidas a los mercados emergentes, incluso al Brasil en particular (que tal vez debería tratarse como una variable endógena), pero los datos observados para estas medidas no abarcan todo el período muestral considerado en este trabajo.

Cuadro 3
Estadísticas descriptivas de las variables endógenas

	DLOG(IPCA)	DLOG(IBC)	DLOG(CAMBIO)	INTERESES	LOG(CREDSA)
Media	0,004944	0,001829	0,000691	5,932555	2,850260
Mediana	0,004787	-0,003013	-0,005452	5,975032	2,820874
Máximo	0,013114	0,118665	0,188575	31,737390	3,199159
Mínimo	-0,002103	-0,063896	-0,070322	-11,410070	2,627624
Desviación estándar	0,002616	0,036181	0,036942	8,110612	0,157833

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4
Estadísticas descriptivas de las variables exógenas

	DLOG(IND ^{US})	DLOG(IC)	LOG(VIX)
Media	0,000976	0,003159	2,883016
Mediana	-0,001173	0,004653	2,815523
Máximo	0,046533	0,081658	4,137396
Mínimo	-0,050636	-0,181264	2,381176
Desviación estándar	0,017284	0,034099	0,352920

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 5
Variables endógenas en los modelos ampliados

	LCAMBIO-	LCAMBIO+	DLOG(LIBRES)	DLOG(ADMS)
Media	2,016269	2,931270	0,005010	0,004829
Mediana	2,165229	2,884575	0,005000	0,003500
Máximo	2,967498	4,242634	0,012000	0,033600
Mínimo	0,885990	2,094315	-0,003500	-0,011100
Desviación estándar	0,599040	0,639886	0,002873	0,005353

Fuente: Elaboración propia.

Usar la tasa de interés real de la forma descrita anteriormente nos pareció que arrojaría más luz sobre la efectividad de la política monetaria y que estaba más alineado con el resultado previo de Assis (2017), que, en ejercicios similares a los realizados en este trabajo, halló que, aunque el Banco Central del Brasil es más reactivo a los choques que afectan a las expectativas de inflación, expresadas en el régimen de metas adoptado por el país, el choque de la política monetaria es más potente cuando es capaz de elevar la tasa de interés real contemporáneamente, lo que se ajusta a la literatura que siguió la llamada “regla de Taylor”.

Además, el indicador indirecto del crédito fue el utilizado por el Banco Central del Brasil (2012b) en varios de sus modelos. No obstante, dada la fuerte estacionalidad de la base monetaria en diciembre — cuando se produce un gran crecimiento debido a la necesidad de liquidez de los bancos y al aumento del papel moneda en manos del público —, fue necesario limpiar este efecto de la serie de base monetaria antes de incluirla en los modelos, ya que las variables ficticias estacionales no reflejaban adecuadamente el efecto estacional¹⁸. Así, la variable indirecta obtenida refleja la relación entre los medios de pago totales (en su sentido más amplio) y la tendencia, multiplicada por un componente estocástico, de la base monetaria. Esto refleja la capacidad del sistema bancario, dado el comportamiento temporal de la masa monetaria en su sentido oficial estricto, para ampliar la liquidez disponible en la economía, es decir, es una medida de la elasticidad del sistema monetario brasileño¹⁹.

¹⁸ Para comprobar si las variables ficticias estacionales utilizadas explicaban el efecto, se efectuó una regresión de la variable de crédito sin desestacionalizar la base frente a las variables ficticias, y el efecto seguía siendo muy intenso en los residuos.

¹⁹ En este caso, la elasticidad significa la capacidad de expansión y contracción de la liquidez de la economía ante la demanda de liquidez por parte del público.

Incluir los precios de los productos básicos es necesario, además de por su importancia histórica para el país, porque resultaron muy relevantes para entender varios fenómenos económicos de la última década y media en el Brasil (Bresser-Pereira, 2009; Finello y Feijó, 2017). La apreciación atípica de los precios de los productos básicos, que alcanzó su pico en plena crisis de las hipotecas de alto riesgo (en el segundo semestre de 2008), y su reanudación tras el “ojo de la tormenta” con un nuevo pico en abril de 2011, provocó la apreciación de las monedas de varios exportadores de productos básicos, entre ellos el Brasil, lo que parece estar vinculado a lo que algunos investigadores llamaron la reprimarización del modelo de exportación brasileño²⁰ y que se opone a la descripción del síndrome holandés hecha en Bresser-Pereira (2009). Además, promovió una acumulación sin precedentes de reservas internacionales. Como medida de los precios de los productos básicos utilizamos el índice de productos básicos del Brasil (IC-BR), calculado en reales por el Banco Central del Brasil y convertido a dólares. Incluir el índice de productos básicos también sirve para controlar los choques de costos procedentes del sector externo que no se deben a la depreciación del tipo de cambio, y también es una medida de la variación de los precios nominales en la moneda extranjera de referencia.

En el ámbito de la política monetaria, también es importante abordar los impactos causados por los movimientos del nivel de actividad del sector externo, ya que este afecta al saldo en las transacciones corrientes, que es una variable vinculada esencialmente al tipo de cambio y repercute en la actividad económica interna y en el precio de los bienes comercializables. Por ser uno de los principales socios comerciales del Brasil, además de la mayor economía del mundo y emisora de la moneda de reserva internacional, hemos seleccionado el índice de producción industrial total de los Estados Unidos como indicador indirecto del nivel de actividad del sector externo²¹.

Inicialmente, también consideramos introducir la tasa de fondos federales como forma de controlar la tasa de interés de referencia internacional, pero el comportamiento de la serie²² supuso dificultades sin que hubiera ventajas sustanciales en cuanto al control, ya que el diferencial de los intereses se explica en gran medida por las variaciones de la tasa de interés del Brasil, debido a que la tasa de fondos federales efectiva es mucho más estable que la tasa SELIC efectiva.

