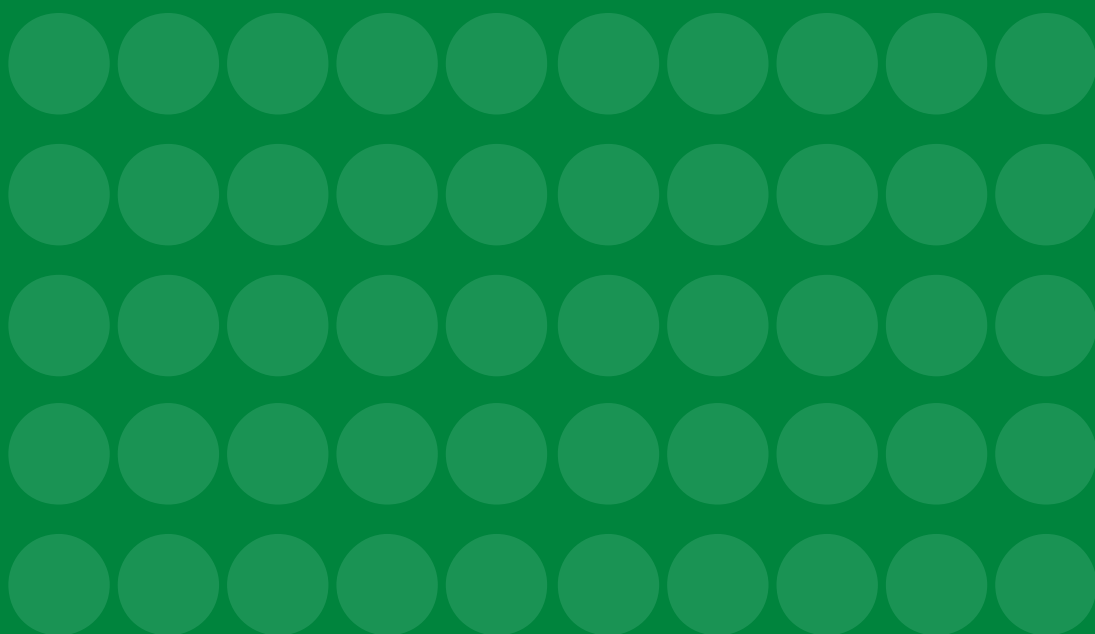


Programa de Investigación Conjunta
XIX Reunión de Investigadores de Bancos Centrales

Política monetaria y estabilidad financiera en América Latina y el Caribe

Editor:
Alberto Ortiz Bolaños



**Política monetaria
y estabilidad financiera
en América Latina
y el Caribe**

*Política monetaria
y estabilidad financiera
en América Latina
y el Caribe*

PROGRAMA DE INVESTIGACIÓN CONJUNTA 2014
RED DE INVESTIGADORES DE BANCOS CENTRALES



Editor

Alberto Ortiz Bolaños

Gerente de Investigación Económica,
Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos
<ortiz@cemla.org>

Primera edición, 2018

Also published in English

© Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, 2018
Durango núm. 54, Colonia Roma Norte, Delegación Cuauhtémoc,
06700 Ciudad de México, México.

Derechos reservados conforme a la ley

ISNI 0000 0001 2315 4270

ISBN 978-607-7734-90-1

Coordinación editorial y maquetación realizada por la Gerencia
de Servicios de Información del CEMLA

Impreso y hecho en México

Printed and made in Mexico

Tabla de contenido

Prefacio	xxi
Acerca del autor	xxiii
Introducción	1
<i>Alberto Ortiz Bolaños</i>	
¿Afecta la política monetaria al crédito bancario?: evidencia para Bolivia	9
<i>Oscar A. Díaz Quevedo</i>	
<i>C. Tatiana Rocabado Palomeque</i>	
Resumen	9
1. Introducción	9
2. Marco conceptual	11
3. Hechos estilizados	16
3.1 La política monetaria en Bolivia	16
3.2. El sector bancario boliviano	17
4. Revisión de la bibliografía	21
5. Modelo teórico y especificación econométrica	26
5.1. Especificación del modelo econométrico	28
5.1.1 Variables	30
5.1.2 Fuentes de datos	32
5.2 Método de estimación	32
6. Resultados	34
7. Conclusiones	36

Anexo	37
Bibliografía	37
Qué dicen los datos microeconómicos bancarios sobre la transmisión de la política monetaria y la estabilidad financiera en Guatemala	45
<i>José Alfredo Blanco Valdés</i>	
<i>Héctor Augusto Valle</i>	
Resumen	45
1. Introducción	46
2. Caracterización del canal de transmisión: enfoque de narrativa por evento	48
2.1 Transmisión de las tasas de política hacia las tasas de mercado	49
2.1.1 Transmisión de la tasa de política hacia las tasas de corto plazo	49
2.1.2 Transmisión de la tasa de política hacia las tasas de interés de créditos bancarios	50
2.2 Efecto de la tasa de interés de política monetaria sobre el crédito	52
2.3 Dolarización de los balances bancarios	53
2.4 Composición de los activos bancarios	53
2.5 Liquidez del sistema bancario	54
2.5.1 Forma de cómputo del encaje	55
2.5.2 Liquidez del sistema bancario	55
3. El canal del crédito	56
3.1 Revisión bibliográfica	56
3.2 Modelo econométrico	58
3.3 Datos	58
3.4 Resultados	59
3.4.1 Crédito total	60
3.4.2 Crédito comercial	61

3.4.3 Crédito de consumo	61
4. Estabilidad financiera	62
5. Conclusiones	63
Anexos	66
Anexo A. Gráficas	66
Anexo B. Regresiones del canal del crédito	85
Anexo C. Indicadores del sistema bancario	107
Bibliografía	109
La relación entre los ciclos económicos y del crédito en América Central y la República Dominicana <i>Francisco Ramírez</i>	111
Resumen	111
1. Introducción	112
2. Revisión de la bibliografía	113
2.1 Teoría	113
2.2 Bibliografía empírica	115
3. Datos y análisis empírico	116
3.1 Datos	116
3.2 Análisis empírico	119
3.2.1 Correlación cruzada en el dominio del tiempo	119
3.2.2 Crédito y actividad en el dominio de las frecuencias	121
3.2.3 Análisis univariado	123
3.2.4 Análisis bivariado	125
3.2.5 Prueba de causalidad de Granger en el dominio de la frecuencia	128
4. Conclusión	129
Anexo	131
Códigos de replicación	131

Procedimiento de Matlab para computar los periodogramas y la coherencia con base en Hamilton (1994), capítulos 6 y 10.	131
Funciones de Matlab para pruebas de causalidad de Granger por frecuencia con base en los códigos de Gauss de Breitung y Candelon (2006) (modificado para considerar los tipos de ciclos específicos de acuerdo con el tamaño de muestra)	133
Bibliografía	135
Colchones de capital bancario y prociclicidad en América Latina	137
<i>Óscar A. Carvalho</i>	
<i>Leslie A. Jiménez</i>	
Resumen	137
1. Introducción	137
1.1 En torno a la prociclicidad financiera	139
1.2 Basilea III y la respuesta regulatoria ante la prociclicidad	141
2. Factores determinantes de los colchones de capital	142
3. Modelo empírico	145
4. Datos y resultados empíricos	146
5. Conclusiones	154
Anexos	155
Anexo A	155
Anexo B	157
Bibliografía	161

Metas de tasas de interés a largo plazo en un modelo con fricciones financieras y cambio de régimen	165
<i>Alberto Ortiz Bolaños</i>	
<i>Sebastián Cadavid-Sánchez</i>	
<i>Gerardo Kattan Rodríguez</i>	
Resumen	165
1. Introducción	167
2. Modelo MS-VAR	170
2.1 Especificación del modelo	171
2.2 Resultados de la estimación	172
2.2.1 ¿Existe cambio de régimen tipo Markov en los coeficientes, las varianzas o ambos?	172
2.2.2 Probabilidades de cambios en los coeficientes y en los estados de varianza	173
2.2.3 Funciones de respuesta al impulso del modelo MS-VAR	175
3. Modelo MS-DSGE	175
3.1 Modelo	178
3.1.1 Hogares	180
3.1.2 Intermediarios financieros	181
3.1.3 Efectos de la fricción financiera	183
3.1.4 Política fiscal	184
3.1.5 Política del mercado de deuda	184
3.1.6 Política del banco central	184
4. Solución y estimación del modelo MS-DSGE	185
4.1 Métodos de solución del modelo MS-DSGE	185
4.2 Métodos de estimación del modelo MS-DSGE	187
4.3 Base de datos	188
4.4 Especificación <i>prior</i>	189
5. Resultados de la estimación MS-DSGE	190
5.1 Estimación de los parámetros	190

5.2 Funciones de respuesta al impulso	195
5.3 Probabilidades de regímenes	199
5.4 Análisis contrafáctico	201
6. Conclusiones	220
Anexo	221
Funciones de respuesta al impulso	221
Bibliografía	227
Dos modelos de intervención en el mercado cambiario: los casos de Brasil y México	231
<i>Martín Tobal</i>	
<i>Renato Yslas</i>	
Resumen	231
1. Introducción	232
2. Bibliografía relacionada	236
3. Datos y metodología	239
3.1 Definición de variables y VAR estructural con restricciones a corto plazo	239
3.2 Definición de las restricciones contemporáneas	243
4. Resultados	246
4.1 Respuesta al impulso ante choques en las intervenciones cambiarias	246
4.2 Descomposición de la varianza	253
5. Robustez	257
6. Conclusiones	264
Anexo	265
Bibliografía	267

La volatilidad realizada como instrumento de la intervención oficial	271
<i>João Barata R. B. Barroso</i>	
Resumen	271
1. Introducción	272
2. La volatilidad realizada como instrumento	275
3. Estimador no paramétrico y efecto de tratamiento promedio	278
4. Aplicación: intervención oficial en Brasil	280
5. Conclusión	291
Bibliografía	292

PREFACIO

Desde 2005 los bancos centrales miembros del CEMLA han desarrollado actividades de investigación conjunta para potenciar la investigación económica en temas de mutuo interés. Las actividades de investigación conjunta anuales o multianuales se han desarrollado en los siguientes temas: 1) estimación y uso de variables no observables en la región; 2) el desarrollo de modelos dinámicos y estocásticos de equilibrio general; 3) los mecanismos de transmisión de la política monetaria; 4) respuestas de política económica a la crisis financiera; 5) dinámica inflacionaria, persistencia y formación de precios y salarios; 6) flujos de capitales y su impacto macroeconómico; 7) precios de los activos internos, fundamentos globales y estabilidad financiera; 8) política monetaria y estabilidad financiera en economías pequeñas y abiertas; 9) política monetaria y estabilidad financiera; 10) diseminación internacional de la política monetaria; 11) política monetaria y condiciones financieras; 12) decisiones financieras de los hogares e inclusión financiera: evidencia para América Latina y el Caribe; y 13) expectativas de inflación: su medición y grado de anclaje.

En 2014, los bancos centrales del CEMLA decidieron conducir una investigación conjunta sobre política monetaria y estabilidad financiera. El grupo de investigación conjunta organizó sus discusiones alrededor de tres preguntas generales: 1) ¿cómo afecta la política monetaria a la estabilidad financiera?; 2) ¿cómo debe la autoridad monetaria incorporar consideraciones de estabilidad financiera?; y 3) ¿cómo restringe la integración financiera internacional a la política monetaria y de regulación prudencial? Los capítulos de

este libro proveen respuestas a algunos aspectos de estas preguntas.

El CEMLA coordinó esta investigación conjunta con participación de los bancos centrales de Bolivia, Brasil, Guatemala, México y la República Dominicana. El trabajo de investigación fue apoyado por una serie de seminarios remotos con especialistas de la academia, reuniones virtuales donde se presentaron progresos, una reunión de trabajo en CEMLA y presentaciones en la XIX Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales. Los capítulos que integran este libro representan una memoria del trabajo hecho por este grupo de investigadores y provee un análisis de diferentes aspectos de las interacciones entre la política monetaria y la estabilidad financiera. En línea con los objetivos del CEMLA, este libro promueve un mejor entendimiento de los temas monetarios y bancarios en América Latina y el Caribe.

Alberto Ortiz Bolaños

Gerente de Investigación Económica

Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos

ACERCA DEL AUTOR

Alberto Ortiz Bolaños

Es gerente de Investigación Económica del CEMLA y profesor e investigador en EGADE Business School del Tecnológico de Monterrey.

