

La volatilidad realizada como instrumento de la intervención oficial

João Barata R. B. Barroso

Resumen

En este capítulo se propone una condición nueva de ortogonalidad, basada en la volatilidad realizada, que permite estimar mediante una variable instrumental los efectos de intervenir en el tipo de cambio a través del mercado al contado. Consideramos la estimación mediante una variable instrumental paramétrica y otra no paramétrica, y proponemos una prueba basada en el efecto de tratamiento promedio de la intervención. Aplicamos el método a un conjunto único de datos del mercado BRL/USD con registros completos de las intervenciones en el mercado al contado y de los flujos netos de órdenes intermediados por el sistema financiero. En general, el efecto promedio de intervenir comprando o vendiendo mil millones de dólares es una apreciación o depreciación, respectivamente, cercana al 0.51%, estimada en un marco lineal, por lo que es robusto para las interacciones no lineales. Las estimaciones son un poco más bajas cuando se consideran las operaciones con derivados, lo que sugiere que las políticas de intervención (en el mercado al contado y el mercado de canjes) son complementarias.

Palabras clave: volatilidad realizada, intervención, tipo de cambio, flujo de órdenes, variable instrumental, no paramétrico.

Clasificación JEL: F31, C26, C54.

J. B. R. B. Barroso <joao.barroso@bcb.gov.br>, Departamento de Investigación, Banco Central do Brasil. Las opiniones expresadas en este capítulo son las del autor y no necesariamente reflejan las opiniones del Banco Central do Brasil.

1. INTRODUCCIÓN

Estimar el efecto sobre el nivel del tipo de cambio de una intervención oficial en el mercado al contado resulta complicado debido al problema de la simultaneidad. Las variables instrumentales relacionadas con las noticias, las expectativas del mercado y la función de reacción del banco central se han utilizado con resultados contrastantes (Domingues y Frankel, 1993; Galati y Melick, 1999; Galati *et al.*, 2005; Kearns y Rigobon, 2002; Tapia y Tokman, 2004). Postulamos que la volatilidad realizada calculada a partir de datos intradiarios es el instrumento ideal para intervenciones con una frecuencia diaria. Este argumento se construye a partir de un razonamiento deductivo basado en las propiedades formales de los modelos de volatilidad condicionada. Aplicamos esta idea a un conjunto único de datos del mercado cambiario brasileño con registros completos de la intervención oficial en el mercado al contado y del flujo neto de órdenes intermediadas por el sistema financiero. Los resultados tanto de pruebas paramétricas estándar como de pruebas nuevas no paramétricas basadas en el efecto de tratamiento promedio son congruentes con una intervención eficaz.

La suposición para emplear la volatilidad realizada observada como instrumento de la intervención es clara. Primero, dado que la volatilidad excesiva es la motivación más común para la política de intervención en los mercados cambiarios, la actividad de intervención debe estar correlacionada con las medidas de volatilidad realizada. Segundo, supóngase que el error en la expectativa condicional del rendimiento del tipo de cambio es el producto de un factor escalar que varía con el tiempo y una variable aleatoria estandarizada. En la medida que haya una condición apropiada de ortogonalidad que relacione el factor escalar y la volatilidad realizada, tendremos la segunda condición para una variable instrumental.

La condición requerida de ortogonalidad puede obtenerse explorando algunas ampliaciones de la familia de modelos GARCH que incorporan información intradiaria (Hansen *et al.*, 2011; Shephard y Sheppard, 2010; Engle y Gallo, 2006). Siendo más concretos, explicamos nuestra condición de ortogonalidad propuesta en el contexto del marco GARCH realizado de Hansen *et al.* (2011). En ese modelo, la volatilidad realizada está relacionada con la volatilidad latente mediante ecuaciones de medición y estado, de manera que

la volatilidad realizada rezagada satisfaga la condición de ortogonalidad. En contraste, la volatilidad realizada contemporánea no es un instrumento debido a la presencia de efectos de apalancamiento, es decir, alta volatilidad asociada a los rendimientos negativos. También mostramos que la idea es más general y que aplica para otras medidas realizadas y modelos de volatilidad relacionados.

La condición de ortogonalidad puede utilizarse para la inferencia paramétrica clásica y para la estimación no paramétrica con variable instrumental, desarrollada recientemente (Ai y Chen, 2003). En el segundo caso, proponemos resumir el efecto de la intervención con el efecto de tratamiento promedio. Esta medida estadística también se sugiere en Fatum y Hutchison (2010), por lo que nuestro estimador de la variable instrumental no paramétrica puede verse como una alternativa a la metodología de pareamiento por puntaje de propensión de estos autores. El marco de comprobación propuesto aquí es nuevo y se basa en la aplicación del *wild bootstrap* al estadístico del efecto de tratamiento promedio con el fin de dar cuenta de la heteroscedasticidad condicional.

La volatilidad realizada ha sido investigada anteriormente en el contexto de intervenciones oficiales. Sin embargo, la dirección de causalidad explorada en los estudios publicados anteriormente ha ido desde la intervención hasta la medida realizada (Beine *et al.*, 2007; Beine *et al.*, 2009; Hillebrand *et al.*, 2009; Cheng *et al.*, 2013). Hasta donde se sabe, la volatilidad realizada no ha sido explorada como una fuente de identificación de los efectos de apalancamiento de la intervención. En cualquier caso, los resultados de estos estudios son congruentes con la visión de que la intervención oficial afecta las medidas de volatilidad realizada. Esto significa que es improbable que la volatilidad realizada sea un instrumento débil y, por lo tanto, sustenta el método empleado aquí. No obstante, permanece la pregunta empírica de si el instrumento es débil en un contexto en particular.

Respecto a la aplicación empírica, es importante mencionar otros ensayos que ahondan en los efectos de apalancamiento de la intervención en el mercado BRL/USD al contado.¹ Novaes y Oliveira

¹ Muchos estudios que no se mencionan aquí investigan los efectos de la intervención en el mercado al contado sobre la volatilidad y otros aspectos del mercado. También algunos ensayos estudian el efecto de las intervenciones mediante canjes (por ejemplo, Novaes y Oliveira,

(2005) suponen un proceso generador conocido para la intervención; Meurer *et al.* (2010) emplean una metodología de estudio de eventos; Wu (2010) supone un VAR estructural con base en un modelo de microestructura; Kohlscheen (2013) compara muestras de intervención y no intervención y aplica puntajes de propensión. Sólo en los dos últimos artículos se emplean datos reales de intervención, tal como hacemos aquí. Nuestros datos también son más abundantes y recientes que los existentes normalmente en el material publicado y se componen de información diaria de 2007 a 2011. Aunque la identificación de la variable instrumental por lo general no es más eficiente ni transparente que los métodos empleados en tales artículos, consideramos que tal es el caso del estimador de la variable instrumental utilizada aquí. Nuestro método también requiere menos supuestos de identificación. En cuanto a los resultados medulares, encontramos evidencia muy robusta de intervención eficaz sin importar la ventana específica de eventos que suele resaltarse en la bibliografía disponible.