Para incrementar los choques exógenos al sistema de política monetaria brasileño, introduciendo información no captada por el nivel de actividad del sector externo ni por los precios de los productos básicos, incluimos una medida de percepción del riesgo en los mercados financieros internacionales. Así, el índice VIX entra en el modelo como forma de controlar los choques exógenos de los flujos financieros hacia la economía brasileña. El índice VIX mide la volatilidad prevista a corto plazo de una amplia gama de valores negociados en bolsa, que reacciona al “estado de ánimo” de los inversionistas internacionales, sin duda un factor importante en la administración de la política monetaria nacional.

Una vez elegidas las variables endógenas y exógenas, comprobamos la presencia de raíces unitarias en cada una de las series. Las pruebas utilizadas fueron la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF), la prueba de Elliot, Rothenberg y Stock de punto óptimo (ERS) y dos pruebas de Ng y Perron (NgP), MZa y MZt. Para la ADF, primero se ajustó una regresión de Dickey y Fuller aumentada para cada serie con el fin de elegir el menor número de rezagos con residuos no autocorrelacionados. Cuando fue necesario, se incluyeron variables ficticias estacionales centradas²³, pues están construidas de tal manera que no desplazan la distribución de la prueba, lo que permite comparar el valor de la prueba²⁴

²⁰ Véase a este respecto Oreiro y Feijó (2010).

²¹ Producción industrial: índice total (IPB50001N), Índice 2012=100, mensual, sin ajustar estacionalmente (véase [en línea] <https://fred.stlouisfed.org/series/IPB50001N>).

²² Ruptura desde la introducción de la política de tasas de interés nominales “casi cero” en el período posterior a la crisis. Largos períodos de estabilidad interrumpidos por períodos de aumento o disminución. Estos fenómenos pueden comprometer los resultados de ejercicios como los desarrollados en esta sección.

²³ Cuando su inclusión reducía considerablemente el número de rezagos necesarios para eliminar la autocorrelación en los residuos. Véase un comentario sobre estas variables ficticias en IHS Global Inc. (2015, pág. 942).

²⁴ El valor correspondiente a la estadística t (que en realidad sigue una variante de la distribución de Dickey-Fuller) del coeficiente de la variable desfasada en la regresión de Dickey-Fuller aumentada.

con los valores críticos calculados en EViews. Dichas variables ficticias se construyen de forma que en el período estacional de interés tomen el valor $(P-1)/P$ y en el resto de los períodos estacionales el valor $-1/P$, siendo P el número de períodos estacionales. Por ejemplo, si los datos son mensuales, la variable ficticia de enero toma el valor 11/12 en todos los meses de enero y $-1/12$ en los demás meses. En el caso de las pruebas NgP y ERS, para la estimación espectral se usó el método de kernel espectral cuadrático y la selección automática de ancho de banda de Andrews. La muestra se compone de datos mensuales desde agosto de 2003 hasta agosto de 2016 (157 observaciones). Las pruebas se realizaron con constante únicamente, y con constante y tendencia para los logaritmos naturales de las series elegidas (salvo en el caso de la variable INTERESES) y con constante para sus primeras diferencias²⁵. En el cuadro 6 se resumen los resultados de las pruebas. Los valores de interés para las pruebas de las series de nivel se presentan en el anexo (véase el cuadro A1.2).

Cuadro 6
Resumen de los resultados de las pruebas de presencia de raíz unitaria

Serie	ADF		NgP				ERS	
	D	D y T	D		D y T		D	D y T
			MZa	MZt	MZa	MZt		
INTERESES	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
LOG(CAMBIO)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
LOG(IBC)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
LOG(IPCA)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
LOG(CREDSA)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)
LOG(LIBRES)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
LOG(ADMS)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
LOG(IC)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
LOG(IND ^{US})	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
LOG(IPC) ^a	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
LOG(VIX)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: ADF: prueba de Dickey-Fuller aumentada; NgP: pruebas de Ng y Perron; ERS: prueba de Elliot, Rothenberg y Stock de punto óptimo. D: deriva. T: tendencia.

^a Logaritmo del índice de precios al consumidor de los Estados Unidos, considerando a todos los consumidores urbanos, elaborado por la Oficina de Estadísticas Laborales del Departamento del Trabajo de los Estados Unidos. Esta variable se utiliza para estimar el tipo de cambio real ajustado por la variación de los precios internos y externos. Véase [en línea] <https://www.bls.gov/cpi/>.

En el caso del índice VIX, considerando una metodología de unión de rechazos (Harvey, Leybourne y Taylor, 2011), rechazamos la raíz unitaria para log(VIX), ya que las pruebas con constante rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria y las pruebas con constante y tendencia no rechazan la presencia de raíz unitaria en la serie.

Tras una serie de pruebas en las que se incluyeron y excluyeron variables, llegamos a cuatro modelos: el primero con el IPCA completo; el segundo con el IPCA descompuesto en precios libres y administrados; el tercero con el IPCA completo y el tipo de cambio descompuesto para obtener la asimetría del traspaso, y el cuarto con la inflación y el tipo de cambio descompuestos. En los primeros modelos, se identificaron tres rezagos en el VAR en niveles, y ambas pruebas de cointegración (prueba de Johansen de la traza y de valor propio máximo) apuntaron a dos vectores de cointegración. Sus respectivos VEC se estimaron con dos rezagos. Cuando se incluye la asimetría en el traspaso, la autocorrelación en los residuos aumenta considerablemente, lo que exige el aumento del VAR para no