Sus principales áreas de investigación son: 1) el estudio de los vínculos macrofinancieros; 2) la medición de las fuentes de fluctuaciones económicas en mercados emergentes; y 3) el análisis de las políticas de regulación financiera y macroeconómicas. Entre otros fenómenos, el Dr. Ortiz ha analizado las consecuencias económicas de las imperfecciones del mercado de crédito y el papel de la política monetaria y la indexación de la restricción del crédito en la estabilización económica; ha comparado la importancia relativa de los factores nacionales y externos de las fluctuaciones económicas de mercados emergentes, así como el papel y la interacción de las políticas monetaria y fiscal para los resultados económicos; y ha estudiado los factores determinantes de las reservas de capital en un panel de 7,000 bancos de 143 países, y ha analizado el papel del coeficiente de financiamiento estable neto en la explicación de la inestabilidad financiera futura.

En el CEMLA, el Dr. Ortiz ha realizado investigaciones sobre los temas mencionados; además, ha coordinado conferencias, seminarios, cursos y actividades de investigación relacionadas con tales eventos. Una buena parte de sus esfuerzos se destinan a dar apoyo en la coordinación de actividades de investigación entre los bancos centrales que conforman la membrecía del CEMLA, incluyendo el Programa de Investigación Conjunta, las pasantías de investigación y los seminarios de investigación en línea (*webinars*).

En relación con las actividades académicas, el Dr. Ortiz ha impartido cursos sobre la microeconomía de la banca, fallas del mercado en mercados financieros, teoría macroeconómica, moneda y banca, macroeconomía abierta, desarrollo económico, métodos matemáticos para economistas, entorno económico de las organizaciones, fundamentos de negocios mundiales, fundamentos de economía, y política financiera internacional en Boston University, Oberlin College y Harvard University.

Obtuvo su doctorado en Economía por la Boston University en 2009. Previamente, había obtenido el grado de maestría en Política Económica en la misma institución y la licenciatura en Economía por el Centro de Investigación y Docencia Económicas (CIDE) in 2002.

Introducción

Alberto Ortiz Bolaños

La inestabilidad financiera puede tener consecuencias devastadoras para la actividad económica, la estabilidad de precios y los mecanismos de transmisión de la política monetaria. Esto no es novedad en América Latina y el Caribe, que tiene una historia desafortunada de inestabilidad financiera, lo que ha conducido a que muchos bancos centrales tengan un mandato explícito al respecto. Dada la prevalencia de este mandato de estabilidad financiera, la formulación de política se podría beneficiar de un mejor entendimiento del nexo entre política monetaria y estabilidad financiera. Este libro presenta los esfuerzos de un grupo de economistas de bancos centrales de América Latina y el Caribe para avanzar en este frente por medio de una investigación conjunta.

De acuerdo con Ingves *et al.*¹ hay tres razones principales por las cuales los bancos centrales deben tener un papel preponderante en la formulación y la ejecución de la política de estabilidad financiera: 1) la inestabilidad financiera afecta el ambiente macroeconómico; 2) los bancos centrales, en su papel de prestamista de última instancia, proveen de liquidez que

¹ Stefan Ingves *et al.*, *Central Bank Governance and Financial Stability*, Study Group Report, BPI, mayo, 2011.

puede ser importante para la estabilidad financiera; y 3) los bancos centrales tienen un entendimiento global del sistema financiero, el cual se requiere para definir y ejecutar las políticas macroprudenciales. A pesar de que hay acuerdo sobre el importante papel que las autoridades monetarias deben tener en la estabilidad financiera, todavía tenemos que avanzar en la determinación de cómo pueden los bancos centrales contribuir a ella.

Durante el último decenio, en respuesta a preocupaciones de estabilidad financiera, un número creciente de países ha fortalecido sus políticas prudenciales. Estas políticas buscan: 1) reforzar la solvencia y controlar el apalancamiento de los intermediarios financieros; 2) contener los riesgos de liquidez; 3) limitar los riesgos asociados con cambios inesperados en las tasas de interés y el tipo de cambio; y 4) reducir las externalidades negativas que pueden ser magnificadas por la interconexión de los intermediarios financieros. A pesar de su uso creciente, el análisis de la eficiencia de estas políticas prudenciales de contención de riesgos y su interacción con la política monetaria es un área que requiere mayor atención. También, hay necesidad de entender mejor las especificidades por país de las interacciones entre las políticas monetaria y de estabilidad financiera para explorar los beneficios potenciales de una coordinación de políticas regional.

Este libro contiene siete capítulos que proveen enseñanzas en diferentes aspectos relacionados con la política monetaria y la estabilidad financiera. Los primeros dos estudios ven el efecto de cambios en la política monetaria sobre la oferta de crédito en Bolivia y Guatemala, respectivamente, y los efectos diferenciados dependiendo de las características de los bancos. El tercer estudio estudia la relación entre crédito y actividad económica en Costa Rica, El Salvador, Honduras, Guatemala, Nicaragua y la República Dominicana, encontrando una relación positiva. El cuarto de los capítulos analiza los factores que determinan los colchones de capital bancario en una muestra de 456 bancos de América Latina y el Caribe. El quinto describe los mecanismos de interacción de las condiciones financieras con la política monetaria para determinar las asignaciones macroeconómicas mediante un modelo DSGE para la economía de Estados Unidos. Los últimos dos estudios analizan los efectos de las intervenciones en los mercados cambiarios de Brasil y México. De estos, el sexto compara la eficacia del modelo de intervención cambiaria de cada país, mientras que el séptimo usa la volatilidad observada

como un instrumento para medir el efecto promedio de una compra o venta de dólares sobre el tipo de cambio en Brasil.

Más adelante enunciamos tres preguntas que sirvieron para organizar la discusión del grupo de trabajo de investigación conjunta sobre la relación entre política monetaria y estabilidad financiera y describimos los estudios con mayor detalle.

1. ¿Cómo afecta la política monetaria a la estabilidad financiera?

La política monetaria afecta a la estabilidad financiera por su efecto en el precio de los activos, la toma de riesgo y las decisiones de crédito en los mercados financieros. El canal de precio de los activos se refiere a cómo la postura de la política monetaria afecta los precios en los mercados accionarios, de deuda, de derivados, de bienes raíces y del tipo de cambio. El canal de la toma de riesgo se refiere a cómo valores relativamente bajos de las tasas de interés pueden inducir a desequilibrios financieros como resultado de reducciones en la aversión al riesgo y una búsqueda más intensa de rendimiento por parte de los bancos y otros inversionistas. El canal del crédito se refiere a cómo la postura de la política monetaria puede afectar la oferta de crédito y modificar las fuentes de financiamiento de los intermediarios financieros.

Los primeros dos capítulos aumentan nuestro entendimiento de estos mecanismos de transmisión incluyendo una cuantificación de su importancia.

El primero de ellos, titulado “¿Afecta la política monetaria al crédito bancario?: evidencia para Bolivia”, fue escrito por Óscar A. Díaz Quevedo y C. Tatiana Rocabado Palomeque, del Banco Central de Bolivia. En este capítulo los autores usan datos de panel analizados con métodos generalizados de momentos y efectos fijos para mostrar que cambios en la política monetaria, medida por los saldos netos de los bonos de regulación monetaria, tienen efectos directos sobre la oferta de crédito. Además, muestran que los bancos pequeños o con montos de capital menores reducen relativamente más su oferta de crédito en respuesta a un incremento de los bonos monetarios.

El segundo capítulo, titulado “Qué dicen los datos microeconómicos bancarios sobre la transmisión de la política monetaria y la estabilidad financiera en Guatemala”, fue escrito por José Alfredo Blanco Valdés, de la Superintendencia de Bancos de Guatemala, y

Héctor Augusto Valle, del Banco de Guatemala. En este capítulo usan información de panel de 18 bancos que operan en el sistema financiero guatemalteco para mostrar que hay una transmisión de la política monetaria, la cual es heterogénea dependiendo de la liquidez, la capitalización y el tamaño de los bancos. El mecanismo de transmisión se debilita si hay exceso de liquidez, dolarización de la cartera, mayor tamaño de los bancos, y depende de la forma en que se calcula el requerimiento de reserva.

Asimismo, hay necesidad de entender mejor la interdependencia de los ciclos de crédito y los económicos y la relación de largo plazo entre crédito, estabilidad financiera y crecimiento económico. El tercer capítulo, titulado “La relación entre los ciclos económicos y del crédito en América Central y la República Dominicana”, fue escrito por Francisco A. Ramírez, del Banco Central de la República Dominicana, usa pruebas de causalidad de Granger y análisis espectral para identificar una relación positiva entre el crédito y la actividad económica en Costa Rica, El Salvador, Honduras, Guatemala, Nicaragua y la República Dominicana. Excepto para el caso de Guatemala, el autor encuentra que el crédito precede al ciclo económico en todos los países, con ciclos de ocho años para Costa Rica, El Salvador, Honduras y la República Dominicana.

El entender los ciclos de apalancamiento de los intermediarios financieros y la prociclicidad del crédito es clave para comprender la dinámica del crédito agregado. El cuarto capítulo, titulado “Colchones de capital bancario y prociclicidad en América Latina”, fue escrito por Óscar A. Carvallo del CEMLA junto con Leslie A. Jiménez, mientras ella también estaba en el CEMLA. En este capítulo usan información de 456 bancos en 18 países de América Latina y el Caribe y emplean un estimador de método generalizado de momentos en dos etapas para analizar los factores determinantes de los colchones de capital bancario. El crecimiento económico está inversamente relacionado con los colchones de capital, lo que ofrece pruebas de que los bancos reducen sus colchones de capital durante las expansiones económicas. El tamaño de los bancos está inversamente relacionado con los colchones de capital, mientras que la rentabilidad, las pérdidas esperadas y el poder de mercado están relacionados de forma positiva.

2. ¿Cómo la autoridad monetaria debe incorporar consideraciones de estabilidad financiera?

A raíz de la crisis financiera mundial surgió un consenso entre los banqueros centrales del mundo acerca de la importancia de incluir consideraciones de estabilidad financiera al tomar decisiones de política monetaria. Esto ha llevado a una intensa discusión sobre cómo deben contribuir los bancos a controlar el riesgo sistémico. Hay posiciones que sugieren que la política monetaria debe enfocarse en la estabilidad de precios, mientras la política macroprudencial se encarga de la estabilidad financiera. Otros argumentan que la política monetaria debe tomar en cuenta sus efectos amplios sobre la estabilidad financiera. Además, la política monetaria debe tomar en cuenta que su eficacia se ve afectada por el ciclo financiero. Este debate también incluye la pregunta de cuáles son los beneficios y costos de un esquema integrado donde el banco central esté encargado de ejecutar la política macroprudencial junto con la política monetaria, contra una estructura alternativa donde las políticas las lleven a cabo instituciones separadas.

Hay muchas preguntas abiertas sobre cómo debería la política monetaria incorporar consideraciones de estabilidad financiera incluyendo: 1) cómo la eficacia de la regulación macroprudencial se ve alterada por la postura de política monetaria; 2) cómo puede comprometerse la credibilidad del banco central en el control de precios al añadir un compromiso de estabilidad financiera; 3) qué herramientas deben acompañar un mandato de estabilidad financiera; 4) cuáles son las oportunidades de arbitraje generadas por la ejecución conjunta de diferentes políticas macroprudenciales; 5) cómo modifica la regulación prudencial al mecanismo de transmisión de la política monetaria; y 6) cómo interactúan ambas políticas en tiempos normales y en tiempos de tensión financiera.

El siguiente capítulo del libro, titulado “Metas de tasas de interés a largo plazo en un modelo con fricciones financieras y cambio de régimen”, de Alberto Ortiz Bolaños y Sebastián Cadavid Sánchez, del CEMLA, con Gerardo Kattan Rodríguez, del Tecnológico de Monterrey, trata de proveer respuestas a algunas de estas preguntas. En este capítulo los autores usan las medidas de primas por plazo calculadas

por Adrian *et al.*² para realizar estimaciones bayesianas con cambio de régimen de tipo Markov de modelos de vectores autorregresivos y modelos estocásticos de equilibrio general con fricciones financieras en los instrumentos de deuda de largo plazo desarrollados por Carlstrom *et al.*³ para proveer evidencia de cómo han evolucionado las condiciones financieras de Estados Unidos desde 1962 y cómo ha respondido el banco de la Reserva Federal a las primas por plazo. Usando el modelo estimado, los autores hacen análisis contrafáctico de la evolución de variables macroeconómicas y financieras bajo distintas condiciones financieras y respuestas de política. Ellos analizan seis episodios con la presencia de altas fricciones financieras y mediana o alta volatilidad de choques. En tres de los episodios hubo alta respuesta de la política monetaria a las condiciones financieras: 1978t4-1983t4 que ayudó a contener la inflación en detrimento de la actividad económica y los episodios de 1990t2-1993t4 y 2010t1-2011t4 en los que la alta respuesta de política monetaria sirvió para mitigar las contracciones económicas. Mientras tanto, en los tres episodios cuando se registró baja respuesta a los factores financieros, si la autoridad monetaria hubiera respondido de forma más enérgica, de 1971t1-1978t3 se hubiera logrado una menor inflación pero con un menor PIB, en 2000t4-2004t4 se hubiera podido retrasar la contracción del PIB a 2002t3, pero la misma hubiera sido más profunda y la inflación hubiera sido mayor, y en 2006t1-2009t4 hubiera precipitado la contracción del PIB. La presencia de altas fricciones financieras y altos choques de volatilidad hace que las recesiones sean más profundas y las recuperaciones más lentas, mostrando la importancia del nexo financiero-macroeconómico.