Una gran ventaja de los datos utilizados aquí es que se puede tomar en cuenta el flujo de órdenes de clientes por medio de los intermediarios financieros. Aunque el flujo de órdenes es un conductor aproximado bien conocido de la dinámica del tipo de cambio (por ejemplo, Evans y Lyons, 2002; y Vitale, 2007), ninguno de los artículos previos en los que se utilizó el enfoque de variable instrumental consideraron esta variable (por ejemplo, Domingues y Frankel, 1993; Galati y Melick, 1999; Galati *et al.*, 2005; Kearns y Rigobon, 2002; Tapia y Tokman, 2004). Para el mercado del BRL/USD, Wu (2010) y Kohlscheen (2013) también utilizan información sobre el flujo de órdenes, pero con otras estrategias de identificación. En Kohlscheen (2013) se aborda la posibilidad de interacciones no lineales entre el flujo de órdenes y la intervención, dado que el coeficiente del flujo de órdenes no es estable en los periodos de intervención ni en los de no intervención. En la bibliografía reciente que explora los efectos de apalancamiento no lineales de la intervención (Taylor, 2004 y 2005; Reitz y Taylor, 2008 y 2012; y Beine, Grauwe y Grimaldi, 2008) tampoco se considera la información del flujo de órdenes y el método no

2005; y Kohlscheen y Andrade, 2013). Este artículo considera únicamente las intervenciones en el mercado al contado y los efectos de apalancamiento, con un ejercicio de robustez para las intervenciones mediante canjes.

paramétrico empleado aquí es más flexible que las especificaciones paramétricas que suelen utilizarse.

Este estudio está estructurado de la siguiente manera: en la próxima sección, la volatilidad realizada se presenta como instrumento para la política de intervención; la tercera sección, que considera la necesidad de resultados robustos, propone un estimador de la variable instrumental no paramétrica y la medida estadística de prueba correspondiente; la cuarta sección informa los resultados de aplicar nuestro sistema a los datos de la intervención en Brasil; la última sección incluye algunas conclusiones y comentarios sobre la aplicabilidad general del método desarrollado en este estudio.

2.LA VOLATILIDAD REALIZADA COMO INSTRUMENTO

Permitir que $r_{t,i}$ sea el rendimiento logarítmico del tipo de cambio en la variación mínima i del día t de manera que con n_t variaciones mínimas disponibles el rendimiento diario sea $r_t = \sum_{i=0}^{n_t} r_{t,i}$. La varianza realizada se define como $rv_t = \sum_{i=0}^{n_t} r_{t,i}^2$, siendo su raíz cuadrada $rv_t^{1/2}$ la volatilidad realizada. Si los rendimientos no están correlacionados, puede mostrarse (por ejemplo, Macleer y Medeiros, 2008, siguiendo el movimiento browniano) que la varianza realizada es un estimador no sesgado, coherente y asintóticamente normal de la varianza condicional $\sigma_t^2 = \text{Var}_t(r_t)$ del tipo de cambio. El índice t en los operadores de varianza y expectativa indican mensurabilidad con respecto a la información conocida al principio del periodo t . La varianza condicional está determinada por el proceso de error ε_t en la expectativa condicional, de manera que $r_t = E_t(r_t) + \varepsilon_t$.

Para fines de concreción, considérese el siguiente modelo lineal logarítmico GARCH realizado (ver Hansen *et al.*, 2011):

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= \sigma_t \eta_t \\ \log \sigma_t^2 &= \omega + \delta \log \sigma_{t-1}^2 + \rho \log rv_{t-1} \\ \log rv_t &= \xi + \varphi \log \sigma_t^2 + \tau(\eta_t) + u_t, \end{aligned}$$

con $\eta_t \sim iid(0,1)$, $u_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$ y $\tau(\cdot)$ una función no lineal de apalancamiento. La última ecuación incorpora el hecho de que la varianza

realizada es un estimador coherente de la varianza condicional. La segunda ecuación incorpora los requisitos de mensurabilidad e induce un proceso autorregresivo en el logaritmo de la varianza condicional. Estas son las ecuaciones de medición y de estado, respectivamente.

La consecuencia más significativa de este modelo para nuestro propósito es la condición de ortogonalidad: $E(\varepsilon_t | rv_{t-1}^{1/2}) = 0$. Esto puede verificarse con álgebra sencilla, dado que:

$$\begin{aligned}
 2 \quad E(\varepsilon_t | rv_{t-1}^{1/2}) &= E(\sigma_t \eta_t | rv_{t-1}^{1/2}) \\
 &= E\left(s(\sigma_t) e^{\omega/2} \sigma_{t-1}^\delta rv_{t-1}^{\rho/2} \eta_t | rv_{t-1}^{1/2}\right) \\
 &= rv_{t-1}^{\frac{(\varphi\rho+\delta)}{2\varphi}} e^{\frac{\omega}{2} - \frac{\xi\delta}{2\varphi}} E\left(s(\sigma_t) e^{-\frac{u_{t-1}\delta}{2\varphi}} e^{-\frac{\tau(\eta_{t-1})\delta}{2\varphi}} \eta_t | rv_{t-1}^{1/2}\right) = 0,
 \end{aligned}$$

donde $s(\cdot)$ es la función de signo. Es decir, en tanto $u_{t-1}, \eta_{t-1}, \eta_t$ sean condicionalmente independientes de $s(\sigma_t), rv_{t-1}^{1/2}$, que será un supuesto. En este caso, en el último paso podríamos usar la ley de expectativas iteradas para el término dentro del operador de expectativa y luego utilizar la independencia condicional. Llama la atención que $E(\varepsilon_t | rv_{t-1}^{1/2})$ generalmente es distinto de cero debido al efecto de apalancamiento contemporáneo en la ecuación de medición. Asimismo, podemos descartar la condición del signo si σ_t se supone positivo. Por último, nótese que exactamente el mismo argumento se aplica a la varianza realizada, de manera que la condición de ortogonalidad $E(\varepsilon_t | rv_{t-1}) = 0$ también está disponible en tanto $u_{t-1}, \eta_{t-1}, \eta_t$ sean condicionales e independientes sobre la varianza realizada rezagada.