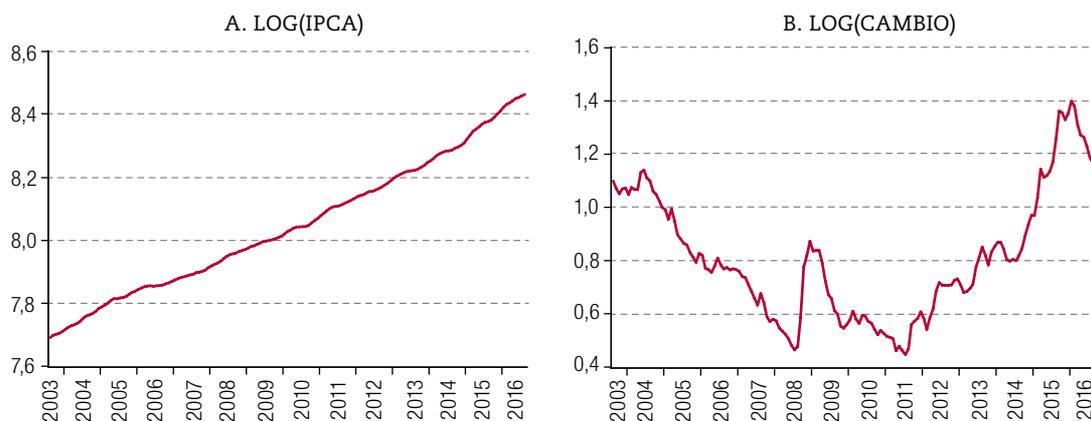
²⁵ Las pruebas NgP y ERS de punto óptimo no permiten la especificación sin término determinista. Puesto que como máximo consideramos que la serie original tenía tendencia determinista lineal, no es razonable considerar la presencia de tendencia en las primeras diferencias.

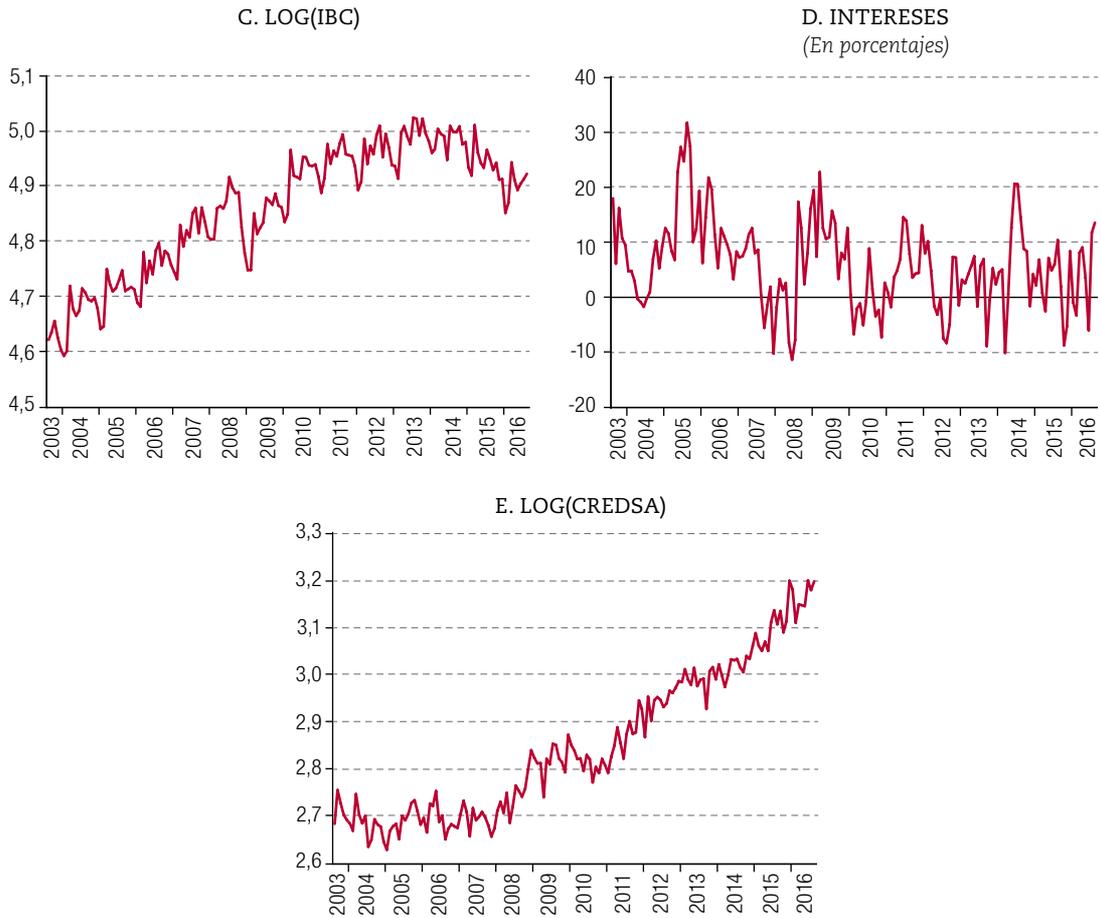
rechazar la no autocorrelación de los residuos mediante el test LM; la inclusión de la primera diferencia del $\log(VIX)$ de forma diferente al $\log(VIX)$ como hicimos en los dos modelos anteriores ayudó a mantener la parsimonia, y los VEC se estimaron con seis rezagos. Con siete rezagos en el VAR en niveles, ambas pruebas indicaron un vector de cointegración (véase el gráfico 1). En todos los modelos, IC e IND^{US} entraron en primera diferencia de sus logaritmos (véase el gráfico 2).