3. ¿Cómo restringe la integración financiera internacional a las políticas monetaria y de regulación prudencial?

El proceso de integración financiera se ha acelerado y está creando interconexiones dentro de América Latina y el Caribe y entre la región y el resto del mundo. Un objetivo de esta investigación conjunta

² Tobias Adrian, Richard K. Crump, y Emanuel Moench, "Pricing the Term Structure with Linear Regressions," *Journal of Financial Economics*, vol. 110, núm. 1, octubre, 2013, pp. 110-138, <<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.04.009>>.

³ Charles T. Carlstrom, Timothy S. Fuerst, y Matthias Paustia, "Targeting Long Rates in a Model with Segmented Markets," *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 9, núm. 1, enero, 2017, pp. 205-242.

fue entender y medir los mecanismos mediante los cuales esas interconexiones afectan a las variables financieras nacionales.

El capítulo seis, titulado “Dos modelos de intervención en el mercado cambiario: los casos de Brasil y México”, fue escrito por Martín Tobal y Renato Yslas de Banco de México. En ese capítulo, los autores usan vectores autorregresivos con restricciones de corto plazo para comparar la eficacia de las intervenciones cambiarias de Brasil y México bajo regímenes de metas de inflación. Brasil tiene un modelo de intervenciones regulares, en forma discrecional y con un sesgo a compras netas de dólares, mientras que México interviene ocasionalmente, con base en reglas preestablecidas y con un sesgo hacia la venta neta de dólares. Los autores muestran que: 1) las intervenciones en el mercado cambiario tienen un efecto de corta duración en ambos países; 2) el modelo brasileño genera mayores costos inflacionarios; y 3) en respuesta a un choque de intervención cambiaria, el Banco de México sube inmediatamente las tasas de interés, mientras que la respuesta del Banco Central do Brasil aparece con un rezago de cuatro meses.

El último capítulo, titulado “La volatilidad realizada como instrumento de la intervención oficial”, fue escrito por João Barata R. B. Barroso, del Banco Central do Brasil. En este capítulo, el autor propone una novedosa condición de ortogonalidad basada en la volatilidad realizada que es usada como variable instrumental para hacer estimaciones paramétricas y no paramétricas de los efectos de las intervenciones cambiarias. Al aprovechar la información de todos los registros de transacciones del mercado de contado del tipo de cambio BRL/USD intermediadas por las instituciones financieras y las intervenciones de política del Banco Central do Brasil, el estudio muestra que el efecto promedio de una venta (o compra) de 1,000 millones de dólares es una depreciación (o apreciación) cercana a 0.51%. Además, muestra que los resultados son robustos a interacciones no lineales con una depreciación de 0.48% para intervenciones de compra de dólares y una apreciación de 0.57% para intervenciones de venta de dólares. También, presentan evidencia en el rango de 0.31% a 0.38% cuando se controla por operaciones de derivados.

Hay muchos temas pendientes por ser comprendidos en la relación entre política monetaria y estabilidad financiera. Esperamos que estas contribuciones iniciales enfocadas en América Latina permitan aumentar nuestro entendimiento y ayuden a los bancos centrales a cumplir sus mandatos de estabilidad de precios mientras continúan incorporando consideraciones de estabilidad financiera.

¿Afecta la política monetaria al crédito bancario?: evidencia para Bolivia

Oscar A. Díaz Quevedo

C. Tatiana Rocabado Palomeque

Resumen

En este capítulo se explora la existencia del canal del crédito bancario para Bolivia. Las estimaciones emplearon datos de panel utilizando el método generalizado de momentos y el modelo de efectos fijos. Los resultados muestran que cambios en la política monetaria tienen efectos directos sobre la oferta de crédito bancario, pues incrementos en la oferta de títulos conducirían a reducciones en el crecimiento de los préstamos. Por otra parte, las interacciones del tamaño y del capital de las entidades con la variable de política monetaria reflejarían la presencia de reacciones diferenciadas de los bancos.

Palabras clave: política monetaria, canal del crédito, MGM.

Clasificación JEL: E5, G21.

1. INTRODUCCIÓN

El análisis de los mecanismos de transmisión de la política monetaria es una de las áreas de mayor investigación en la bibliografía macroeconómica y de especial interés para los bancos centrales. Una evaluación correcta de estos mecanismos permite entender y prever los efectos de las condiciones monetarias sobre la economía real.

O. A. Díaz Quevedo <odiaz@bcb.gob.bo> y C. T. Rocabado Palomeque <trocabado@bcb.gob.bo>, son funcionarios del Banco Central de Bolivia. El contenido de este capítulo es responsabilidad de los autores y no compromete la opinión del Banco Central de Bolivia.

El canal del crédito bancario reconoce la existencia de información imperfecta en los mercados financieros y asigna un papel activo a la oferta de crédito de los bancos en la transmisión de la política monetaria. En este contexto, una política monetaria contractiva reduce los fondos prestables y, la oferta de crédito del sector bancario, y obliga a los agentes que dependen de este tipo de financiamiento a contraer sus montos de inversión. La eficacia de este mecanismo puede variar entre bancos según el grado de acceso a otras fuentes de financiamiento. Como señalan Bernanke y Gertler (1995) y Hubbard (1995), el canal del crédito es complementario y no un sustituto del canal tradicional (canal de tasas de interés) de la política monetaria.

El análisis y la comprobación de la existencia del canal del crédito bancario en Bolivia resulta relevante dada la dependencia del crédito bancario de ciertos segmentos de la población y la alta participación de los depósitos en la estructura de los pasivos de los bancos. Por otra parte, el importante proceso de desdolarización de la economía permitió mejorar la eficacia de la política monetaria. Sin embargo, la bibliografía es aún escasa, por lo que el presente trabajo pretende ofrecer evidencia empírica sobre el tema.

De acuerdo con Kashyap y Stein (1995, 2000) y Ehrmann (2003), se explota la heterogeneidad de corte transversal y dinámica de series de tiempo para identificar los efectos de un choque de política monetaria sobre la oferta de crédito del sistema bancario boliviano para el periodo 2005-2013. Este tipo de aproximación ofrece respuestas diferenciadas según las características de los bancos, identificando los más afectados. Los resultados muestran que la política monetaria tiene la capacidad de afectar directamente la oferta de crédito bancario (canal del crédito directo). Por otra parte, las interacciones de las variables de tamaño y capital de los bancos con la variable de política monetaria reflejarían reacciones diferenciadas, es decir, que los bancos más pequeños y con menos capital reducirían sus créditos en mayor proporción cuando la orientación monetaria es contractiva.

El artículo consta de siete secciones incluyendo la introducción. En la sección 2 se introduce un breve repaso teórico de los canales de transmisión de la política monetaria y, en especial, del canal del crédito bancario. La sección 3 presenta algunos hechos estilizados sobre el régimen de política monetaria y las principales características del sector bancario en Bolivia. La sección 4 resume los principales resultados de investigaciones empíricas. En la sección 5 se describe

el modelo seguido en el trabajo y se presenta la metodología económica. La sección 6 contiene los resultados del modelo para el caso boliviano. Finalmente, en la sección 7 se presentan las conclusiones.

2. MARCO CONCEPTUAL

Los bancos centrales tienen como función el manejo de la política monetaria con el objetivo principal de mantener la estabilidad de precios. En los últimos años, además han orientado acciones hacia la actividad y hacia la preservación de la estabilidad financiera. En este sentido, para un banco central es relevante identificar si los instrumentos de política monetaria que emplea pueden influir en la actividad del sector real, con efectos sobre la demanda agregada y la inflación por medio de los llamados canales de transmisión.

Mishkin (1996) identificó cuatro canales de transmisión de la política monetaria: el canal de la tasa de interés, el canal del crédito (compuesto por el canal del crédito amplio y el canal del crédito bancario), el canal del tipo de cambio y el canal del precio de los activos.¹

El canal de la tasa de interés (canal del dinero) se constituye en el enfoque tradicional de la política monetaria y sugiere que cuando el banco central aplica una política contractiva, la oferta de dinero disminuye (intercambiando títulos por reservas bancarias) con el consiguiente incremento de las tasas de interés nominales y reales de largo plazo (el efecto de la política monetaria en la tasa de interés se produce según el supuesto que de los precios son rígidos en el corto plazo). Las mayores tasas de interés se traducen en una reducción de la inversión y el consumo presente y, por lo tanto, la demanda agregada se contrae afectando al producto y los precios.

Bean *et al.* (2002) establecen la existencia de los siguientes componentes en el canal de la tasa de interés: *a)* tasas de interés elevadas, y por tanto costos del capital elevados, inducen a mayores rendimientos requeridos para un proyecto de inversión y a disminuir los gastos de inversión, *b)* el incremento en las tasas de interés modifica el patrón de consumo, es decir, que el efecto de una política monetaria contractiva puede ser descompuesto en un efecto de sustitución y en

¹ Una discusión amplia sobre los canales de transmisión de la política monetaria se encuentra en Mies *et al.* (2004). A continuación sólo se abordan los dos primeros.

un efecto de ingreso; el primero es negativo, ya que el aumento de las tasas de interés disminuye el precio del consumo futuro, mientras que el segundo efecto depende de las posiciones netas de activos de los consumidores, y *c*) en el caso de un régimen de tipo de cambio flexible, los movimientos en las tasas de interés hacen que el tipo de cambio sea volátil afectando la competitividad en precios y, por tanto, las exportaciones netas.

El canal de la tasa de interés supone que los intermediarios financieros no desempeñan ningún papel especial en la economía. Usualmente los modelos de demanda agregada le restan importancia al papel de los intermediarios financieros, ya que agrupan los préstamos de los bancos y otros instrumentos de deuda en un mercado de bonos. Al dinero en cambio, se le da un papel especial en la determinación de la demanda agregada. Bernanke y Blinder (1988) muestran que el canal tradicional de la tasa de interés descansa en al menos uno de los siguientes tres supuestos: *a*) los préstamos y bonos son sustitutos perfectos para los prestatarios, *b*) los préstamos y bonos son perfectos sustitutos para los prestamistas, o *c*) la demanda de productos básicos (*commodities*) es insensible a la tasa de interés de los préstamos.

Sin embargo, Bernanke y Gertler (1995) muestran evidencia empírica de que el canal de la tasa de interés no tuvo éxito para explicar grandes cambios en el producto y la demanda agregada, lo cual ocasionó la producción de una amplia bibliografía que trata de identificar y cuantificar otros mecanismos de transmisión.

A finales del decenio de los ochenta, el vínculo entre crédito y producto empezó a tomar importancia, pues se observaba que ante la presencia de asimetrías de información, los intermediarios financieros desempeñaban un papel importante en la provisión del crédito, afectando de manera considerable la demanda agregada. Desde entonces se publicó una serie de estudios que consideraban explícitamente cómo los efectos de la política monetaria podrían verse ampliados y propagados ante cambios en las condiciones financieras de los diferentes agentes. Este tipo de modelos pertenece a la teoría del llamado canal del crédito, cuyo punto de partida es el rechazo de la hipótesis de que los bonos y los préstamos bancarios son sustitutos perfectos. Sin embargo, este no debe entenderse como un canal de transmisión paralelo e independiente del canal tradicional, sino como una serie de factores que amplían y propagan los efectos usuales de los cambios en las tasas de interés (Bernanke y Gertler, 1995).

En particular, hay dos mecanismos por los cuales el canal del crédito puede actuar: el canal amplio del crédito (canal del balance general) y el canal del crédito bancario o restringido (Bernanke y Gertler, 1995). La idea principal del canal del balance general es que, en presencia de mercados de capital imperfectos, las asimetrías de información entre los prestamistas y prestatarios crean una brecha entre el costo de financiamiento interno y externo de los prestatarios. Ante una política monetaria contractiva que incrementa la tasa de interés real, el flujo de caja neto de los prestatarios se reduce debilitando su posición financiera. Por otra parte, el incremento de las tasas de interés reduce el valor de los activos que actúan como garantía y, por tanto, la capacidad de los prestatarios para obtener financiamiento. En ambos casos el valor neto de la empresa se reduce y al estar inversamente relacionado con el costo (premio) por financiamiento externo, para una cierta cantidad de financiamiento requerido, el gasto y la producción de la empresa disminuyen (restricción de sus posibilidades de endeudamiento).