La condición de ortogonalidad con volatilidad realizada es la base para un estimador de variable instrumental. De hecho, considérese el siguiente modelo para la expectativa condicional del logaritmo de rendimiento del tipo de cambio

$$3 \quad E_t(r_t) = \alpha + \theta \text{int } v_t + \beta' x_t,$$

donde la variable de intervención $\text{int } v_t$ es endógena y las covariantes x_t son exógenas, es decir, $E(\varepsilon_t | \text{int } v_t) \neq 0$ y $E(\varepsilon_t | x_t) = 0$. Si la política de intervención es tal que se correlaciona con la volatilidad realizada

que se conoce al principio del periodo, es decir $\text{Cov}(rv_{t-1}^{1/2}, \text{int } v_t) \neq 0$, entonces la volatilidad realizada es un instrumento útil. Incluso si la función de reacción en realidad reacciona a la volatilidad realizada contemporánea, la estructura autorregresiva en la ecuación de estado junto con la ecuación de medición implicarían la correlación necesaria. Por supuesto, siempre será una pregunta empírica si el instrumento será suficientemente fuerte para la inferencia. Para aplicarla, se debe utilizar la volatilidad realizada obtenida de la serie bruta de tipos de cambio, dado que una medida del residuo del modelo no está disponible con esta frecuencia. Suponemos que ambos son esencialmente iguales, un supuesto de variable sustituta sensible dado lo difícil que resulta explicar el proceso del tipo de cambio y el alto grado de ruido en los datos.

Nótese que la intervención rezagada y contemporánea podría incluirse en las ecuaciones de medición y estado, respectivamente, de manera que la condición de ortogonalidad sería $E(\varepsilon_t | rv_{t-1}^{1/2}, \text{int } v_{t-1}) = 0$. De nuevo, la condición adecuada debe juzgarse de manera empírica, como lo indiquen las herramientas de sobreidentificación y de diagnóstico de instrumento débil. Como se ilustra más adelante, es posible ampliar el argumento a las intervenciones en el mercado de futuros, así como agrupar las variables instrumentales para ambos tipos de intervención utilizando la relación de paridad con cobertura. Nótese también que podrían utilizarse otras medidas realizadas, como la variación bipoder, el rango intradiario y el rendimiento al cuadrado, en lugar de la volatilidad realizada o la varianza realizada. La ecuación de medición probablemente está mejor especificada en el caso de la volatilidad realizada porque es un estimador relativamente más eficiente de la volatilidad condicional. Por esta razón, en la aplicación a nuestros datos, nos concentramos en la volatilidad realizada como nuestra medición de la volatilidad observada. Por último, cabe mencionar que los otros modelos de volatilidad condicional que incorporan información intradiaria implicarían condiciones similares de ortogonalidad. Por ejemplo, Engle y Gallo (2006) estiman un modelo que, en esencia, incluye una especificación GARCH realizada y, por ende, se fundamentaría en argumentos similares.

3. ESTIMADOR NO PARAMÉTRICO Y EFECTO DE TRATAMIENTO PROMEDIO

Con fines de robustez, resulta interesante estimar un modelo más general, como:

$$4 \quad E_t(r_t) = \alpha + \theta \text{int } v_t + \beta'(x_{1t}, x_{2t}) + f(\text{int } v_t, x_{2t}),$$

para una función desconocida $f(\cdot)$ y bajo el mismo supuesto de endogeneidad que antes, con $x_t = (x_{1t}, x_{2t})$ con el fin de dar cabida a interacciones no lineales flexibles con un subgrupo de variables de control. Podríamos considerar el estimador de la variable instrumental no paramétrica de Ai y Chen (2003), que es coherente con los parámetros reales y con la función desconocida, así como asintóticamente normal para los parámetros reales. Podríamos utilizar el *wild bootstrap* para fines de inferencia y de dar cuenta de la heteroscedasticidad condicional.

Si la intervención se excluye de la parte no paramétrica del modelo, θ sigue resumiendo el efecto de la intervención. Pero resultaría difícil justificar tal restricción. Con el fin de resumir el efecto de la intervención sin restricciones de exclusión arbitrarias, podríamos considerar el efecto de tratamiento promedio

$$5 \quad \text{ATE} = T^{-1} \sum (E(r_t | x_t, \text{int } v_t) - E(r_t | x_t, \text{int } v_t = 0)).$$

Este es un parámetro siempre y cuando lo condicionemos a las covariantes de la muestra y a la política de intervención. Si en lugar de ello se utilizan las expectativas condicionales estimadas, el resultado es una variable aleatoria. Como ya dijimos, podríamos probar la hipótesis nula del efecto tratamiento promedio de cero aplicando el *wild bootstrap*.

De hecho, considere probar la hipótesis nula de que $H_0: \text{ATE} \leq 0$ en comparación con la alternativa de que $H_1: \text{ATE} > 0$. Considere $\delta_t = E(r_t | x_t, \text{int } v_t) - E(r_t | x_t, \text{int } v_t = 0)$. El estadístico de prueba es $t = \sqrt{T} \bar{\delta}_t / \text{Avar}(\bar{\delta}_t)$. Proponemos el siguiente algoritmo *wild bootstrap*:

- a) Obtener los residuos del *wild bootstrap* $\{\varepsilon_t^*\}_{t=1}^T$ de $\varepsilon_t^* = \hat{\varepsilon}_t \eta_t$, donde η_t es una secuencia de variables aleatorias iid con una media cero y varianza unitaria, $\hat{\varepsilon}_t = r_t - \hat{E}_t(r_t)$, de manera que $r_t^* = \hat{E}_t(r_t) + \varepsilon_t^*$.

- b) Calcular el *bootstrap* del estadístico de prueba t^* en la muestra $\{r_t^*, \text{int } v_t, x_t\}_{t=1}^T$.
- c) Repetir este procedimiento varias veces y calcular los valores p para la medida estadística t con la distribución empírica de las medidas estadísticas t^* aproximados mediante *bootstrapping*.

Obsérvese cómo suponemos que la condición de ortogonalidad asociada a la volatilidad realizada es lo suficientemente fuerte para producir estimaciones coherentes del modelo verdadero. De otra manera, el efecto de tratamiento promedio se tendría que estimar con otros métodos, como el de pareamiento por puntaje de propensión (por ejemplo, Fatum y Hutchison, 2010).

También cabría considerar el efecto de tratamiento promedio ponderado, tal vez con ponderaciones proporcionadas por la inversa de la desviación estándar realizada. Esto es,

$$6 \quad w\text{ATE} = T^{-1} \sum \omega_t \left(E(r_t | x_t, \text{int } v_t) - E(r_t | x_t, \text{int } v_t = 0) \right),$$

con $\omega_t = 1/\sqrt{rv_t}$. Si el problema de endogeneidad es particularmente grave en periodos de alta volatilidad, y la intervención no logra revertir del todo los choques de divisas, entonces tiene sentido ponderar a la baja tales periodos. Aunque la estimación de la variable instrumental es sólida, pudiera no ser particularmente eficiente en muestras finitas.² El efecto de tratamiento promedio ponderado impone un segundo estrato de protección contra posibles sesgos de muestra finita.

Por último, al definir el efecto de tratamiento promedio para un periodo con intervenciones positivas y negativas, es necesario que las intervenciones negativas se ingresen con un signo negativo, para evitar que el efecto promedio se contraiga a cero. Aprovechando la estimación no lineal, también pudiera ser interesante obtener efectos de tratamiento promedio separados para las intervenciones positivas y las negativas. Ilustramos estas posibilidades en la sección de aplicación a continuación.