En el primer modelo se impuso la restricción en el primer vector de cointegración de que el coeficiente en $\log(IPCA)$ fuera 1 y el de $\log(IBC)$ fuera 0, mientras que en el segundo vector se hizo lo contrario, de modo que ambos vectores se identificaron sin restricciones adicionales y no se puede rechazar la exogeneidad débil del tipo de cambio. En el modelo con precios libres y administrados sin incluir la asimetría del traspaso, las restricciones de identificación sobre los vectores de cointegración fueron de 1 para el coeficiente de $\log(LIBRES)$ y de 0 para el coeficiente sobre $\log(IBC)$ en el primer vector, mientras que en el segundo vector fueron de 1 para el coeficiente de $\log(IBC)$ y de 0 para el coeficiente sobre $\log(ADMS)$. Una vez más, no se puede rechazar la exogeneidad débil del tipo de cambio.

En el modelo con asimetría e IPCA completo, el vector de cointegración no incluía ni LSNE (las variaciones porcentuales negativas acumuladas del tipo de cambio) ni $\log(CREDSA)$. En este último modelo no se puede imponer ninguna restricción más allá del coeficiente 1 sobre $\log(LIBRES)$ en la relación de cointegración, a riesgo de que la prueba LM rechace la no autocorrelación en los residuos. Esta diferencia en las restricciones, que no pudieron rechazarse estadísticamente, entre los modelos asimétricos podría explicar la incoherencia entre las estimaciones de que el traspaso de las depreciaciones fuera mayor para los dos componentes del IPCA que para el IPCA completo.

Gráfico 1
Variables endógenas, 2003-2016

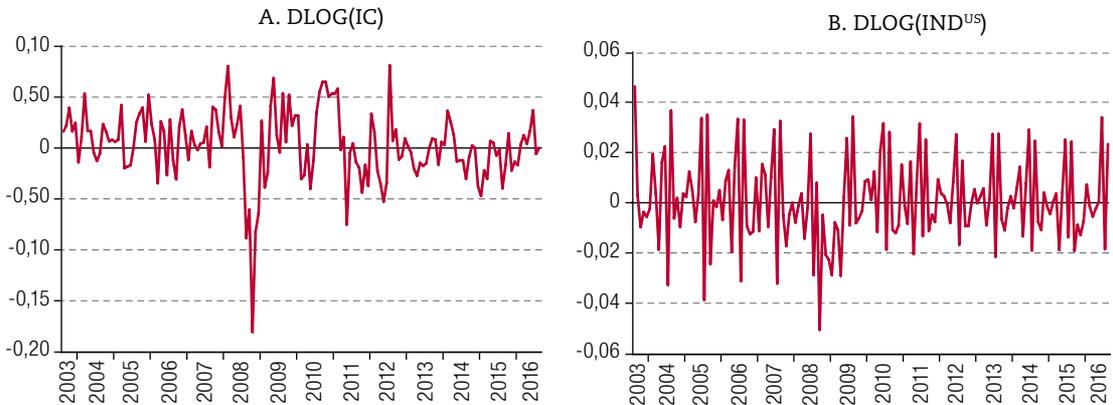


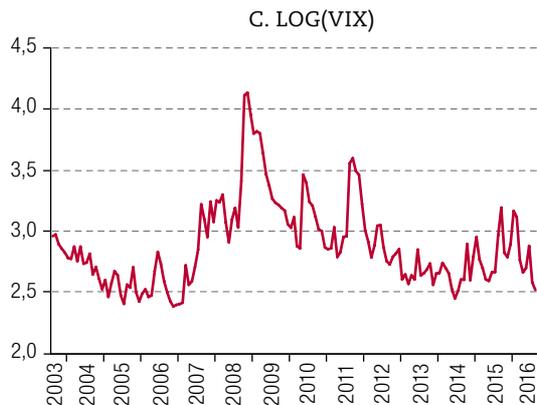


Fuente: Elaboración propia.

Nota: Medidas de las variables: IPCA: índice general de precios al consumidor amplio; CAMBIO: tipo de cambio real/dólar libre promedio del mes; IBC: índice de actividad económica del Banco Central del Brasil (IBC-Br); INTERESES: anualización de la tasa de interés SELIC/over (acumulada en el mes) deflactada por el porcentaje de variación del índice general de precios-mensual (IGP-M) del mes en curso; CREDSA: M4/base monetaria, esta última desestacionalizada mediante el método de los promedios móviles en un modelo multiplicativo.

Gráfico 2
Variables no modeladas, 2003-2016



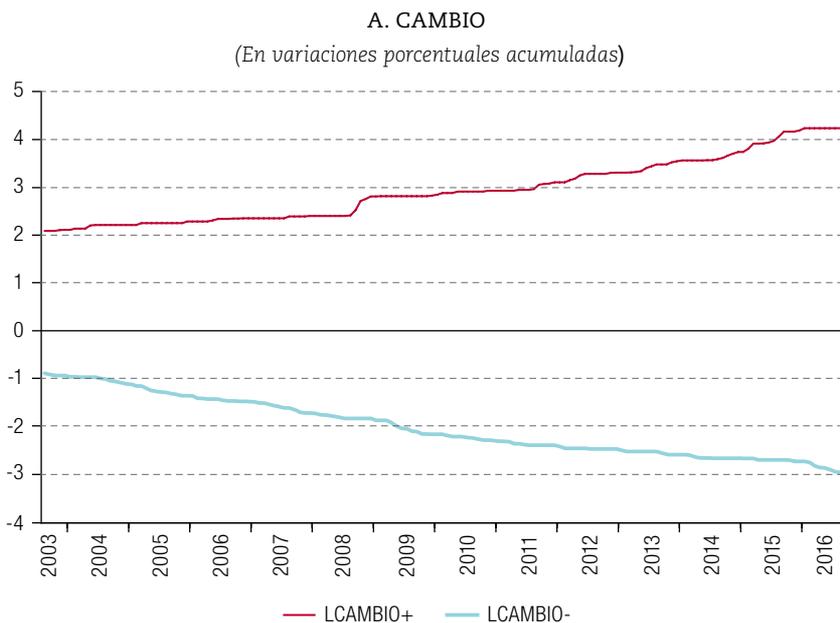


Fuente: Elaboración propia.