El segundo mecanismo está orientado a la oferta de crédito de los bancos: los cambios en la política monetaria no sólo afectan las tasas de interés de los créditos otorgados por los bancos, sino también su disponibilidad para proporcionar nuevos préstamos. En particular, una política monetaria restrictiva que implique un aumento en los requerimientos de reservas bancarias genera una caída en los depósitos bancarios disponibles y crea una necesidad por obtener un financiamiento alternativo con el fin de mantener el volumen de préstamos. Si el financiamiento es escaso o no está disponible, entonces los bancos necesariamente reducirán su oferta de crédito, afectando negativamente los planes de consumo e inversión de los prestatarios que dependen de este tipo de financiamiento (empresas pequeñas y consumidores). De esta manera, la competencia por la reducida oferta de crédito bancario podría llevar a un aumento en las tasas de interés con efectos adversos sobre la inversión y el consumo. Por lo tanto, el canal del crédito bancario amplía el efecto de una política monetaria contractiva en la demanda agregada y proporciona un papel específico a los bancos.

A diferencia del canal del crédito tradicional, el efecto de la política monetaria en la economía real por medio del canal del balance general y del canal del crédito bancario tiene consecuencias distributivas importantes. Los bancos con diferente dependencia de los depósitos y las empresas con posiciones financieras y dependencia

de los préstamos bancarios diferentes no son afectados de igual manera por los choques de la política monetaria.

El mecanismo de transmisión de la política monetaria a través del canal del crédito bancario descansa en dos pilares: la capacidad del banco central para afectar la oferta de crédito bancario y la dependencia de las empresas y los hogares del crédito bancario.

- a) *Las acciones de política monetaria deben afectar la oferta de crédito de los bancos.* Los bancos no pueden tener sustitutos perfectos del crédito ni fuentes alternativas importantes de financiamiento a los depósitos (préstamos del exterior o emisión de deuda, entre otros), es decir, que los depósitos son una de las fuentes de financiamiento menos costosas, y por ello, para algunos bancos será caro y a veces imposible reemplazar la disminución en los depósitos con otras fuentes de financiamiento para mantener la misma oferta de crédito. Con estas condiciones, una política monetaria contractiva tiene el efecto de reducir el volumen agregado de depósitos y afectar la oferta de préstamos de los bancos. Por lo tanto, los depósitos y bonos deben ser sustitutos imperfectos para los bancos.

Se debe considerar que el efecto de la política monetaria en la oferta de crédito también depende de las características del sector bancario. En general, cuanto más fuerte es el sector bancario de un país, más débil es el efecto esperado de los cambios de la política monetaria. Bancos más grandes y saludables son menos sensibles a los cambios en la política porque su concentración de reservas puede ser rápidamente compensada con formas alternativas de financiamiento. En este sentido, el tamaño de los bancos, la concentración del mercado, el grado de capitalización y la liquidez son los factores más comúnmente estudiados: un tamaño relativamente pequeño, débil concentración de mercado y menores grados de liquidez y capitalización sugieren la presencia de un canal del crédito más fuerte, ya que los bancos están más expuestos a las imperfecciones del mercado y enfrentarían más dificultades en conseguir financiamiento alternativo a los depósitos.²

Otro factor importante es la estructura de la propiedad, ya que la influencia del Estado ejercida ya sea mediante la propiedad pública

² La solvencia financiera puede ser también caracterizada por las provisiones de cartera en mora, costos operativos y el rendimiento de los activos así como el número de quiebras bancarias en el pasado.

directa de los bancos, el control del Estado o de las garantías públicas, proporciona posibilidades de financiamiento adicionales y reduce las asimetrías de información. La participación extranjera en el sector bancario local también debilita el canal del crédito, ya que las filiales de los bancos extranjeros pueden enfrentar restricciones de financiamiento menores debido a la oferta potencial de financiamiento adicional de sus casas matrices.

Kashyap y Stein (1993) argumentan que el efecto en la oferta de préstamos bancarios depende también del marco regulatorio, ya que los requisitos de capital regulatorio basados en riesgo pueden atar la capacidad de un banco para otorgar préstamos al monto de sus fondos propios y restringir el crédito. Por otro lado, el comportamiento de la oferta de crédito puede también estar afectado por los requerimientos del seguro de depósitos: cuanto más alto es el seguro, el riesgo de los clientes disminuye. Un bajo nivel de riesgo reduce el costo de los depósitos para los bancos y, por tanto, incrementa la dependencia en este tipo de pasivo.

Finalmente, la velocidad de la transmisión de la política monetaria depende de la madurez de los préstamos y el tipo de tasa de interés. Cuanto más grandes son los préstamos de corto plazo con tasa de interés variable, más rápida es la respuesta de la oferta de préstamos a los cambios en la política monetaria.

- b) *No debe haber otra fuente de financiamiento que sea sustituta perfecta del crédito bancario.* Ante una reducción en la oferta de préstamos, los prestatarios (empresas, hogares) no podrán acudir a otras fuentes de financiamiento sin incurrir en costo alguno, por ejemplo, emitiendo bonos, acciones o acudiendo a otros intermediarios financieros. Hay pruebas de que las empresas, especialmente las pequeñas, dependen de los bancos para financiarse. Estas por lo general carecen de acceso a los mercados de bonos, efecto que es aún más importante para países con mercados de capitales menos desarrollados como es el caso de Bolivia. Con relación al capital, la menor capitalización comparada con el total de activos o créditos implica una alta dependencia de los prestamistas de los bancos y, por lo tanto, un canal del crédito más fuerte.

3. HECHOS ESTILIZADOS

3.1 La política monetaria en Bolivia

De acuerdo con la Ley 1670 del Banco Central de Bolivia (BCB), su objetivo es procurar la estabilidad del poder adquisitivo interno de la moneda nacional. Para ello, el BCB regula la liquidez del sistema financiero, principalmente, por medio de operaciones de mercado abierto (OMA) que afectan el volumen del crédito y la cantidad de dinero en la economía. El BCB establece también encajes legales de cumplimiento obligatorio por parte de las entidades de intermediación financiera y concede créditos de liquidez con garantía del Fondo RAL³ a las entidades. Asimismo, una fuente de liquidez adicional son las operaciones de reporto.

De acuerdo con Cossio *et al.* (2007) el BCB instrumenta su política monetaria mediante un esquema de metas intermedias de cantidad fijando límites a la expansión de su crédito interno neto y un piso a la variación en las reservas internacionales netas (RIN).⁴ Como no se puede tener un control directo sobre la meta intermedia, las acciones de política monetaria se ejecutan por medio de una meta operativa, definida como el exceso de liquidez del sistema financiero, es decir, el excedente sobre el encaje legal.

Precisamente gracias a la profundización del proceso de bolivianización desde mediados del decenio pasado, el régimen actual de política monetaria es más eficaz. En el periodo previo al año 2005, cuando los niveles de dolarización financiera se situaban por encima del 90% y las OMA se efectuaban en dólares, la decisión de aportar liquidez implicaba perder las escasas RIN de que se disponían en ese entonces, lo que limitaba su uso para contrarrestar los efectos adversos de los ciclos económicos. En la actualidad, esta capacidad se ha recuperado y el BCB puede aportar fuertes cantidades de recursos cuando la economía lo requiere, como ocurrió a fines de 2008 y en 2009, que generó el descenso pronunciado de las tasas,

³ Fondo de requerimiento de activos líquidos.

⁴ Las metas para las RIN permiten anclar el crédito interno neto, lo que proporciona la flexibilidad necesaria en el crecimiento de la emisión monetaria, que en los últimos años estuvo explicada por el crecimiento de la actividad económica y por el proceso de desdolarización (bolivianización) de la economía.

el incremento del crédito y el apuntalamiento de la actividad económica. Asimismo, en coyunturas en las cuales se requiere retirar liquidez, el mecanismo es también eficaz y, complementado con el encaje legal, comisiones por flujos de capitales externos, posición de cambios, provisiones, colocación directa de valores⁵ y otros instrumentos, ha permitido recoger liquidez y reducir las presiones inflacionarias sin afectar de forma significativa a las tasas de interés, pero preservando el dinamismo de la actividad económica (gráfica 1).

3.2. El sector bancario boliviano

El sistema bancario cumple un papel importante en la economía boliviana. A junio de 2014 concentró más del 50% de los activos del sistema financiero⁶ y en los últimos años registró un crecimiento significativo de su cartera de crédito. El dinamismo de la actividad de intermediación del sistema bancario se reflejó en mayores indicadores de profundización financiera, el coeficiente de cartera a PIB pasó del 21% en septiembre de 2008 al 32% a finales de 2013. A junio de 2014 el 31% de la cartera de los bancos correspondió a créditos otorgados a hogares (crédito de consumo y vivienda) y el 69% restante a crédito para empresas; de dicho porcentaje, el 49% financió a micro, pequeñas y medianas empresas.

Considerando el destino del crédito, el sistema bancario se constituye en la principal fuente de financiamiento para las empresas intensivas en mano de obra, mientras que las empresas grandes e intensivas en capital obtienen financiamiento mediante deuda externa; asimismo, la inversión extranjera directa se concentra en estos sectores. Por otra parte, pese al desarrollo de la bolsa de valores en los últimos años, el financiamiento de las empresas no financieras por medio de este mecanismo aún es limitado. Por lo tanto, existen segmentos

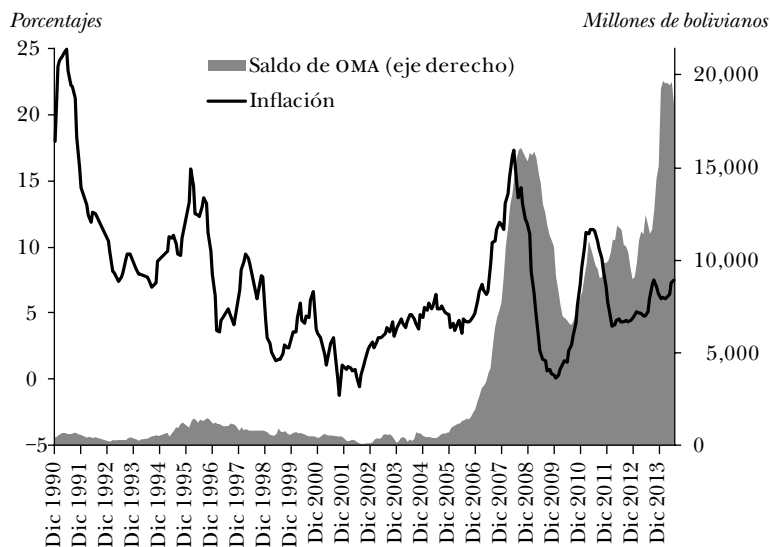
⁵ En octubre de 2007, por la Resolución de Directorio núm. 108/2007, el BCB introduce la venta directa de valores a personas naturales y jurídicas.

⁶ El sistema financiero boliviano está compuesto por entidades de intermediación financiera (bancos múltiples, bancos PYME, cooperativas de ahorro y crédito, entidades financieras de vivienda), gestoras que administran el Sistema Integral de Pensiones, las sociedades administradoras de fondos de inversión y las compañías aseguradoras. En este estudio sólo consideramos a los bancos múltiples y los bancos PYME.

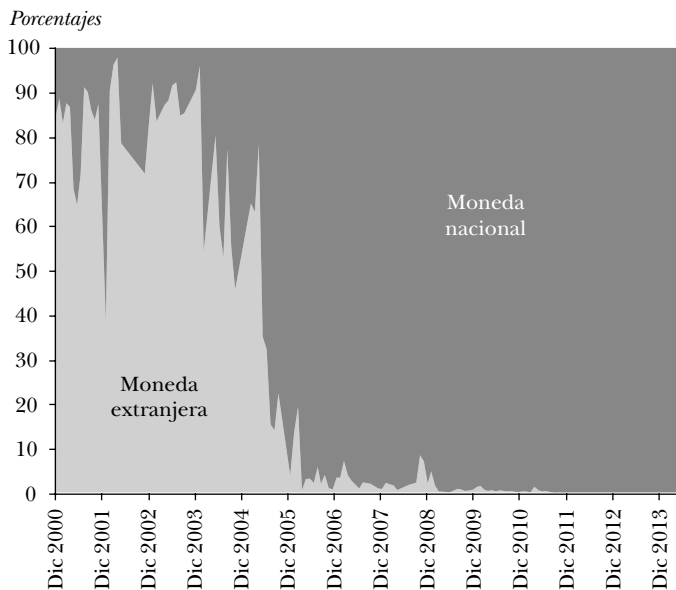
Gráfica 1

EVOLUCIÓN DE LAS OMA

A. SALDO DE DE OMA E INFLACIÓN



B. COMPOSICIÓN DE LAS OMA POR TIPO DE MONEDA



Fuente: INE y BCB.

de la población (hogares, y pequeñas, medianas y micro empresas) que dependen significativamente del financiamiento bancario.