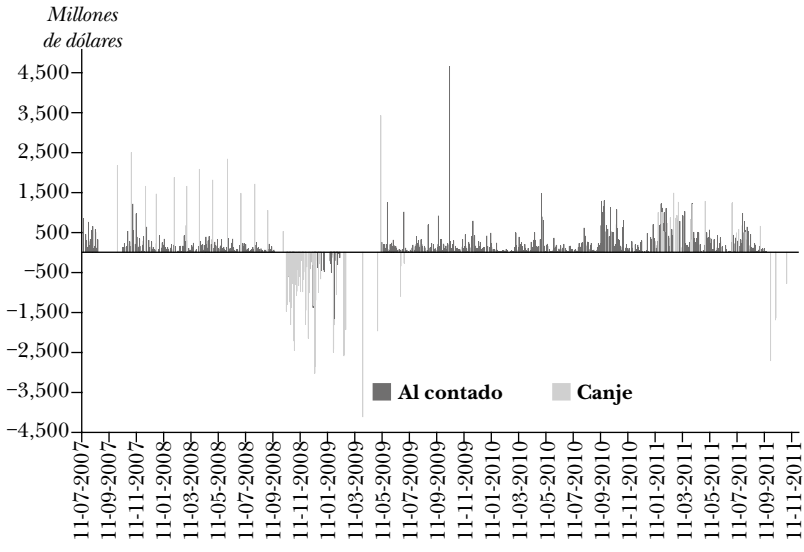
4. APLICACIÓN: INTERVENCIÓN OFICIAL EN BRASIL

Puede argumentarse que el Banco Central de Brasil intenta minimizar la volatilidad del tipo de cambio. De hecho, dejando de lado el objetivo oficial de acumulación de reservas internacionales, el discurso público de la autoridad monetaria es congruente con lo anterior. En nuestra muestra, no hay regla ni compromiso anunciados para la política de intervención. La intervención tiende a correlacionarse con el flujo de órdenes, con la finalidad estipulada de no perturbar las tendencias subyacentes del mercado (ver, por ejemplo, Barroso y Sales, 2012). Ocurren intervenciones cuantiosas y frecuentes en el mercado al contado e intervenciones ocasionales en el mercado de futuros mediante instrumentos derivados pagaderos al contado.

Datos. Nuestra base de datos inicia el 11 de julio de 2007 y termina el 30 de noviembre de 2011. La frecuencia de las muestras de las series es diaria. El tipo de cambio BRL/USD se mide en moneda local para que un incremento muestre depreciación. La variable de flujo de órdenes proviene de los registros electrónicos del Banco Central de Brasil de transacciones privadas al contado intermediadas por instituciones financieras y cubre la totalidad del mercado; una lectura positiva significa que las instituciones nacionales son compradoras netas de moneda extranjera frente a otras partes. La política actual de intervención del Banco Central de Brasil en el mercado al contado se utiliza como variable independiente, en comparación con una variable sustituta que se basa en las reservas internacionales; un número positivo significa compra de dólares. Ver Kohlscheen (2012) para más detalles respecto al flujo de órdenes y la intervención en el mercado al contado. En los ejercicios de robustez también consideramos las intervenciones mediante canjes y los datos están a disposición del público en el sitio web del Banco Central de Brasil. Ambas intervenciones se trazan en la gráfica 1. La medida de volatilidad realizada proviene de Bloomberg y se basa en 48 medidas intradiarias de rendimiento. El conjunto de covariantes incluye el índice de precios de productos básicos del CRB, el índice VIX de volatilidad implícita, el índice DOL del dólar y el índice de diferenciales de mercados emergentes EMBI+ de JPMorgan. El diferencial entre tasas de interés, medido como la tasa Selic menos la tasa de fondos de la Reserva Federal, fue considerado como una posible covariante.

Gráfica 1

INTERVENCIÓN OFICIAL



Estimación paramétrica. Estimamos las regresiones lineales utilizando mínimos cuadrados ordinarios, variable instrumental y variables instrumentales ponderadas. En el segundo y tercer caso, la volatilidad realizada es un instrumento para intervenir en el mercado al contado y la identificación es exacta. En el tercer caso, la volatilidad realizada se utiliza como estimador sólido de la volatilidad condicional en un intento por obtener estimadores más eficientes.

Los resultados se resumen en el cuadro 1. Hay un claro sesgo de simultaneidad en el estimador de mínimos cuadrados ordinarios para el coeficiente de la intervención en el mercado al contado. El coeficiente negativo significa que la moneda local se deprecia cuando el banco central vende moneda extranjera o que se aprecia cuando la autoridad monetaria compra dólares. En realidad, esto sólo refleja que la autoridad monetaria está yendo en contra de la variación exógena en el tipo de cambio. El coeficiente sobre la variable de flujo neto de órdenes también pudiera calificarse como contraintuitivo, dado que la entrada de dólares se asociaría a una depreciación de la moneda local. Los coeficientes sobre las otras variables tienen

Cuadro 1

EFECTO DE LA INTERVENCIÓN: REGRESIÓN LINEAL

Variable dependiente: $d(\text{brl_usd})$

	MCO		VI		W-VI	
c	0.02	0.03	-0.15 ^d	-0.15 ^d	-0.17 ^a	-0.16 ^b
	0.72	0.92	-1.49	-1.53	-2.72	-2.66
Al contado	-0.33 ^b	-0.22 ^b	1.24 ^d	1.18 ^c	0.59 ^c	0.51 ^c
	-2.07	-1.52	1.53	1.71	1.63	1.66
d(crb)	-0.39 ^a	-0.40 ^a	-0.48 ^a	-0.47 ^a	-0.20 ^a	-0.19 ^a
	-6.18	-6.31	-6.59	-6.88	-5.16	-5.43
d(dol)	0.35 ^a	0.38 ^a	0.42 ^a	0.41 ^a	0.35 ^a	0.36 ^a
	5.60	5.96	5.66	6.10	7.98	8.82
d(embí)	0.14 ^a	0.15 ^a	0.16 ^a	0.16 ^a	0.05 ^a	0.07 ^a
	9.56	10.07	7.84	8.68	6.41	10.20
d(vix)	0.13		0.34		0.02 ^a	
	0.21		0.51		5.14	
Flujo neto	0.15 ^a		-0.04		-0.06	
	3.33		-0.43		-0.87	
Número de observaciones	973	973	972	972	972	972
R ²	0.40	0.40	0.27	0.28	0.25	0.26
Endogeneidad (dJ)			17.39	19.44	5.83	4.87
Cragg-Donald (F)			81.79	106.25	32.69	35.99

Notas: los valores t están debajo de las estimaciones; HAC ^a 1%, ^b 5%, ^c 10%, ^d15 por ciento.

un signo razonable y son altamente significativas, excepto el indicador de aversión global al riesgo. La exclusión de esta variable y del flujo neto de órdenes no cambia los resultados en las otras variables.