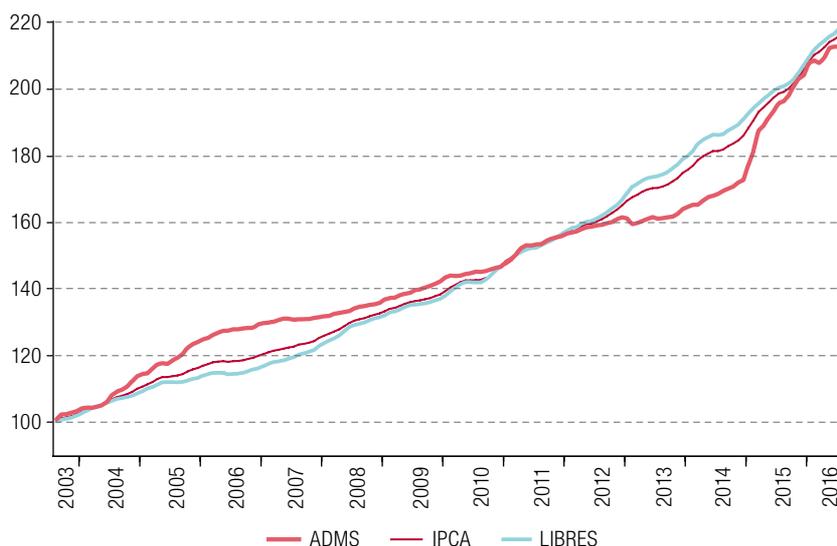
Nota: Medidas de las variables: IC: índice de productos básicos del Brasil (IC-BR) convertido a dólares; INDUS: índice de producción industrial total de los Estados Unidos (promedio de 2012=100); VIX: VIX-Índice de volatilidad de la Bolsa de Opciones de Chicago (CBOE) (promedio mensual de los valores de cierre diarios).

Se modificó la base del IPCA completo en el mismo período para que las series sean comparables, como se muestra en el gráfico 3.

Gráfico 3
Variables endógenas adicionales, 2003-2016



B. IPCA
(Índice: 2003=100)



Fuente: Elaboración propia.

Nota: Medidas de las variables: CAMBIO: tipo de cambio real/dólar libre promedio del mes; LCAMBIO+: variaciones porcentuales positivas acumuladas del tipo de cambio; LCAMBIO-: variaciones porcentuales negativas acumuladas del tipo de cambio; IPCA: índice general de precios al consumidor amplio; ADMS: estableciendo julio de 2003 como 100, se acumularon las variaciones del IPCA de precios administrados; LIBRES: estableciendo julio de 2003 como 100, se acumularon las variaciones del IPCA de precios libres.

En los cuadros 7 y 8 se muestran los traspasos del tipo de cambio estimados por los modelos según la metodología ya descrita. Presentamos los resultados de la respuesta de los precios en 12 períodos, teniendo en cuenta el choque cambiario ocurrido en el primer período. El efecto a largo plazo es el que permanece sin cambios en el nivel de precios después de cierto período, es decir, es el que establece el aumento de los precios, *ceteris paribus*, con respecto a cómo serían si el choque no se hubiera producido en $t = 1$, a partir de cierto tiempo después del choque durante un período de tiempo indeterminado.

Cuadro 7
Traspaso del tipo de cambio

t	IPCA simétrico	IPCA descompuesto simétrico		IPCA asimétrico	
		LIBRES	ADMS	Apreciación	Depreciación
1	0,0061	-0,0024	0,0281	-0,0043	0,0082
2	0,0147	0,0038	0,0440	-0,0179	0,0135
3	0,0203	0,0119	0,0458	-0,0362	0,0142
4	0,0256	0,0198	0,0445	-0,0461	0,0175
5	0,0330	0,0275	0,0493	-0,0796	0,0404
6	0,0420	0,0360	0,0585	-0,0927	0,0458
7	0,0499	0,0429	0,0677	-0,1134	0,0492
8	0,0566	0,0480	0,0769	-0,1313	0,0548
9	0,0627	0,0523	0,0859	-0,1458	0,0633
10	0,0677	0,0554	0,0939	-0,1559	0,0692
11	0,0719	0,0577	0,1005	-0,1699	0,0777
12	0,0755	0,0595	0,1062	-0,1825	0,0802
Largo plazo	0,0930	0,0623	0,1258	-0,2422	0,1095

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 8

Traspaso del tipo de cambio, modelo IPCA descompuesto con asimetría en el traspaso

t	Apreciación		Depreciación	
	LIBRES	ADMS	LIBRES	ADMS
1	0,0140	-0,0410	-0,0012	0,0424
2	0,0156	-0,0779	0,0021	0,0624
3	0,0026	-0,0980	0,0047	0,0620
4	0,0001	-0,1214	0,0062	0,0765
5	-0,0317	-0,1599	0,0295	0,1109
6	-0,0462	-0,1598	0,0305	0,1382
7	-0,0561	-0,1754	0,0341	0,1477
8	-0,0707	-0,1926	0,0475	0,1391
9	-0,0843	-0,2029	0,0595	0,1413
10	-0,0975	-0,2030	0,0666	0,1521
11	-0,1209	-0,1965	0,0781	0,1589
12	-0,1368	-0,1930	0,0789	0,1657
Largo plazo	-0,2337	-0,2161	0,1302	0,1955

Fuente: Elaboración propia.