En los últimos años, el número de entidades bancarias permaneció sin cambios importantes; a junio de 2014, 13 entidades operaban en el mercado, de las cuales dos eran filiales de bancos extranjeros (con una participación menor al 1% del total activos del sistema bancario). La propiedad extranjera en el sector es limitada y sólo un banco grande, cuyo capital se encuentra constituido en el país, concentra cerca del 11% del total de activos. A diciembre de 2013 sólo existía un banco público de primer piso con una participación del 13.4% en el total de activos (tercer banco más grande). La baja participación de bancos extranjeros y bancos públicos fortalece el canal del crédito en la medida en que dichas entidades podrían enfrentar menores restricciones de financiamiento debido al potencial suministro de recursos adicionales que podrían obtener de sus bancos matrices y del Estado, respectivamente.

Una marcada concentración de mercado puede generar rigideces en la transmisión de la política monetaria. El indicador de Hirschmann-Herfindhal⁷ de 1,121 para activos señala una concentración media, que ha disminuido en los últimos años y ha favorecido el canal del crédito en Bolivia. Asimismo la participación de los cinco bancos más grandes en activos, cartera y depósitos del sistema de intermediación financiera (entidades que captan depósitos y otorgan créditos) muestra una tendencia a la baja desde valores cercanos al 75% a comienzos del decenio de los dos mil a valores ligeramente superiores al 65% a finales de 2013 (cuadro 1).

Desde 2010 el sistema bancario registra un crecimiento de cartera promedio superior al 20%, impulsado por los créditos en moneda nacional, los cuales, gracias a las medidas de bolivianización que llevó a cabo el BCB en coordinación con el Órgano Ejecutivo y la Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero (ASFI), representaron cerca del 90% de la cartera total de los bancos en 2013 que

⁷ El índice de Hirschmann-Herfindhal es una medida para estimar la concentración de un mercado por medio de la participación relativa de sus rubros. Este índice es calculado como la suma de los cuadrados de los tamaños relativos de las variables utilizadas para medir la estructura del mercado. Un índice por encima de 1,800 clasifica al mercado con una alta concentración, entre 1,000 y 1,800 con concentración media y por debajo de 1,000 con concentración baja.

Cuadro 1

BANCOS: INDICADORES FINANCIEROS Porcentajes					
	2005	2007	2009	2011	2013
<i>Concentración (activos)</i>					
Índice de Hirschmann-Herfindhal	1,416	1,293	1,230	1,155	1,121
Participación de los cinco bancos más grandes	75.2	71.9	70.0	68.6	67.3
<i>Liquidez</i>					
Liquidez/activos	33.5	39.0	48.9	39.1	37.5
Liquidez/obligaciones de corto plazo	85.6	84.3	98.2	79.4	79.4
<i>Solvencia</i>					
CAP	14.6	12.5	13.2	12.2	12.7
<i>Rentabilidad</i>					
ROA	1.0	2.2	2.3	2.1	1.7
ROE	9.9	24.4	27.0	25.4	20.7
<i>Calidad de activos</i>					
Coefficiente de morosidad	11.0	5.3	3.3	1.7	1.5
<i>Bolivianización</i>					
Cartera	7.5	19.1	38.7	69.5	87.6
Depósitos	15.6	35.7	47.2	63.5	77.3
Fuente: ASFI.					

contrasta con el 7.5% a finales de 2005. La creciente participación de los créditos en moneda nacional fortalece el canal del crédito.

El crecimiento del crédito no estuvo acompañado de una reducción de la calidad de los activos de los bancos. Por el contrario, el indicador de morosidad (cartera en mora/cartera bruta) registró los valores históricamente bajos, menores al 2% desde comienzos del segundo semestre de 2011. La cartera se encuentra respaldada

principalmente con garantías reales y la mora cubierta con adecuados niveles de provisiones, lo cual mostraría que el dinamismo del sector bancario no está asociado a un debilitamiento financiero ni a la reducción de la calidad de los activos.

Como se señaló en la sección del marco conceptual, además de las dos condiciones necesarias para la existencia del canal del crédito, también se debe considerar que el efecto de la política monetaria sobre la oferta de crédito depende de las características del sector bancario. En los últimos años la liquidez medida con relación a los activos y las obligaciones a corto plazo se incrementó entre 2005 y 2009 y desde entonces registra una tendencia a la baja. Sin embargo, la cobertura de obligaciones de corto plazo se mantiene en montos altos.

Los depósitos del público, principalmente en bolivianos, también registraron un dinamismo importante en los últimos años y se constituyen en la principal fuente de financiamiento de los bancos. Entre 2005 y 2013 en promedio representaron cerca del 90% de sus pasivos (cuadro 2). La alta participación de obligaciones con el público en el pasivo de los bancos incrementa significativamente su sensibilidad a choques monetarios y la potencial fortaleza del canal del crédito. Por lo tanto, los bancos no poseen o no emplean fuentes de financiamiento como alternativa a los depósitos, que es una de las condiciones de existencia y eficiencia para el canal del crédito.

Algunas de las características señaladas del sistema bancario (la bolivianización alcanzada, la elevada participación de los depósitos del público en el financiamiento de los bancos, la significativa dependencia de algunos sectores del financiamiento bancario, la participación mayoritaria de bancos nacionales privados) indicarían que el canal del crédito podría ser importante para el caso boliviano. Por otra parte, las entidades bancarias presentan distintos grados de liquidez, capitalización y tamaño que podrían determinar que la política monetaria tenga efectos diferenciados dependiendo de dichas características.

4. REVISIÓN DE LA BIBLIOGRAFÍA

El análisis del canal del crédito ha despertado especial atención entre los investigadores en los últimos 25 años. Uno de los primeros análisis teóricos y empíricos fue realizado por Bernanke y Blinder (1988, 1992), quienes en su análisis teórico incorporaron bancos al

Cuadro 2

**PRINCIPALES CUENTAS DEL BALANCE
DEL SISTEMA BANCARIO**

Millones de bolivianos

	2005	2007	2009	2011	2013
<i>Activo</i>	32,726	42,851	62,376	78,026	108,829
Disponibilidades	3,269	4,937	12,097	15,902	17,314
Inversiones financieras	7,687	11,796	18,375	14,590	23,513
Cartera bruta	21,571	25,758	31,365	46,547	66,621
Cartera en mora	2,371	1,378	1,047	773	1,010
Otros activos	200	360	539	987	1,382
<i>Pasivo</i>	29,046	38,729	56,914	71,413	99,927
Obligaciones con el público	23,488	33,122	49,710	61,898	84,991
Otros pasivos	5,558	5,608	7,204	9,515	14,936
<i>Patrimonio</i>	3,681	4,122	5,462	6,613	8,902

Fuente: ASFI.

modelo IS-LM y posteriormente en su investigación empírica estimaron una ecuación de forma reducida de la oferta de crédito usando datos agregados. Ellos encontraron evidencia acerca de la existencia del canal del crédito cuando los bancos no son capaces de sustituir los depósitos con fuentes alternativas de financiamiento ante la presencia de una política monetaria contractiva.

Stein (1998) propuso microfundamentos teóricos al modelo de Bernanke y Blinder tomando en cuenta situaciones en donde la estructura de activos y pasivos de los bancos está potencialmente sujeta a problemas de selección adversa.

Los primeros autores en encontrar evidencia de la existencia de un canal del crédito bancario en el plano microeconómico fueron Kashyap y Stein (1995 y 2000). Ellos utilizaron como instrumento de política monetaria la tasa de intervención del banco central y demostraron que en Estados Unidos la política monetaria tiene efectos heterogéneos en el crecimiento del crédito bancario dependiendo del tamaño (1995) y de la liquidez del banco (2000). Es decir que bancos

pequeños e ilíquidos pueden tener dificultades para mantener su cartera de créditos frente a una contracción monetaria.

Kishan y Opiela (2000), partiendo de los resultados anteriores, encontraron un efecto diferenciado de acuerdo al grado de capitalización de las entidades, es decir, que los bancos poco capitalizados tienen menos acceso a fondos diferentes de los depósitos y de esta forma están forzados a disminuir la oferta de crédito en mayor medida que los bancos mejor capitalizados.

Walsh (2003) también extendió el análisis de Bernanke y Blinder. Él analizó las condiciones bajo las cuales la oferta de crédito podría ser perfectamente elástica. Sus resultados mostraron que si los préstamos y los depósitos son complementarios en la función de costos del banco, un cambio en los encajes que disminuye los depósitos puede aumentar el costo de los créditos, lo cual lleva a un desplazamiento en la función de la oferta de crédito (canal del crédito bancario) haciendo que se reduzcan los créditos.

En la misma línea Ehrmann *et al.* (2003) modelaron un mercado de créditos también inspirado en Bernanke y Blinder. De la solución de su modelo obtuvieron una ecuación para los créditos bancarios que se relaciona con la política monetaria, tanto directamente (por el canal del dinero) como por medio de las características propias de cada banco (el canal del crédito). Los autores utilizaron una función de demanda explícita para los créditos bancarios (que introduce las variables agregadas de producción y precios) y tomaron en cuenta que los bancos son percibidos como riesgosos, lo que lleva a que las fuentes de fondos de los bancos exijan una prima de financiamiento externo. Los resultados de su modelo mostraron que el canal del crédito bancario ha funcionado en Alemania, Francia, Italia y España y que los bancos menos líquidos tienen una reacción mayor ante cambios en la posición de la política monetaria, en tanto que el tamaño y la capitalización no son importantes.

Worms (2003) informó que en Alemania la respuesta promedio de los bancos a cambios en la política monetaria depende de la participación de los depósitos interbancarios de corto plazo en el total de activos. Gambacorta (2005) empleó datos de Italia y mostró que el tamaño del banco no está relacionado con el efecto de la política monetaria y que los choques monetarios sobre los bancos con activos más líquidos son más débiles.

La existencia del canal del crédito ha sido examinada también en los países de Europa del Este. Pruteanu (2004) detectó la existencia

del canal del crédito para la República Checa entre 1996-1998, donde la capitalización influye en el efecto que tenga la política monetaria. La liquidez también parece marcar una diferencia en la reacción de la política monetaria, pero sólo en los bancos de propiedad mayoritaria nacional. Benkovskis (2008) analizó también la existencia del canal del crédito para Letonia. Sus resultados mostraron que algunos bancos tienen una reacción significativamente importante a un choque monetario interno; sin embargo, la reacción del crédito total de todos los bancos no es estadísticamente significativa. El choque monetario interno tiene un efecto sólo distributivo y únicamente afecta a los bancos más pequeños, de propiedad local y que tienen menos liquidez y capitalización.

En América Latina, el canal del crédito fue estudiado por Takeda *et al.* (2005). El estudio partió de un modelo dinámico de datos de panel para Brasil cuyos resultados sugieren la evidencia de un canal del crédito bancario debido a que el requerimiento de reservas afectó a los préstamos bancarios. El efecto es mayor cuando los bancos son más pequeños; por lo tanto, la transmisión monetaria es también mayor.

Alfaro *et al.* (2003) analizaron también la evidencia sobre el canal del crédito bancario en Chile para el periodo 1990-2002. Los autores realizaron una estimación econométrica de un panel de bancos con el objeto de identificar los cambios de la oferta de crédito bancario en respuesta a modificaciones de la política monetaria, para lo cual construyeron una variable agregada cuyo objeto fue registrar los principales mecanismos que caracterizan al canal del crédito bancario. Dicha variable se utiliza en la estimación de un VAR que permite evaluar si este canal de transmisión amplifica el efecto de un cambio en la tasa de política monetaria sobre la actividad económica. Los resultados señalaron que el canal del crédito bancario funcionó como un mecanismo de transmisión de política monetaria en Chile durante el periodo analizado con un efecto independiente y significativo sobre la actividad económica.

Gómez-González y Grosz (2006) buscaron validar la existencia del canal del crédito en Colombia y Argentina entre los años 1995-2005. Sus resultados mostraron que mientras en Argentina no se puede afirmar que el crédito bancario constituye un factor amplificador de los efectos de un choque de política monetaria, en Colombia se presenta evidencia del canal del crédito bancario y del efecto heterogéneo que tiene la política monetaria en los agentes intermedios del crédito de acuerdo con el grado de capitalización y liquidez.

Carrera (2011) estudió también la existencia del canal del crédito bancario para Perú usando datos por banco. Los resultados mostraron que el canal del crédito ha estado operando en Perú, pero que no es importante para identificar el proceso de transmisión de la política monetaria hacia la actividad económica.

Para el caso boliviano son pocos los estudios realizados sobre la teoría y eficacia del canal del crédito. Orellana *et al.* (2000) analizaron tres canales de transmisión de la política monetaria: tasas de interés, tipo de cambio y canal del crédito, con modelos VAR, análisis de varianza y funciones de respuesta al impulso para el periodo 1990-1999. Los resultados establecen que el canal del crédito es el más pertinente para el caso boliviano, puesto que a través de este la política monetaria podría modificar transitoriamente y de manera parcial la senda del crecimiento del producto. Asimismo, las expectativas de los agentes económicos, la preferencia del efectivo sobre depósitos del público, las normas prudenciales de regulación financiera y la propia política corporativa de los bancos podrían afectar el canal del crédito.