La utilización de la volatilidad realizada como instrumento de la intervención en el mercado al contado conduce a resultados completamente diferentes. El efecto de la intervención en el mercado al contado ahora se estima como positiva. Es marginalmente significativa cuando se incluyen todos los controles o significativa al 10% cuando

se incluyen sólo controles significativos. Por cada intervención en la que se compran 1,000 millones de dólares se da una depreciación correspondiente del 1.18% en la moneda local en nuestro modelo preferido. La prueba de endogeneidad es significativa y la medida estadística F de Cragg-Donald correspondiente a la regresión de la primera etapa es mucho más elevada que los valores críticos de Stock-Yogo. En general, la especificación de la variable instrumental parece apropiada. La variable del flujo neto de órdenes muestra un signo invertido, aunque ya no es significativo. Las variables de control restantes conservan el signo y el patrón de significancia de la estimación de mínimos cuadrados ordinarios.

Tales resultados son similares cuando se utiliza el estimador de la variable instrumental ponderado. La intervención en el mercado al contado tiene signo correcto y es estadísticamente significativa al 10%, con margen del 5%. Por cada intervención en la que se compran 1,000 millones de dólares se da una depreciación correspondiente del 0.51% en la moneda nacional de acuerdo con nuestro modelo preferido. El flujo neto de órdenes sigue sin mostrar significancia, pero la variable sustituta de la aversión internacional al riesgo cobra significancia con los errores estándar más bajos.

No se encontró que la variable de diferencial de tasas de interés fuera significativa en ninguna de las especificaciones y su exclusión no repercutió en la magnitud y significancia de otros parámetros. Por estas razones, informamos sólo resultados que excluyen la variable. Esto es congruente con los resultados de Kohlscheen (2012) utilizando los mismos datos.

La inestabilidad del efecto estimado del flujo neto de órdenes también es coherente con los resultados de Kohlscheen (2012), conforme a los cuales este efecto no es constante en las submuestras de intervención y no intervención. Dado que se ha encontrado que el flujo de órdenes suele ser uno de los mejores factores determinantes aproximados de los tipos de cambio dentro y fuera de la muestra, investigamos una especificación más flexible que permitiera interacciones no lineales flexibles entre la intervención oficial y los controles seleccionados que incluían el flujo de órdenes.

Estimación no paramétrica. Estimamos el modelo general con una parte lineal y no paramétrica definida en la ecuación 4, con x_{2t} fijado a la variable del flujo neto de órdenes, para concentrarnos en las posibles interacciones no lineales sugeridas en las fuentes bibliográficas y por los resultados del modelo paramétrico lineal. Consideramos

Cuadro 2

**EFFECTO DE TRATAMIENTO PROMEDIO DE LA INTERVENCIÓN:
ESTIMACIÓN NO PARAMÉTRICA**

Variable dependiente: d(BRL_USD)

<i>Modelo</i>	<i>ATE</i>	<i>ATE a escala</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>valor p</i>
todas ¹	0.091	0.608	35.872	0.0234
pos ¹	0.114	0.614	32.956	0.0862
neg ¹	0.170	0.552	31.941	0.0280
todas ²	0.070	0.470	51.649	0.0092
pos ²	0.083	0.445	50.096	0.0440
neg ²	0.224	0.728	32.959	0.0280
todas ³	0.079	0.525	45.159	0.0120
pos ³	0.095	0.511	42.105	0.0598
neg ³	0.204	0.665	32.739	0.0202

Notas: *Wild bootstrap* usando $N(0,1)$; 5,000 replicaciones. Estimador de varianza de Newey-West de la varianza asintótica. Tamiz de series de potencias; esperanza condicional de 3er grado; parte no paramétrica en 2° grado.

Modelos:¹no lineal: al contado, flujo neto; lineal: al contado, flujo neto, d(crb), d(dol), d(embí), d(vix), d(dtasa). ²no lineal: al contado, flujo neto; lineal: al contado, flujo neto, d(crb), d(dol), d(embí), d(vix). ³no lineal: al contado, flujo neto; lineal: al contado, flujo neto, d(crb), d(dol), d(embí). todas, efecto promedio de todas las intervenciones; intervenciones negativas $x(-1)$. pos, efecto promedio de las intervenciones positivas $x(+1)$. neg, efecto promedio de las intervenciones negativas $x(-1)$.

el estimador de Ai y Chen (2003). Por consiguiente, usamos tamices de series de potencias para aproximar la esperanza condicional en un primer paso utilizando polinomios de tercer grado. La parte no paramétrica se aproxima en un segundo paso con un tamiz de series de potencias de segundo grado. El modelo resultante se utiliza para calcular el efecto de tratamiento promedio definido en la ecuación 5 y su medida estadística de prueba para tal promedio. El *wild bootstrap* definido en la sección 3 se utiliza para obtener valores p . El efecto de las intervenciones negativas se multiplica por menos uno de principio a fin, para que el efecto positivo de las intervenciones negativas lleve signo correcto y muestre que la moneda local se aprecia cuando el banco central vende moneda extranjera.

Los resultados se presentan en el cuadro 2. El efecto de tratamiento promedio puesto en escala nos permite considerar el efecto promedio de una intervención contrafactual por 1,000 millones de dólares. Por cada compra de 1,000 millones de dólares de moneda extranjera, hay una depreciación promedio en el rango de 0.445%-0.608%, dependiendo de los controles del modelo. El efecto es significativo al 5% en el modelo preferido, incluidos todos los controles salvo el diferencial de tasas de interés (modelo 2 en el cuadro). Más adelante, por cada venta de 1,000 millones de dólares de moneda extranjera, hay una apreciación promedio en el rango de 0.552%-0.728%, dependiendo de los controles del modelo. De nuevo, el efecto es significativo al 5% en el modelo preferido. Para el efecto promedio, obtenemos la variación del rango 0.470%-0.608%, y es significativo al 1% en el modelo preferido.

Los resultados análogos del estimador ponderado se presentan en el cuadro 3. Para la compra contrafactual de 1,000 millones de dólares de moneda extranjera, hay una depreciación promedio en el rango de 0.463%-0.647%, ponderando a la baja los episodios de volatilidad, dependiendo de los controles del modelo. El efecto es significativo al 5% en el modelo preferido, incluidos todos los controles salvo el diferencial de tasa de interés (de nuevo, el modelo 2 en el cuadro). Ahora, para una venta contrafactual de 1,000 millones de dólares de moneda extranjera, hay una apreciación promedio en el rango de 0.508%-0.636%, ponderando a la baja los episodios de volatilidad, dependiendo de los controles del modelo. De nuevo, el efecto es significativo al 5% en el modelo preferido. Considerando el efecto promedio general y ponderando a la baja los episodios de volatilidad, la variación en la dirección correspondiente de la intervención se encuentra en el rango de 0.487%-0.660%, y es significativa al 5% en el modelo preferido.