Con nuestra metodología de estimación del traspaso, los cuadros 7 y 8 deben interpretarse como sigue: suponiendo que el modelo refleja la dinámica real de las variables de la economía, el valor de una celda corresponde a la elasticidad del nivel de precios en ese período en relación con un choque dado del tipo de cambio de $t = 1$, de modo que si el valor de la celda para $t = s$ es 0,1, esto significa que, si el tipo de cambio tiene una variación inesperada de $x\%$ en $t = 1$, la variación de los precios esperada por el modelo con respecto a cómo serían en ausencia del choque en $t = 1$, en $t = s$ es de $(x \cdot 0,1)\%$. Es decir, la función de respuesta al impulso mide la variación de los precios con respecto a cómo serían si no hubiera habido un choque, inesperado por la dinámica del modelo, en $t = 1$. Así, por ejemplo, el primer modelo nos dice que, si el tipo de cambio sufre una variación, inesperada dentro de la dinámica del modelo, del 1% en el período en curso, los precios corrientes serán un 0,0061% más altos y en 12 meses acumularán una variación del 0,0755% con respecto a cómo serían en ausencia del choque, suponiendo que todo lo demás permanezca constante.

Los resultados anteriores, al igual que los de Minella y otros (2003), indican un traspaso del tipo de cambio mucho mayor en los precios administrados que en los precios libres. Los precios libres están más sujetos a la competencia del mercado, a diferencia de los precios administrados, que siguen incluyendo precios contratados indexados según índices de precios más sensibles al tipo de cambio que el IPCA, como el índice general de precios mensual (IGP-M). En el IGP-M tiene mucho peso el IPM, que es un índice más sensible a los movimientos del tipo de cambio (Belaisch, 2003; Albuquerque y Portugal, 2005), además de ser una especie de precio al productor, ligado, por lo tanto, a los precios de la parte superior de la cadena de producción —a diferencia del IPCA, que mide los precios de los bienes finales al consumidor—, y se ha observado que el traspaso disminuye a lo largo de la cadena de producción (McCarthy, 2000; Choudhri, Faruqee y Hakura, 2005; Capistrán, Ibarra y Francia, 2012). Asimismo, como en Assis (2017), se ha demostrado que existe un traspaso asimétrico en el que el traspaso de la apreciación de la moneda nacional es mucho más marcado que el traspaso de su depreciación. Esto indica que el tipo de cambio puede utilizarse para controlar la inflación mediante su reducción. Así, existe la posibilidad de compensar los choques inflacionarios de otras fuentes a través de la apreciación de la moneda nacional, ya sea atrayendo capitales mediante un aumento de la tasa de interés (mecanismo de transmisión cuyo poder se subestima cuando se da el tipo de asimetría de traspaso señalada en los ejercicios econométricos realizados en este trabajo), ya sea interviniendo de forma directa en el mercado de divisas al contado o de futuros. Esta última parece haber sido la vía

preferida del Banco Central del Brasil (García y Volpon, 2014; Rossi, 2015) y posiblemente por buenos motivos, como señalan Ventura y García (2012)²⁶. También observamos una mayor asimetría en los precios libres y poca asimetría en los administrados, de modo que la marcada asimetría del traspaso del tipo de cambio al IPCA se debe mucho más a los precios regulados por el mercado que a los precios contratados a lo largo del año o controlados por el Gobierno.

IV. Conclusiones

La demostración de una marcada asimetría en el traspaso del tipo de cambio caracterizada por un mayor traspaso de los choques de apreciación de la moneda nacional indica que las intervenciones de la autoridad monetaria en favor de la apreciación del tipo de cambio son bastante importantes para evitar una mayor desviación de la tasa de inflación con respecto a la inflación meta en presencia de otros choques inflacionarios. Así, en lugar de temer los efectos perjudiciales en el control del proceso inflacionario que pueden derivarse de una depreciación del tipo de cambio, la posible reacción mediante las tasas de interés o mediante una intervención en el mercado de divisas —ya sea de futuros o al contado (véase García y Volpon, 2014; Rossi, 2015; Assis, 2017, cap. 2)— se justificaría. La razón es que se estaría utilizando el movimiento de apreciación de la moneda nacional como forma de generar presiones deflacionarias frente a otros choques inflacionarios que pudieran producirse o esperarse, y no solo para evitar los efectos de segundo orden de los choques de costos. En consecuencia, nuestros resultados indican que se subestima el poder del tipo de cambio en la transmisión de los choques de la política monetaria destinados a contener el proceso inflacionario.

En resumen, existen pruebas sólidas de la no linealidad del traspaso del tipo de cambio (asimetría) que exigen que la autoridad monetaria tenga en cuenta dicha asimetría en sus modelos. Se sugiere además que deberían investigarse más a fondo las relaciones no lineales entre los tipos de cambio y los precios internos y entre las variables de interés para los responsables de la política monetaria.

Bibliografía

- Albuquerque, C. R. y M. S. Portugal (2005), “Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: an analysis using time-varying parameters for the 1980–2002 period”, *Revista de Economia*, vol. 12, N° 1, Banco Central del Uruguay, mayo.
- Assis, T. M. de (2017), “A taxa de câmbio no regime de metas para a inflação no Brasil: mecanismos de transmissão, intervenção e repasse cambial”, tesis de maestría, Programa de Posgrado en Economía, Universidad Federal Fluminense.
- Assis, T. M., L. C. F. Cerqueira y C. C. Feijó (2019), “Determinantes do repasse cambial: uma resenha com foco no caso brasileiro”, *Revista de Economia Contemporânea*, vol. 23, N° 1, marzo.
- Ball, C. P. y J. A. Reyes (2008), “Inflation targeting or fear of floating in disguise? A broader perspective”, *Journal of Macroeconomics*, vol. 30, N° 1, marzo.
- Banerjee, A. y otros (1993), *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford University Press.
- Banco Central del Brasil (2013), “Revisão dos modelos de vetores autorregressivos estatísticos – 2012”, *Relatório de Inflação*, vol. 15, N° 1, marzo.
- _____(2012a), “Mecanismos de transmissão da política monetária nos modelos do Banco Central”, *Relatório de Inflação*, vol. 14, N° 1, marzo.
- _____(2012b), “Revisão dos modelos de vetores autorregressivos com fundamentação econômica – 2012”, *Relatório de Inflação*, vol. 14, N° 3, septiembre.