Rocabado y Gutiérrez (2009) examinaron el canal del crédito como mecanismo de transmisión de política monetaria en Bolivia. Los datos utilizados incluyeron información mensual de los bancos y otras variables macroeconómicas para el periodo 2001-2009. Se emplearon datos de panel y se utilizó el método generalizado de momentos (MGM), con dos variables de política monetaria. Los resultados mostraron evidencia empírica de la existencia del canal del crédito bancario cuando el indicador de política monetaria es la tasa de letras de Tesorería en moneda extranjera o la tasa de letras de Tesorería en unidades de fomento de vivienda. La evidencia se refuerza con las interacciones de la capitalización y la liquidez de los bancos en el primer caso, y por el tamaño y la capitalización en el segundo caso. Por el contrario, cuando se utiliza la tasa efectiva de encaje como indicador de política monetaria, no existe un canal del crédito directo en ninguno de los periodos analizados, aunque existe evidencia de un canal indirecto dado por la interacción de la tasa efectiva de encaje y la liquidez.

5. MODELO TEÓRICO Y ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA

El modelo más utilizado para explicar el funcionamiento del canal del crédito bancario en la economía es el desarrollado por Kashyap y Stein (1995 y 2000) y Ehrmann *et al.* (2003). Los autores proponen un modelo sencillo de demanda agregada, donde el mercado de los depósitos se determina por medio del equilibrio entre los depósitos (D) y la cantidad de dinero (M), ambas en función de la tasa de interés (z) fijada por el banco central.

$$1 \quad M = D = -\psi z + \chi ,$$

donde χ es una constante y ψ es el coeficiente de la tasa de interés fijada por el banco central.

El establecimiento bancario i enfrenta una demanda de créditos (L_i^d) que depende positivamente de la actividad económica (y), de forma inversa de la tasa de interés nominal de los créditos (i_L) y la tasa de inflación (π). *A priori* no existe un signo esperado para el coeficiente de la inflación:⁸

$$2 \quad L_i^d = \phi_1 y + \phi_2 \pi - \phi_3 i_L .$$

La oferta de crédito del banco i (L_i^s) es una función de la cantidad de dinero (o depósitos) disponible, de la tasa de interés nominal de los créditos y de la tasa de intervención del banco central (z). Cuando un banco utiliza el mercado interbancario para obtener recursos, la tasa de interés del banco central es la variable que determina el costo de oportunidad de estos fondos; por ende, la oferta de crédito está dada por la siguiente expresión:

$$3 \quad L_i^s = \mu_i D_i + \phi_4 i_L - \phi_5 z .$$

⁸ Los modelos teóricos indican que cualquier signo es posible.

En este modelo también se considera que los bancos tienen diferentes grados de dependencia de los depósitos, es decir, que el efecto de un cambio en los depósitos es menor mientras más grande es la variable que caracteriza a los bancos (x_i) (tamaño, liquidez o grado de capitalización). Dicha heterogeneidad se registra con el coeficiente μ_i , que mide el efecto de las asimetrías de información de acuerdo con la siguiente expresión:

$$4 \quad \mu_i = \mu_0 - \mu_1 x_i.$$

Igualando las ecuaciones de demanda 2 y oferta 3, y reemplazando 1 y 4 dentro del modelo se obtiene la condición de equilibrio:

$$5 \quad L_i = \frac{\phi_1 \phi_4 y + \phi_2 \phi_4 \pi - (\phi_5 + \mu_0 \psi) \phi_3 z + \mu_1 \psi \phi_3 z x_i + \mu_0 \phi_3 \chi - \mu_1 \phi_3 \chi x_i}{\phi_3 + \phi_4}.$$

La ecuación 5 se puede expresar de la siguiente manera:

$$6 \quad L_i = ay + b\pi - c_0 z + c_1 z x_i - dx_i + \text{constante}$$

El coeficiente $c_1 = \frac{\mu_1 \psi \phi_3}{\phi_3 + \phi_4}$ registra la reacción de los créditos ban-

carios frente a la política monetaria, dadas las características de las entidades financieras. Considerando los supuestos del modelo, un coeficiente c_1 significativo implica que la política monetaria afecta la oferta de crédito. Un supuesto implícito de identificación del modelo es que la elasticidad de tasa de interés de la demanda de créditos no depende de las características de los bancos (x_i); así, el coeficiente ϕ_3 es igual para todos los bancos.

El supuesto de una reacción homogénea de la demanda de créditos es determinante para identificar los efectos de la política monetaria sobre la oferta de crédito. Este supuesto no toma en cuenta los casos donde, por ejemplo, los clientes de los bancos grandes o pequeños son más sensibles a los cambios en la tasa de interés. Por otra parte, este supuesto parece razonable para Bolivia debido a que los préstamos bancarios son la principal fuente de financiamiento de las empresas.

Para una mejor comprensión del signo del coeficiente del término de la interacción, se aplica el logaritmo a ambos lados de la ecuación 6:

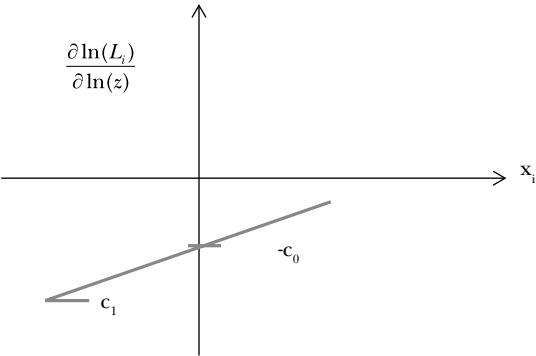
$$\ln(L_i)=...+c_0\ln(z)+c_1x_i\ln(z)+...$$

donde L_i es el monto de préstamos del banco i , z es la tasa de interés de corto plazo controlada por el banco central (corresponde al indicador de política monetaria medido por el saldo neto de títulos de regulación monetaria en el caso del presente estudio), c_0 es el coeficiente del efecto directo de la política monetaria, x_i es la característica x del banco i y c_1 es el coeficiente de interacción de la característica x del banco i y $\ln(z)$.

Parece razonable suponer que $\partial \ln(L_i)/\partial \ln(z)=c_0+c_1x_i<0$, lo que implica que el monto de préstamos del banco i se reduce ante incrementos en la tasa de interés. Si la variable de la característica de los bancos x_i representa la liquidez, el tamaño o la capitalización, se esperaría que $c_0<0$ y $c_1>0$. Suponiendo que x_i representa la posición de liquidez del banco i , un coeficiente positivo de c_1 implicaría que los bancos más líquidos responden en menor medida ante una contracción de política monetaria representada por un incremento en la tasa de interés.

Gráfica 2

SIGNO DEL COEFICIENTE DE INTERACCIÓN
DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LOS BANCOS
Y EL INSTRUMENTO DE POLÍTICA MONETARIA



5.1. Especificación del modelo econométrico

A partir de la forma reducida del modelo presentada en la ecuación 6, es posible ampliar la especificación empírica de manera que el crecimiento de la oferta de crédito bancarios sea explicado por sus rezagos, la variable de política monetaria, la interacción de las características de los bancos con la política monetaria (término clave del análisis), el crecimiento del PIB, la inflación y las características de los bancos propiamente dichos.

$$\begin{aligned} \Delta \log(L_{it}) = & \sum_{j=1}^m a_j \Delta \log(L_{it-j}) + \sum_{j=0}^m b_j \Delta \log(OMA)_{t-j} + \sum_{j=0}^m c_j \Delta \log(y_{t-j}) \\ & + \sum_{j=0}^m d_j \pi_{t-j} + e x_{it-1} + \sum_{j=0}^m f_j x_{it-1} \Delta \log(OMA)_{t-j} + \varepsilon_{it}, \end{aligned}$$

donde i representa al banco i , $i=1, \dots, N$; t es el periodo de tiempo t , $t=1, \dots, T$; Δ , el operador de primera diferencia; m , el número de rezagos; L_{it} , el saldo de créditos del banco i en el periodo t ; OMA_t , el indicador de política monetaria medido por el saldo neto de títulos de regulación monetaria; y_t , el indicador de actividad económica; π_t , la tasa de inflación; x_{it} , las características individuales de los bancos, como son el tamaño, la liquidez y la capitalización; η_i , el error específico del banco (efectos individuales); μ_{it} , el error residual; y ε_{it} es el error total $\varepsilon_{it} = \eta_i + \mu_{it}$.

La especificación dinámica de la ecuación (tasa de crecimiento de los créditos) toma en cuenta el hecho de que los bancos reaccionan a los cambios en la política monetaria ajustando la concesión de nuevos créditos.

Los coeficientes de interés son aquellos que recogen los efectos del choque monetario (b_j) y los coeficientes de interacción de la política monetaria con las características de los bancos (f_j) que tratan de registrar si las características de los bancos hacen alguna diferencia en la manera como los bancos reaccionan a los cambios en política monetaria.⁹ Los efectos asimétricos de la política monetaria son registrados por coeficientes significativos de los términos de interacción (f). Estudios realizados encontraron que bancos más

⁹ El coeficiente de las características de los bancos (e) tiene una función ilustrativa, sólo muestra si existe una relación lineal entre el cambio en la oferta de créditos bancarios y las características de los bancos.

pequeños (Kashyap y Stein, 1995 y 2000), menos líquidos (Kashyap y Stein, 2000) o con menores niveles de capital (Peek y Rosengren, 1995) reaccionan en mayor proporción ante cambios en la política monetaria.¹⁰ Estos resultados implican coeficientes positivos para los términos de interacción.

5.1.1 Variables

La variable dependiente está representada por el saldo de la cartera bruta de las entidades bancarias.

Como indicador de política monetaria se utilizó el saldo neto de títulos de regulación monetaria, debido a que el BCB adopta una estrategia de metas intermedias de cantidad fijando límites a la expansión de su crédito interno neto.

Las características de los bancos están representadas por variables que corresponden a la teoría del canal del crédito: tamaño (*size*), liquidez (*liq*) y capitalización (*cap*). Estas variables se comparan con el promedio del total de las entidades bancarias.

- El tamaño de los bancos es importante: cuanto más grande es un banco puede enfrentar menos problemas de información asimétrica que los bancos pequeños y, por tanto, puede serle más sencillo encontrar financiamiento alternativo a los depósitos en respuesta a un choque monetario.

8

$$size_{it} = \log A_{it} - \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \log A_{it},$$

donde $size_{it}$ es el tamaño relativo de un banco, A_{it} , el total de activos del banco; y N_t es el número de bancos en el periodo t .

- Otra característica importante es la liquidez. Los bancos líquidos pueden usar sus activos líquidos para proteger sus carteras de préstamos, mientras esto es más problemático para los bancos relativamente menos líquidos. El argumento es que una reducción de los fondos prestables (depósitos) de los bancos, causado por una política monetaria restrictiva, no implica una reducción de los préstamos si el banco tiene la opción de vender sus bonos u otros activos líquidos.

¹⁰ El tamaño, el grado de capitalización y la liquidez son comparados con relación al promedio de entidades bancarias que se analizan en cada uno de los estudios señalados.

9

$$liq_{it} = \frac{Lq_{it}}{A_{it}} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \frac{L_{it}}{A_{it}} \right),$$

donde liq_{it} es la liquidez relativa de un banco; Lq_{it} son los activos líquidos de un banco determinado por la suma de disponibilidades, inversiones temporales sin tomar en cuenta los requerimientos de reservas de activos líquidos e inversiones permanentes; y A_{it} es el total de activos del banco.

- Los bancos con montos de capitalización por encima del promedio pueden acceder más fácilmente a fondos de financiamiento alternativo, de manera que ante una política monetaria contractiva, pueden disminuir su oferta de crédito en un monto menor que los bancos menos capitalizados.

10

$$cap_{it} = \frac{C_{it}}{A_{it}} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \frac{C_{it}}{A_{it}} \right),$$

donde cap_{it} es la capitalización relativa de un banco; C_{it} es el capital y reservas de un banco; y A_{it} es el total de activos del banco.

Las ecuaciones 9 y 10 establecen que el promedio global de la liquidez y capitalización es igual a cero a lo largo del tiempo y entre bancos. Esto genera que dichas características de los bancos sean cero en todas las observaciones, pero no necesariamente en cada periodo t . Esto permite que el grado global de liquidez y de capitalización varíe entre los periodos. En este sentido, para el análisis, los cambios temporales no son eliminados en el promedio de estas variables.

Por otro lado, la definición del tamaño en la ecuación 8 excluye el rápido crecimiento del sector bancario ajustando el tamaño promedio de un banco igual a cero para cada periodo de tiempo. Este procedimiento quita las tendencias nominales no deseadas en esta variable, con lo cual el tamaño de un banco con relación al tamaño de todos los bancos en un periodo dado es una medida relevante.