En general, el efecto promedio o incluso los efectos condicionales de intervenir comprando o vendiendo son cercanos al 0.51% estimado conforme al marco lineal, de manera que es robusto para interacciones no lineales. De cualquier modo, en el marco no paramétrico, el efecto de cada intervención individual dependerá de una manera extremadamente no lineal de las condiciones del sistema y los atributos de la intervención. Los efectos informados arriba se refieren al promedio estimado en varias condiciones diferentes del sistema observadas en la muestra. No debería interpretarse como un coeficiente lineal que aumenta de escala con la magnitud de la

Cuadro 3

**EFEECTO DEL TRATAMIENTO PROMEDIO PONDERADO
DE LA INTERVENCIÓN: ESTIMACIÓN NO PARAMÉTRICA**

Variable dependiente: $d(\text{BRL_USD})$

<i>Modelo</i>	<i>wATE</i>	<i>wATE a escala</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>
todas ¹	0.107	0.711	17.564	0.0638
pos ¹	0.125	0.676	22.638	0.0592
neg ¹	0.145	0.472	30.649	0.0690
todas ²	0.076	0.510	32.200	0.0136
pos ²	0.089	0.479	35.067	0.0204
neg ²	0.175	0.569	44.229	0.0290
todas ³	0.088	0.589	27.434	0.0226
pos ³	0.103	0.555	28.601	0.0364
neg ³	0.164	0.535	39.020	0.0406

Notas: *Wild bootstrap* usando $N(0,1)$; 5,000 replicaciones. Estimador de varianza de Newey-West de la varianza asintótica. Tamiz de series de potencias; esperanza condicional de 3er. grado; parte no paramétrica en 2do. grado. Ponderado por la inversa de la desviación estándar realizada.

Modelos ¹no lineal: al contado, flujo neto; lineal: al contado, flujo neto, $d(\text{crb})$, $d(\text{dol})$, $d(\text{embi})$, $d(\text{vix})$, $d(\text{dtasa})$. ²no lineal: al contado, flujo neto; lineal: al contado, flujo neto, $d(\text{crb})$, $d(\text{dol})$, $d(\text{embi})$, $d(\text{vix})$. ³no lineal: al contado, flujo neto; lineal: al contado, flujo neto, $d(\text{crb})$, $d(\text{dol})$, $d(\text{embi})$. todas, efecto promedio de todas las intervenciones; intervenciones negativas $\times(-1)$. pos indica efecto promedio de las intervenciones positivas $\times(+1)$. neg indica efecto promedio de las intervenciones negativas $\times(-1)$.

intervención. Los formuladores de la política y los participantes del mercado deberían estimar un modelo no paramétrico similar para proyectar el efecto de alguna política en particular bajo cualquier condición sistémica dada. Si la expectativa condicional fuera lineal, habría una correspondencia unívoca entre los efectos promedio y el coeficiente en el modelo lineal.

Canjes. Hasta ahora no hemos abordado el posible sesgo derivado de la utilización de otras formas de intervención oficial que pudieran estar correlacionadas con la intervención en el mercado al contado. En particular, en nuestra muestra, las intervenciones en el mercado de derivados con instrumentos pagaderos al contado (canjes, en aras de la brevedad) se correlacionan positivamente con las

intervenciones en el mercado al contado, lo que plantea la posibilidad de un sesgo al alza en los resultados informados antes. Nuestra primera respuesta a esto es que los resultados siempre pueden interpretarse como el efecto estructural de las intervenciones en el mercado al contado utilizadas en asociación con los canjes, tal como se observa en la muestra. Este sigue siendo un parámetro estructural relevante para los formuladores de la política. Los resultados correspondientes a este parámetro siguen siendo una buena ilustración de la estrategia de identificación propuesta en este texto.

Realizamos tres ejercicios adicionales de robustez: primero, estimamos el efecto de la intervención en el mercado al contado excluyendo de la muestra los días de la intervención con canjes; después, hicimos las estimaciones a la muestra completa con instrumentos adicionales para las operaciones con canjes; por último estimamos un modelo no paramétrico con variable instrumental tomando en consideración los canjes. En el caso de las variables instrumentales en el marco lineal, la lista de instrumentos incluye 1) una variable realizada para el mercado de futuros, a saber, la variación cuadrada de la cotización de futuros más cercana; y 2) la variable del flujo neto de órdenes. A partir de la paridad intereses con cobertura, las innovaciones en la variación del tipo de cambio futuro y al contado deberían ser muy cercanas entre sí, de manera que la medida realizada en el futuro pueda proporcionar información adicional. Los resultados previos excluyen el flujo neto de órdenes del modelo lineal y las declaraciones de los formuladores de la política sugieren que el flujo de órdenes está asociado a las intervenciones en el mercado al contado. Ambos factores apuntan a que el flujo neto de órdenes podría utilizarse como instrumento. En el modelo no paramétrico, el punto focal es la no linealidad insuficiente en el flujo de órdenes, de manera que no podemos incluirla como instrumento.

Los resultados de los ejercicios de robustez lineal se resumen en el cuadro 4. Considérese primero la muestra sin canjes. Como anteriormente, hay un claro sesgo de simultaneidad en el estimador de mínimos cuadrados ordinarios, y la utilización de la volatilidad realizada como instrumento para la intervención en el mercado al contado invierte el signo del coeficiente. El efecto es significativo al 10%. Considérese ahora la muestra completa. De nuevo, existe un claro sesgo de endogeneidad en las intervenciones en el mercado al contado. Con la estimación de la variable instrumental, el efecto tiene el signo opuesto, del 0.31% por cada intervención de 1,000

Cuadro 4

EFFECTO DE LA INTERVENCIÓN: REGRESIÓN LINEAL, ROBUSTEZ EN RELACIÓN CON LOS CANJES

Variable dependiente: $d(\text{BRL_USD})$

	<i>Muestra sin canjes</i>			<i>Muestra con canjes</i>		
	<i>MCO</i>	<i>VI</i>	<i>w-VI</i>	<i>MCO</i>	<i>VI</i>	<i>w-VI</i>
c	0.04	-0.12 ^b	-0.13 ^b	0.04	-0.11 ^b	-0.14 ^a
	1.07	-2.02	-5.11	1.30	-1.41	-3.85
Al contado	-0.21 ^b	0.89 ^b	0.31 ^b	-0.27 ^c	0.90 ^c	0.31 ^c
	-1.98	2.25	2.10	-1.83	1.67	1.91
d(crb)	-0.42 ^a	-0.44 ^a	-0.18 ^a	-0.41 ^a	-0.47 ^a	-0.18 ^a
	-6.42	-6.40	-4.37	-6.48	-7.12	-5.10
d(dol)	0.31 ^a	0.34 ^a	0.35 ^a	0.38 ^a	0.41 ^a	0.36 ^a
	4.95	5.31	8.90	5.96	6.20	9.22
d(embí)	0.14 ^a	0.14 ^a	0.07 ^a	0.15 ^a	0.16 ^a	0.07 ^a
	10.45	9.96	8.76	9.96	9.23	10.41
Canje				0.16 ^c	0.11	0.24
				1.90	0.23	0.68
Número de observaciones	884	883	883	973	972	972
R ²	0.41	0.32	0.30	0.39	0.32	0.26
Endogeneidad (dJ)		20.58	17.63		23.73	10.16
Cragg-Donald (F)		62.93	121.75		8.30	11.02