²⁶ Los autores observan que el tipo de cambio en el Brasil, a diferencia de los principales mercados monetarios del mundo, no se forma en el mercado al contado sino en el mercado futuro a muy corto plazo.

- (2011), “Modelos de projeção: atualização e aperfeiçoamentos”, *Relatório de Inflação*, vol. 3, N° 2, junio.
- Bejarano Aragón, E. K. S., B. T. L. S. Moura y K. H. L. Moura (2018), “Política monetária e preços de ativos no Brasil: uma avaliação empírica para o período de metas para a inflação”, *Análise Econômica*, vol. 36, N° 69.
- Belaisch, A. (2003), “Exchange rate pass-through in Brazil”, *IMF Working Papers*, N° 2003/141, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Bresser-Pereira, L. C. (2009), “A tendência à sobreapreciação da taxa de câmbio”, *Revista Econômica*, vol. 11, N° 1, junio.
- Brun-Aguerre, R., A. M. Fuertes y M. Greenwood-Nimmo (2017), “Heads I win; tails you lose: asymmetry in exchange rate pass-through into import prices”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, vol. 180, N° 2, febrero.
- Brun-Aguerre, R., A. M. Fuertes y K. Phylaktis (2012), “Exchange rate pass-through into import prices revisited: What drives it?”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 31, N° 4, junio.
- Burstein, A. y G. Gopinath (2014), “International prices and exchange rates”, *Handbook of International Economics*, vol. 4, Ámsterdam, North-Holland.
- Bussièrre, M. (2013), “Exchange rate pass-through to trade prices: the role of nonlinearities and asymmetries”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 75, N° 5, octubre.
- Calvo, G. A. y C. M. Reinhart (2002), “Fear of floating”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, N° 2, mayo.
- Campa, J. M. y L. S. Goldberg (2005), “Exchange rate pass-through into import prices”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 87, N° 4, noviembre.
- Capistrán, C., R. Ibarra y M. R. Francia (2012), “El traspaso de los movimientos del tipo de cambio a los precios: un análisis para la economía mexicana”, *El Trimestre Económico*, vol. 79, N° 316, octubre-diciembre.
- Carneiro, D. D., A. M. Monteiro y T. Y. H. Wu (2004), “Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA”, *Revista de Economia e Administração*, vol. 3, N° 1, enero-marzo.
- Choudhri, E. U., H. Faruqee y D. S. Hakura (2005), “Explaining the exchange rate pass-through in different prices”, *Journal of International Economics*, vol. 65, N° 2, marzo.
- Correa, A. S. y A. Minella (2006), “Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: a Phillips curve model with threshold for Brazil”, *Working Paper Series*, N° 122, Banco Central del Brasil, noviembre.
- Delatte, A. L. y A. López-Villavicencio (2012), “Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries”, *Journal of Macroeconomics*, vol. 34, N° 3, septiembre.
- Donayre, L. e I. Panovska (2016), “State-dependent exchange rate pass-through behavior”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 64, junio.
- Engle, R. F. y C. W. J. Granger (1992), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press.
- FGV IBRE (Instituto Brasileiro de Economía) (2022), “Estatísticas” [en línea] <https://portalibre.fgv.br/>.
- Finello, M. y C. Feijó (2017), “O desenvolvimentismo no Brasil: o debate atual”, *Análise Econômica*, vol. 35, N° especial.
- FMI (Fondo Monetario Internacional) (2022), “IMF Primary Commodity Prices” [en línea] <https://www.imf.org/en/Research/commodity-prices>.
- Garcia, M. y T. Volpon (2014), “DNDFs: a more efficient way to intervene in FX markets?”, *Texto para Discussão*, N° 621, Pontificia Universidad Católica de Río de Janeiro.
- Ghosh, A. R., J. D. Ostry y M. Chamon (2016), “Two targets, two instruments: monetary and exchange rate policies in emerging market economies”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 60, febrero.
- Harvey, D. I., S. J. Leybourne y A. M. Taylor (2011), “Testing for unit roots and the impact of quadratic trends, with an application to relative primary commodity prices”, *Econometric Reviews*, vol. 30, N° 5, octubre.
- IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística) (2022), “IPCA - Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo” [en línea] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9256-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor-amplo.html?=&t=destaques>.
- IHS Global Inc. (2015), *EViews 9 User's Guide II*, Irvine.
- Jacobson, T. y otros (1999), “A VAR model for monetary policy analysis in a small open economy”, *Sveriges Riksbank Working Paper series*, N° 77, Estocolmo, Banco Central de Suecia.
- Kaltenbrunner, A. y J. P. Painceira (2015), “Developing countries’ changing nature of financial integration and new forms of external vulnerability: the Brazilian experience”, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 39, N° 5, septiembre.
- Krugman, P. (1986), “Pricing to market when the exchange rate changes”, *NBER Working Paper series*, N° 1926, Cambridge, National Bureau of Economic Research (NBER).