Las tres características de un banco son normalizadas con respecto al promedio del conjunto de los bancos con el fin de lograr indicadores que sumen cero a lo largo de todas las observaciones. Por lo tanto, el promedio del término de interacción en la ecuación 7 es cero, por lo que los coeficientes b_j pueden ser directamente interpretados

como una medida del efecto total de la política monetaria sobre los préstamos bancarios.

Como variables macroeconómicas se utilizaron la tasa de crecimiento del producto y la inflación, las cuales tienen por objetivo considerar los choques de demanda.

5.1.2 Fuentes de datos

El periodo analizado comprende de marzo de 2005 a diciembre de 2013. Los datos de los bancos provienen de los balances trimestrales que las entidades financieras entregan a la ASFI <www.asfi.gob.bo> y sólo se consideró a los bancos que actualmente operan y cuyo capital está constituido en el país. Los balances publicados por la ASFI contienen la información requerida para la construcción de la variable dependiente (crecimiento anual de la cartera de créditos de los bancos) y los coeficientes de tamaño, liquidez y capitalización definidos en las ecuaciones 8 a 10, respectivamente.

Las variables macroeconómicas empleadas provienen del Instituto Nacional de Estadísticas (INE, www.ine.gob.bo) y las de regulación monetaria tienen como fuente al BCB <www.bcb.gob.bo>. Se consideró la tasa de crecimiento a 12 meses de las tres variables macroeconómicas.

El cuadro 3 presenta estadísticas descriptivas de las variables empleadas en el modelo para el periodo de estimación.

5.2 Método de estimación

La manera más simple para estimar el modelo es usando mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Una dificultad de este enfoque es probablemente la importancia de la heterogeneidad no observada en la media condicional a lo largo de las instituciones financieras. En este sentido, una alternativa simple para estimar este modelo sería mediante el uso de datos de panel estáticos con efectos fijos aplicando la transformación intragrupal (*within*) debido a que la muestra considera a todas las entidades bancarias del sistema.

Sin embargo, la ecuación 7 muestra que la variable dependiente está modelada mediante una especificación dinámica, ya que podrían existir rezagos de la variable dependiente como variables explicativas del modelo.

La especificación dinámica de un modelo de efectos fijos o mínimos cuadrados con variables ficticias (LSDV, por sus siglas en

Cuadro 3

MEDIDAS ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS VARIABLES DEL MODELO

Millones de bolivianos y porcentajes

	<i>Media</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
Crecimiento de la cartera de créditos	16.9	12.7	-16.0	54.7
Crecimiento del saldo neto de OMA	83.0	115.3	-52.1	361.8
Crecimiento del PIB	4.7	1.3	2.5	6.9
Inflación a 12 meses	6.5	4.0	0.3	17.3
Coefficiente de capital a activos	7.5	2.0	3.7	17.0
Coefficiente de liquidez a activos	33.3	12.6	10.0	63.2
Tamaño (activos)	5,312	3,815	266	18,153

Fuentes: ASFI, BCB e INE.

inglés); se estima con la aplicación de MCO al modelo expresado en desviaciones de la media de cada unidad del panel con relación al tiempo. Sin embargo, Nickell (1981) mostró que el estimador LSDV es sesgado e incoherente particularmente cuando N es grande y T es pequeño, sesgo que no es mitigado con el incremento de N , ni con la adición de variables explicativas. Sin embargo, a medida que T crece, los estimadores de efectos fijos son coherentes.

Se han hecho intentos para corregir el sesgo del estimador LSDV de efectos fijos, entre los que se encuentran el método de variables instrumentales (VI) y el método generalizado de momentos (MGM). Debido a la naturaleza dinámica del modelo se empleó el MGM propuesto por Arellano y Bond (1991). Para resolver posibles problemas de endogeneidad sobre la base del procedimiento de Arellano y Bond, los valores rezagados de las variables de la ecuación 7 son empleados como instrumentos del tipo MGM.¹¹

¹¹ Debido a que las variables características de los bancos se basan en datos del balance surge el problema de endogeneidad: si los préstamos

En la estimación de modelos dinámicos es importante la prueba AR para analizar la autocorrelación de los residuos. Por construcción, los residuos de la ecuación en diferencias presentan autocorrelación de primer orden, pero si el supuesto de independencia serial de los errores originales está garantizado, los residuos en diferencias no deberían mostrar un $AR(2)$ significativo (no debería existir autocorrelación de segundo orden en los residuos de la ecuación de primeras diferencias), lo cual es verificado con las pruebas $AR(1)$ y $AR(2)$. Para validar el uso de los instrumentos elegidos se empleó la prueba de Hansen.

6. RESULTADOS

Se estimó la ecuación 7 a partir de la metodología descrita en la sección anterior. Cabe destacar que los coeficientes consignados en el cuadro 4 corresponden a los de largo plazo,¹² mientras que los coeficientes de corto plazo se presentan en el anexo. Los coeficientes de largo plazo de los términos de interacción fueron utilizados para probar si existe un efecto de la política monetaria sobre la oferta de crédito, suponiendo que el resto de las variables incluidas en la ecuación 7 recoge los movimientos del crédito causados por factores de demanda y oferta de crédito que sean distintos a los cambios en la política monetaria.

Las estimaciones¹³ muestran que la política monetaria tiene la capacidad de afectar directamente la oferta de crédito bancario, ya que presenta el signo esperado (negativo) y es estadísticamente significativa en ambos modelos. Esto implicaría que una contracción de la política monetaria (incremento de la oferta de títulos) conduce

bancarios y las características de los bancos están fuertemente correlacionados, *a priori* no estaría claro qué variable impulsa a la otra.

¹² El coeficiente de largo plazo de una variable se calcula como la suma de su coeficiente contemporáneo y su(s) rezago(s), dividida por uno menos la suma de los coeficientes de los rezagos de la variable dependiente. La significancia de los coeficientes de largo plazo se determina usando la prueba de Wald.

¹³ Debido al carácter dinámico de la ecuación 7, el modelo preferido corresponde al estimado por MGM; sin embargo, en el cuadro 4 se presentan los resultados estimados por LSDV como prueba de la robustez de los resultados.

Cuadro 4

**COEFICIENTES DE LARGO PLAZO DE LA REGRESIÓN DEL
EFECTO DE LA POLÍTICA MONETARIA EN LOS PRÉSTAMOS
BANCARIOS**

Variables dependiente: $\Delta \log(L_{it})$

	<i>Efectos fijos</i>	<i>A & B</i>
$\Delta \log(OMA)$	-0.0474 (0.07)	-0.0478 (0.06)
<i>size</i> * $\Delta \log(OMA)$	0.0380 (0.01)	0.0383 (0.01)
<i>liq</i> * $\Delta \log(OMA)$	-0.5911 (0.00)	-0.5895 (0.00)
<i>cap</i> * $\Delta \log(OMA)$	1.3303 (0.04)	1.3284 (0.04)

Nota: probabilidades entre paréntesis.

a reducciones en el crecimiento de los préstamos y señalaría la existencia de un canal del crédito directo [coeficiente de la variable $\Delta \log(OMA)$].

Por otra parte, de acuerdo con los resultados, los coeficientes de las interacciones del tamaño y del capital son estadísticamente significativos, lo cual refleja la existencia de reacciones diferenciadas de los bancos ante cambios en la política monetaria mediante estas variables, por lo que la metodología propuesta validaría la existencia del canal del crédito bancario. Por lo tanto, la evidencia sugeriría que los bancos más pequeños y con montos de capitalización por debajo del promedio reducirían en mayor proporción sus créditos ante una contracción monetaria.

Los resultados también implicarían que ante una política monetaria contractiva los prestatarios de los bancos más pequeños y menos capitalizados en promedio experimentan una reducción de financiamiento mayor a la que enfrentan los prestatarios de bancos más grandes y más capitalizados.

De acuerdo con la bibliografía el tamaño es el indicador más utilizado para reflejar la capacidad de los bancos para obtener fuentes alternativas de financiamiento a los depósitos. Los bancos pequeños tendrían mayores dificultades para obtener fuentes de

financiamiento, debido a que enfrentan costos de información más altos, una prima por financiamiento externo mayor o ambos que los bancos más grandes. Por lo tanto, son menos capaces de compensar los efectos de una contracción monetaria y se ven obligados a reducir su oferta de crédito en mayor proporción que los bancos grandes.

Por su parte, los montos de capitalización altos permiten que los bancos sean menos propensos a los problemas de información asimétrica y riesgo moral. Por lo tanto, la prima por financiamiento externo de un banco con montos de capitalización elevados debería ser menor que la correspondiente a un banco menos capitalizado, lo que implica que estos últimos se vean obligados a contraer sus créditos en mayor proporción que los primeros.

En el caso de la liquidez pese a que la variable de interacción resultó estadísticamente significativa no presenta el signo esperado, por lo que no se evidenciaría la existencia del canal del crédito bancario con este indicador. De acuerdo con Worms (2003) la liquidez podría ser endógena: los bancos que enfrentan problemas de información imperfecta probablemente decidirían mantener mayor cantidad de activos líquidos. Tampoco se puede excluir la posibilidad de que los bancos más líquidos sean más aversos al riesgo, por lo que tendrían estándares más elevados en el otorgamiento de créditos. Si este fuera el caso y, en respuesta a la política monetaria, existirían diferencias en la demanda de crédito entre prestatarios riesgosos y menos riesgosos, por lo que la liquidez no sería una variable que permita discriminar los efectos de la política monetaria sobre la oferta de préstamos.

Finalmente, las pruebas de autocorrelación $AR(1)$ y $AR(2)$ muestran que, como era de esperarse, se presenta correlación de primer orden en los residuos, mientras que no hay correlación de segundo orden. Por su parte, la prueba de Hansen muestra que los instrumentos usados son válidos.¹⁴

¹⁴ Los resultados de las pruebas se presentan en el anexo.

7. CONCLUSIONES

A diferencia del canal tradicional de la tasa de interés, el canal del crédito bancario asigna un papel importante a los bancos en la transmisión de la política monetaria. Las dos condiciones necesarias para la existencia del canal del crédito bancario son la capacidad de la política monetaria para afectar la oferta de crédito y la dependencia de ciertos agentes económicos del crédito bancario.

Existen características del sistema bancario boliviano como el grado de bolivianización alcanzado, la elevada participación de los depósitos del público en el financiamiento de los bancos, la significativa dependencia de algunos sectores respecto del financiamiento bancario y la participación mayoritaria de bancos nacionales privados que indicarían que el canal del crédito podría ser importante para el caso boliviano.

Las estimaciones muestran que la política monetaria tiene la capacidad de afectar directamente la oferta de crédito bancario, lo cual implicaría que incrementos de la oferta monetaria de títulos conducen a reducciones en el crecimiento de los préstamos. Por otra parte, las interacciones del tamaño y del capital con la variable de política monetaria reflejarían la existencia de reacciones diferenciadas de los bancos, lo que valida la existencia del canal del crédito bancario. La evidencia obtenida sugeriría que los bancos más pequeños y menos capitalizados reducirían sus créditos en mayor proporción ante una contracción monetaria.