Notas: los valores t están debajo de a las estimaciones; HAC ^a 1%, ^b 5%, ^c 10%, ^d 15%. La muestra con o sin días de operaciones con canjes; la lista de instrumentos incluye varianza rezagada realizada, flujo neto de órdenes y, para la muestra de canje VI, la variación al cuadrado de los futuros de tipo de cambio; cuando procede, las condiciones de sobreidentificación no se rechazan al cinco por ciento.

Cuadro 5

**EFFECTO DE TRATAMIENTO PROMEDIO
DE LA INTERVENCIÓN: NO PARAMÉTRICO, ROBUSTEZ
CON RESPECTO A LOS CANJES**

Variable dependiente: $d(\text{brl_usd})$

<i>Modelo</i>	<i>ATE</i>	<i>ATE a escala</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>
todas	0.054	0.360	51.243	0.0082
pos	0.063	0.337	48.510	0.0402
neg	0.180	0.586	36.205	0.0128
w-todas	0.058	0.385	32.450	0.0124
w-pos	0.067	0.361	35.303	0.0190
w-neg	0.141	0.458	48.064	0.0230

Notas: *wild bootstrap* con $N(0,1)$; 5,000 replicaciones. Estimador de varianza de Newey-West de la varianza asintótica. Tamiz de series de potencias; expectativa condicional de 3er. grado; parte no paramétrica en 2do. grado. No lineal: al contado, flujo neto; lineal: al contado, canje, flujo neto, $d(\text{crb})$, $d(\text{dol})$, $d(\text{emb})$, $d(\text{vix})$. Intervención instrumentada mediante volatilidad rezagada realizada.

Modelos: todas indica el efecto promedio de todas las intervenciones; intervenciones negativas $x(-1)$. pos indica el efecto promedio de las intervenciones positivas $x(+1)$. neg indica el efecto promedio de las intervenciones negativas $x(-1)$. w-, el efecto tratamiento promedio ponderado.

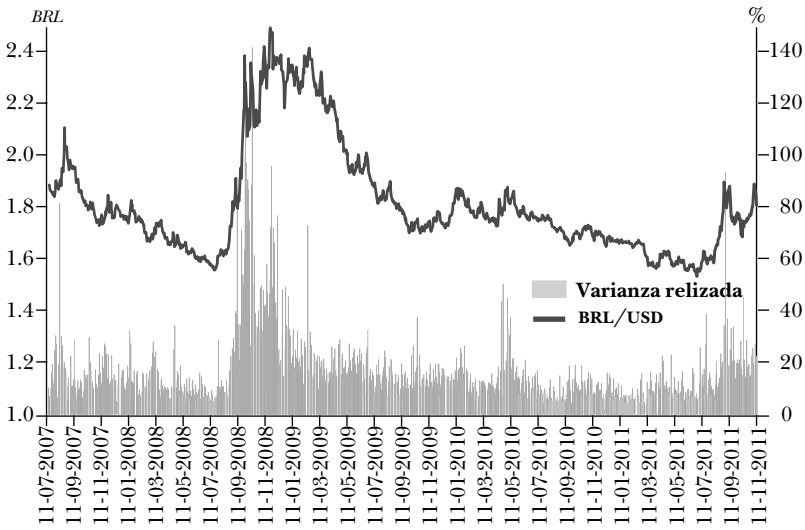
millones de dólares, y es significativo al 5%. No hay evidencia robusta de los efectos de palanca de las operaciones en el mercado de canjes. Asimismo, no hay evidencia robusta de sesgo en nuestras estimaciones previas de los efectos de las intervenciones en el mercado al contado. El efecto estimado en nuestra especificación preferida en la última columna es más bajo que las estimaciones obtenidas en la sección previa, lo que sustenta la hipótesis de un sesgo positivo en los efectos de la intervención obtenido si no se consideran los canjes.

Los resultados correspondientes al ejercicio no paramétrico de robustez para los canjes se presentan en el cuadro 5. La utilización de la volatilidad realizada y los rendimientos futuros al cuadrado para ambas intervenciones no arroja resultados significativos. Informamos la regresión utilizando sólo la volatilidad realizada

como instrumento de las intervenciones en el mercado al contado. Los efectos promedio a escala son del orden del 0.36% por cada intervención de 1,000 millones de dólares, y esto es significativo al 1%. Esto se acerca al resultado del modelo lineal y da más sustento al pequeño sesgo positivo si no se consideran las operaciones con canjes. Interpretamos estos resultados como evidencia de la complementariedad de ambos tipos de intervención oficial.

Gráfica 2

TIPO DE CAMBIO Y VOLATILIDAD REALIZADA



5. CONCLUSIÓN

Este estudio contribuye a la tradición de estimar el efecto de la intervención oficial con una variable instrumental. Proponemos una condición de ortogonalidad nueva, deducida formalmente de las propiedades estándar de los modelos de volatilidad condicional. En particular, mostramos que la volatilidad realizada es ortogonal a la innovación en un modelo logarítmico lineal GARCH realizado y también argumentamos que está correlacionado con la intervención con base en el material empírico consultado que relaciona ambas variables y en la justificación estándar para la política que suelen esgrimir las autoridades de política monetaria. Consideramos las estimaciones con la variable instrumental paramétrica y con la no paramétrica, y para esta última, proponemos una comprobación estadística basada en el efecto de tratamiento promedio de la intervención oficial.

Aplicamos este método propuesto con variable instrumental a un conjunto único de datos del mercado de cambios brasileño con registros completos de la intervención oficial y del flujo neto de órdenes intermediado por el sistema financiero. En el marco lineal, por cada intervención de compra (venta) por 1,000 millones de dólares, la moneda local observa una depreciación (apreciación) correspondiente del 0.51% de la moneda nacional. En el marco no paramétrico que incorpora la interacción no lineal entre la intervención oficial y las condiciones de mercado subyacentes representadas por la información sobre el flujo de órdenes, por cada intervención mediante compra (venta) de 1,000 millones de dólares, la moneda local observa una depreciación (apreciación) correspondiente del 0.48% (0.57%) de la moneda nacional. Los efectos fueron significativos al 5%. Las estimaciones no paramétricas sugieren un mayor efecto cuando las intervenciones son de venta y apuntan a la relevancia de las interacciones no lineales. Estos efectos suponen que las operaciones con canjes se realizan de la misma manera que en la muestra. Los efectos estimados de las intervenciones en el mercado al contado son un poco más suaves si hay controles para las intervenciones oficiales en el mercado de derivados, y oscilan entre un 0.31% y un 0.38%, respectivamente, en los modelos lineal y no paramétrico. Esto sugiere que ambas

políticas oficiales de intervención (en el mercado al contado y en el mercado de canjes) son complementarias.