- McCarthy, J. (2000), "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies", *Staff Report*, N° 111, Nueva York, Banco de la Reserva Federal de Nueva York.
- Minella, A. y otros (2003), "Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility", *Journal of International Money and Finance*, vol. 22, N° 7, diciembre.
- Mishkin, F. S. (2004), "Can inflation targeting work in emerging market countries?", *NBER Working Paper series*, N° 10646, Cambridge, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Nogueira, R. P. (2007), "Inflation targeting and exchange rate pass-through", *Economia Aplicada*, vol. 11, N° 2, junio.
- Nordstrom, A. y otros (2009), *The Role of the Exchange Rate in Inflation-Targeting Emerging Economies*, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Oreiro, J. L. y C. Feijó (2010), "Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro", *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 30, N° 2, junio.
- Pesaran, H. e Y. Shin (1998), "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models", *Economics Letters*, vol. 58, N° 1, enero.
- Pimentel, D. (2013), "Assimetria no repasse cambial para a inflação: uma análise empírica para o Brasil de 1999 a 2011", tesis de maestría, Programa de Posgrado en Economía, Universidad Federal de Río de Janeiro (UFRJ).
- Pimentel, D. M., V. Luporini y A. M. Modenesi (2016), "Assimetrias no repasse cambial para a inflação: uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013)", *Estudos Econômicos (São Paulo)*, vol. 46, N° 2, abril-junio.
- Pollard, P. S. y C. C. Coughlin (2003), "Size matters: asymmetric exchange rate pass-through at the industry level", *Working Paper series*, N° 2003-29C, Saint Louis, Banco de la Reserva Federal de St. Louis.
- Rossi, P. (2015), "Política cambial no Brasil: um esquema analítico", *Revista de Economia Política*, vol. 35, N° 4, octubre-diciembre.
- Souza, R. G. y A. F. Alves (2010), "Relação entre câmbio e preços no Brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas", 38° Encontro Nacional de Economia, Associação Nacional de Centros de Posgrado em Economia (ANPEC), Salvador, 7 a 10 de diciembre [en línea] <https://www.anpec.org.br/encontro2010/inscricao/arquivos/000-63cb7b0661b466d2e5760e4a82f422dc.pdf> [fecha de consulta: 5 de enero de 2023].
- Ventura, A. y M. Garcia (2012), "Mercados futuro e à vista de câmbio no Brasil: o rabo abana o cachorro", *Revista Brasileira de Economia*, vol. 66, N° 1, marzo.

Anexo A1

Cuadro A1.1
Prueba LM de autocorrelación de los residuos

Rezagos	IPCA simétrico		LIBRES y ADMS simétrico		IPCA asimétrico		LIBRES y ADMS asimétrico	
	Estadística	Valor <i>p</i>	Estadística	Valor <i>p</i>	Estadística	Valor <i>p</i>	Estadística	Valor <i>p</i>
1	39,0808	0,0362	47,2527	0,0993	56,7191	0,0153	59,7967	0,1388
2	20,3334	0,7291	36,0607	0,4658	35,3087	0,5013	42,1443	0,7452
3	22,2339	0,6222	28,7980	0,7976	41,6040	0,2399	52,8725	0,3270
4	30,0535	0,2223	43,9895	0,1693	46,9853	0,1040	52,4281	0,3425
5	20,6480	0,7121	36,2741	0,4559	52,0696	0,0405	59,2674	0,1495
6	27,1980	0,3461	38,6004	0,3529	51,1179	0,0489	53,7773	0,2965
7	35,2182	0,0843	37,8543	0,3847	53,5763	0,0299	50,5711	0,4113
8	19,5033	0,7724	31,2219	0,6952	25,2953	0,9088	28,2160	0,9925
9	22,6693	0,5969	47,4854	0,0954	27,8162	0,8337	42,8133	0,7208
10	25,1717	0,4528	49,9947	0,0605	30,8326	0,7127	47,6918	0,5262
11	19,3288	0,7811	33,7468	0,5762	34,1944	0,5547	50,2111	0,4252
12	30,0456	0,2226	52,5850	0,0366	26,6668	0,8712	51,7590	0,3667

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A1.2
Prueba de raíz unitaria

	ADF		ERS		Ng-Perron			
	C	C y T	C	C y T	Mza		MZt	
					C	C y T	C	C y T
Valor crítico al 5% de significación	-2,879	-3,438	3,144	5,651	-8,1	-17,3	-1,98	-2,91
Serie								
INTERESES	-4,774	-4,672	1,320	2,385	-21,831	-45,101	-3,303	-4,697
LOG(CAMBIO)	-1,337	-1,489	13,273	40,810	-2,022	-1,869	-0,986	-0,799
LOG(IBC)	-2,757	0,090	28,957	6,256	0,614	-17,576	-0,387	-2,481
LOG(IPCA)	1,873	0,079	4 537,436	60,310	2,126	-0,301	14,643	0,162
LOG(LIBRES)	1,535	-1,052	5 398,554	77,923	2,106	0,230	15,911	0,129
LOG(ADMS)	-2,046	0,190	657,620	27,254	2,110	-3,121	5,468	-1,129
LOG(CREDSA)	-2,050	-0,313	29,632	5,810	1,199	-19,633	0,645	-3,267
LOG(IC)	-2,589	-2,246	25,554	19,174	-1,012	-5,015	-0,619	-1,434
LOG(INDUS)	-2,622	-2,605	8,356	14,357	-3,117	-6,191	-1,030	-1,731
LOG(VIX)	-2,904	-2,888	1,746	5,670	-16,201	-16,356	-2,789	-2,833

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A1.3
Pruebas de cointegración, valores *p*

	IPCA simétrico		LIBRES y ADMS simétrico		IPCA asimétrico		LIBRE y ADMS asimétrico	
	Traza	Valor propio máximo	Traza	Valor propio máximo	Traza	Valor propio máximo	Traza	Valor propio máximo
0	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0094	0,0218	0,0002	0,0000
1	0,0046	0,0072	0,0022	0,0049	0,1733	0,0903	0,2151	0,2598
2	0,1957	0,3816	0,1324	0,2258				

Fuente: Elaboración propia.