El razonamiento deductivo que conduce a nuestra condición de ortogonalidad pudiera generalizarse y adaptarse en varias direcciones, según corresponda, con miras a otras aplicaciones empíricas. Por ejemplo, como se ilustra en nuestros ejercicios de robustez con operaciones con derivados, pudieran considerarse otras mediciones realizadas, como la variación bipoder, el rango intradiario y el rendimiento al cuadrado. También se puede incluir la variable de intervención en las ecuaciones de modelos que conducen a condiciones de ortogonalidad más generales. Por último, podrían aplicarse los resultados a otros modelos de volatilidad condicional con información intradiaria más allá del modelo logarítmico lineal GARCH realizado que se consideró en nuestra aplicación. Los resultados empíricos positivos a los que se llegó en este estudio deberían ser motivación suficiente para realizar tales aplicaciones.

Bibliografía

- Ai, Chunrong, y Xiaohong Chen (2003), "Efficient Estimation of Models with Conditional Moment Restrictions Containing Unknown Functions", *Econometrica*, vol. 71, núm. 6, pp. 1795-1843.
- Barroso, João Barata y Adriana Soares Sales (2012), *Coping with a Complex Global Environment: A Brazilian Perspective on Emerging Market Issues*, Working Paper Series, núm. 292, Banco Central do Brasil.
- Beine, Michel, Paul De Grauwe, y Marianna Grimaldi (2009), "The Impact of FX Central Bank Intervention in a Noise Trading Framework", *Journal of Banking and Finance*, vol. 33.
- Beine, Michel, Jérôme Lahaye, Sebastien Laurent, Christopher Neely, y Franz C. Palm (2007), "Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility, its Continuous and Jump Components", *International Journal of Finance & Economics*, vol. 12, núm. 2, pp. 201-223.

- Beine, Michel, Sebastien Laurent, y Franz C. Palm (2009), "Central Bank Forex Interventions Assessed Using Realized Moments", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 19, núm. 1, pp. 112-127.
- Cheng, Ai-ru (Meg), Kuntal Das, y Takeshi Shimatani (2013), "Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility: Evidence from Japan Using Realized Volatility", *Journal of Asian Economics*, vol. 28, pp. 87-98
- Dominguez, Kathryn, y Jeffrey Frankel (1993), "Does Foreign-exchange Intervention Matter? The Portfolio Effect", *American Economic Review*, vol. 83, núm. 5, pp. 1356-1369.
- Engle, Robert, y Giampiero Gallo (2006), "A Multiple Indicators Model for Volatility Using Intra-daily Data", *Journal of Econometrics*, vol. 131, núm. 1-2, pp. 3-27.
- Evans, Martin, y Richard Lyons (2002), "Order Flow and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, vol. 110, núm. 1, February, pp. 170-180.
- Fatum, Rasmus, y Michael Hutchison (2010), "Evaluating Foreign Exchange Market Intervention: Self-selection, Counterfactuals and Average Treatment Effects", *Journal of International Money and Finance*, vol. 29, pp. 570-584.
- Galati, Gabriele, y William Melick (1999), *Perceived Central Bank Intervention and Market Expectations: An Empirical Study of the Yen/Dollar Exchange Rate, 1993-96*, BIS Working Papers, núm. 77.
- Galati, Gabriele, William Melick, y Marian Micu (2005), "Foreign Exchange Market Intervention and Expectations: The Yen/Dollar Exchange Rate", *Journal of International Money and Finance*, vol. 24, núm. 6, October, pp. 982-1011.
- Hansen, Peter, Zhuo Huang, y Howard Shek (2011), "Realized Garch: A Joint Model for Returns and Realized Measures of Volatility", *Journal of Applied Econometrics*, <DOI: 10.1002/jae.1234>.
- Guimarães, Roberto, y Cem Karacadag (2004), *The Empirics of Foreign Exchange Intervention in Emerging Market Countries: The Cases of Mexico and Turkey*, FMI Working Papers, núm. 04123.

- Hillebrand, Eric, Gunther Schnabl, y Yasemin Ulu (2009), “Japanese Foreign Exchange Intervention and the Yen-to-Dollar Exchange Rate: A Simultaneous Equations Approach Using Realized Volatility”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 1, núm. 3, pp. 490-505.
- Kearns, Jonathan, y Roberto Rigobon (2002), *Identifying the Efficacy of Central Bank Interventions: The Australian Case*, NBER Working Paper, núm. 9062.
- Kearns, Jonathan, y Roberto Rigobon (2005), “Identifying the Efficacy of Central Bank Interventions: Evidence from Australia and Japan”, *Journal of International Economics*, vol. 66, núm. 1, pp. 31-48.
- Kohlsheer, Emanuel (2013), *Order Flow and the Real: Indirect Evidence of the Effectiveness of Sterilized Interventions*, BIS Working Paper, núm. 426.
- Kohlsheer, Emanuel, y Sandro Andrade (2013), *Official Interventions through Derivatives: Affecting the Demand for Foreign Exchange*, Working Paper Series, núm. 317, Banco Central do Brasil.
- Meurer, Roberto, Felipe Teixeira, y Eduardo Tomazzia (2010), “Efeitos das intervenções cambiais à vista na taxa de câmbio R\$/US\$ de 1999 a 2008: um estudo de evento”, *Revista Brasileira de Finanças*, vol. 8, núm. 2.
- Novaes, Walter, y Fernando N. de Oliveira (2005), *Interventions in the Foreign Exchange Market: Effectiveness of Derivatives and Other Instruments*, IBMEC Business School Discussion Paper, núm. 01.
- Reitz S, G. Stadtmann, y M. Taylor (2010), “The Effects of Japanese Interventions on FX-Forecast Heterogeneity”, *Economic Letters*, vol. 108, núm. 1, pp. 62-64.
- Reitz, Stefan, y Mark Taylor (2008), “The Coordination Channel of Foreign Exchange Intervention: A Nonlinear Microstructural Analysis”, *European Economic Review*, vol. 52, núm. 1, enero, pp. 55-76.
- Reitz, Stefan, y Mark Taylor (2012), “FX Interventions in the Yen-US Dollar Market: A Coordination Channel Perspective”, *International Economics and Economic Policy*, vol. 9, núm. 2, junio, pp. 111-128.