ANEXO

Cuadro A.1

**COEFICIENTES DE CORTO PLAZO DE LA REGRESIÓN DEL
EFECTO DE LA POLÍTICA MONETARIA EN LOS PRÉSTAMOS
BANCARIOS CON EL MÉTODO DE EFECTOS FIJOS**

Variable dependiente: $\Delta \log(L_{it})$

	<i>Coficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Probabilidad</i>
$\Delta \log(L)[-1]$	0.8727	0.0312	0.0000
$\Delta \log(OMA)$	-0.0016	0.0034	0.6540
$\Delta \log(OMA)[-1]$	-0.0045	0.0033	0.2110
$\Delta \log(PIB)$	0.2011	0.1595	0.2360
$\Delta \log(PIB)[-1]$	-0.1555	0.2972	0.6120
π	0.2636	0.1149	0.0450
$\pi[-1]$	-0.1223	0.1200	0.3320
$size[-1]$	-0.0240	0.0110	0.0540
$liq[-1]$	0.1402	0.0347	0.0020
$cap[-1]$	0.0705	0.2635	0.7950
$size[-1] * \Delta \log(OMA)$	0.0008	0.0021	0.7000
$size[-1] * \Delta \log(OMA)[-1]$	0.0040	0.0021	0.0820
$liq[-1] * \Delta \log(OMA)$	-0.0266	0.0344	0.4570
$liq[-1] * \Delta \log(OMA)[-1]$	-0.0487	0.0358	0.2030
$cap[-1] * \Delta \log(OMA)$	0.1074	0.0414	0.0270
$cap[-1] * \Delta \log(OMA)[-1]$	0.0620	0.0515	0.2560
Constante	0.0161	0.0149	0.3060

Cuadro A.2

**COEFICIENTES DE CORTO PLAZO DE LA REGRESIÓN DEL
EFECTO DE LA POLÍTICA MONETARIA EN LOS PRÉSTAMOS
BANCARIOS CON EL MÉTODO MGM**

Variable dependiente: $\Delta \log(L_{it})$

	<i>Coeficiente</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Probabilidad</i>
$\Delta \log(L)[-1]$	0.8724	0.0310	0.0000
$\Delta \log(OMA)$	-0.0016	0.0034	0.6440
$\Delta \log(OMA)[-1]$	-0.0045	0.0033	0.2050
$\Delta \log(PIB)$	0.1963	0.1593	0.2440
$\Delta \log(PIB)[-1]$	-0.1576	0.2968	0.6060
π	0.2640	0.1151	0.0430
$\pi[-1]$	-0.1217	0.1195	0.3300
$size[-1]$	-0.0248	0.0108	0.0430
$liq[-1]$	0.1365	0.0325	0.0010
$cap[-1]$	0.0570	0.2574	0.8290
$size[-1] * \Delta \log(OMA)$	0.0009	0.0021	0.6910
$size[-1] * \Delta \log(OMA)[-1]$	0.0040	0.0021	0.0770
$liq[-1] * \Delta \log(OMA)$	-0.0268	0.0345	0.4540
$liq[-1] * \Delta \log(OMA)[-1]$	-0.0484	0.0358	0.2040
$cap[-1] * \Delta \log(OMA)$	0.1083	0.0414	0.0240
$cap[-1] * \Delta \log(OMA)[-1]$	0.0611	0.0512	0.2580
AR(1)			0.0320
AR(2)			0.6940
Hansen			1.0000

Bibliografía

- Alfaro, Rodrigo, H. Franken, C. García y A. Jara (2003), *Bank Lending Channel and the Monetary Transmission Mechanism: The Case of Chile*, Documentos de Trabajo, núm. 223, Banco Central de Chile.
- Arellano, Manuel, y S. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, vol. 58, pp. 277-297.
- Baltagi, Badi H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons Ltd., tercera edición, 314 páginas.
- Banco Central de Bolivia (2013), *Informe de Política Monetaria*, julio.
- Bean, Charles, J. Larsen y K. Nikolov (2002), *Financial Frictions and the Monetary Transmission Mechanism: Theory, Evidence and Policy Implications*, Working Paper Series, núm. 113, Banco Central Europeo.
- Benkovskis, Konstantins (2008), *Is There a Bank Lending Channel of Monetary Policy in Latvia? Evidence from Bank Level Data*, Working Paper, núm. 1-2008, Latvijas Banka.
- Bernanke, Ben S., y A. Blinder (1988), "Is It Money or Credit, or Both, or Neither?", *American Economic Review*, vol. 78, núm. 2, pp. 435-439.
- Bernanke, Ben S., y A. Blinder (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, vol. 82, núm. 4, pp. 901-921.
- Bernanke, Ben S., y M. Gertler (1995), "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, núm. 4, pp. 27-48.
- Carrera, César (2011), "El canal del crédito bancario en el Perú: evidencia y mecanismo de transmisión", *Revista de Estudios Económicos*, vol. 22, Banco Central de Reserva del Perú, pp. 63-82, .
- Cossio, Javier, M. Laguna, D. Martín, P. Mendieta, R. Mendoza, M. Palmero y H. Rodríguez (2007), "La inflación y políticas del Banco Central de Bolivia", *Revista de Análisis*, vol. 10 / 2007, Banco Central de Bolivia.

- Dancourt, Óscar (2012), *Crédito bancario, tasa de interés de política y tasa de encaje en el Perú*, Ensayos Económicos, núms. 65 y 66, Banco Central de la República Argentina.
- Ehrmann, Michael, L., Gambacorta, J., Martínez-Pagés, P., Sevestre, y A. Worms, (2001), *Financial Systems and the Role of Banks in Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Working Paper Series, núm. 105, Banco Central Europeo.
- Ehrmann, Michael, L. Gambacorta, J. Martínez-Pagés, P. Sevestre y A. Worms (2003), "Financial Systems and the Role of Banks in Monetary Policy Transmission in the Euro Area", en I. Angeloni, A. K. Kashyap y B. Mojon (eds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge University Press, pp. 235-269.
- Gambacorta, Leonardo (2005), "The Italian Banking System and Monetary Policy Transmission: Evidence from Bank-level Data", en I. Angeloni, A. K. Kashyap y B. Mojon (eds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge University Press, pp. 323-334.
- Gómez-González, José, y F. Grosz (2006), *Evidence of Bank Lending Channel for Argentina and Colombia*, Borradores de Economía, núm. 396, Banco de la República.
- Hubbard, R. Glenn (1995), *Is There a Credit Channel of Monetary Policy?*, NBER Working Paper, núm. 4977.
- Judson, Ruth A., y Ann L. Owen (1999), *Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists*, Junta de Gobernadores de la Reserva Federal.
- Kashyap, Anil K., y J. Stein (1993), *Monetary Policy and Bank Lending*, NBER Working Paper, núm. 4317.
- Kashyap, Anil K., y J. Stein (1995), *The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 42, pp. 151-195.
- Kashyap, Anil K., y J. Stein (2000), "What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?", *American Economic Review*, vol. 90, núm. 3, pp. 407-428.
- Kishan, Ruby P., y T. P. Opiela (2000), "Bank, Size, Bank Capital and the Bank Lending Channel", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 32, núm. 1, pp. 121-141.

- Köhler, Matthias, J. Hommel y M. Grote. (2006), *The Role of Banks in the Transmission of Monetary Policy in the Baltics*, Discussion Paper, núm. 06-005, Centre for European Economic Research.
- Mies, Verónica, F. Morandé y M. Tapia (2004), *Política monetaria y mecanismos de transmisión*, Premio de Banca Central Rodrigo Gómez, CEMLA.
- Mishkin, Frederic S. (1996), *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy*, NBER Working Paper, núm. 5464.
- Nickell, Stephen J. (1981), “Biases in Dynamic Models with Fixed Effects”, *Econometrica*, vol. 49, núm. 6, pp. 1417-1426.
- Orellana, Walter, O. Lora, R. Mendoza y R. Boyán (2000), *La política monetaria en Bolivia y sus mecanismos de transmisión*, Banco Central de Bolivia.
- Peek, Joe, y E. Rosengren (1995), “Is Bank Lending Important for the Transmission of Monetary Policy? An Overview”, *New England Economic Review*, noviembre/diciembre, Federal Reserve Bank of Boston.
- Pruteanu, Anca (2004), *The Role of Banks in the Czech Monetary Policy Transmission Mechanism*, Czech National Bank Working Paper, núm. 3.
- Restrepo, María Isabel, y D. Restrepo (2006), “¿Existe el canal del crédito bancario?: evidencia para Colombia en el período 1995-2005”, *Perfil de Coyuntura Económica*, Universidad de Antioquía, pp. 121-140.
- Rocabado, Tatiana, y S. Gutiérrez (2009), “El canal del crédito como mecanismo de transmisión de la política monetaria en Bolivia”, *Revista de Análisis*, vol. 12, Banco Central de Bolivia, pp. 147-183.
- Sargan, John D. (1958), “The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables”, *Econometrica*, vol. 26, núm. 3, pp. 393-415.
- Stein, Jeremy C. (1998), *An Adverse Selection Model of Bank Asset and Liability Management with Implications for the Transmission of Monetary Policy*, NBER Working Paper Series, núm. 5217.
- Takeda, Tony, F. Rocha y I. Nakane (2005), *The Reaction of Bank Lending to Monetary Policy in Brazil*, Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil.

- Torres Sotelo, Arnold J. (2012), *El papel de los establecimientos bancarios en la transmisión de la política monetaria*, Serie Documentos CEDE, núm. 30, octubre.
- Walsh, Carl E. (2003), *Monetary Theory and Policy*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, tercera edición.
- Worms, Andreas (2003), “The Reaction of Bank Lending to Monetary Policy Measures in Germany”, en I. Angeloni, A. K. Kashyap y B. Mojon (eds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge University Press, pp. 270-283.

Qué dicen los datos microeconómicos bancarios sobre la transmisión de la política monetaria y la estabilidad financiera en Guatemala

*José Alfredo Blanco Valdés
Héctor Augusto Valle*

Resumen

El objetivo de este capítulo es investigar el canal del crédito en Guatemala en un contexto microeconómico. El marco de política monetaria vigente en el país es el de metas explícitas de inflación, y estudios anteriores han concluido que el mecanismo de transmisión de la política monetaria es débil. Sin embargo, la evidencia empírica de estos estudios es sobre la base de datos agregados. Este documento contribuye con un estudio minucioso con datos individuales de cada banco y clasificados por tamaño de banco y tipo de crédito. La hipótesis es que la transmisión de la política es heterogénea de acuerdo con estas características. En primer lugar, se hace un análisis descriptivo de la respuesta de tasas de interés y crédito ante las variaciones de la tasa de política. En la segunda parte se aplican técnicas de econometría de datos de panel para estimar el canal del crédito. Se encuentra que sí hay transmisión de la política monetaria, pero que aquella es heterogénea, y que la liquidez, la capitalización y el tamaño de los bancos tienen un papel significativo en la misma. Los factores que contribuyen a debilitar el mecanismo son el exceso de liquidez del sistema bancario, la dolarización de la cartera, el tamaño de los bancos y la forma de cálculo del encaje legal.

Palabras clave: mecanismos de transmisión monetaria, canal del crédito, estabilidad financiera.

Clasificación JEL: E52, C23.

J. A. Blanco Valdés, <jblanco@sib.gob.gt>, asesor económico de la Superintendencia de Bancos de Guatemala, y H. A. Valle, <havs@banguat.gob.gt>, investigador del Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala.

1. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este trabajo es hacer una investigación del canal del crédito en Guatemala, como base para evaluar el efecto de la política monetaria sobre el sistema bancario y la estabilidad financiera. Diversos estudios, tanto del Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala como del Fondo Monetario Internacional (Medina Cas *et al.*, 2011), han determinado que los mecanismos de transmisión de la política monetaria en el país son débiles. Sin embargo, todos estos trabajos comparten el elemento común de basarse en datos agregados, utilizando principalmente modelos de vectores autorregresivos.

Al utilizar una base de datos microeconómicos de los bancos se hace una contribución con este trabajo al estudio del canal del crédito en Guatemala. Se espera que esta investigación aporte respuestas a “por qué el canal de transmisión es débil”. Los bancos son el primer eslabón en la transmisión de la política monetaria hacia el consumo y la inversión. En este sentido, se examina la transmisión de la tasa de política hacia las tasas de interés de mercado, el cual es la génesis del canal de la demanda de crédito. Sin embargo, el principal esfuerzo del trabajo se encamina a identificar y estimar el canal del crédito, el cual revela el efecto de la política monetaria sobre la oferta del crédito por parte de los bancos.

El interés particular por hacer un estudio minucioso del canal del crédito es porque este puede ayudar a revelar la interacción de la política monetaria con los bancos y, consecuentemente, descubrir los factores que inciden en la eficacia de las acciones de política del Banco de Guatemala.

En primer lugar, se realiza un análisis por evento. La identificación y la estimación de los canales de transmisión de la política monetaria son complicadas en economías pequeñas, con mercados financieros poco desarrollados, frecuentes quiebres estructurales y series de datos relativamente cortas. En este sentido, como una primera aproximación al estudio de la transmisión de la política monetaria en este trabajo se realizó un enfoque de narrativa por evento, como en Bergm *et al.* (2013). Sin embargo, a diferencia del trabajo citado, el análisis por evento se realiza con datos microeconómicos en lugar de datos agregados. Con este enfoque se analizan los eventos de movimientos en la tasa de interés de política y la respuesta de

los bancos, clasificados por tamaño y por tipo de crédito. Este enfoque no sólo ayuda a evaluar los efectos sobre las instituciones financieras de acuerdo con sus características, sino que además ayuda a orientar el posterior trabajo econométrico.

Con la información microeconómica de los 18 bancos del sistema bancario de Guatemala para el periodo de enero de 2010 a abril de 2014, se construye un panel de datos para el estudio econométrico de esta investigación. Se realizan estimaciones del canal del crédito con todo el conjunto de datos y por subgrupos organizados por tamaño de banco y tipo de crédito.

Los resultados confirman las hipótesis sobre los factores que debilitan el canal de transmisión. En particular, se encontró que la dolarización parcial del sistema financiero, los excesos de liquidez bancaria, así como la concentración de la banca, inciden en la rigidez de la transmisión de la política monetaria (RTPM). Además, el estudio microeconómico del sistema bancario guatemalteco agrega otras explicaciones que pueden ayudar a identificar medidas concretas que las autoridades monetarias y de supervisión financiera pueden adoptar en el mediano plazo, para mejorar la transmisión de las señales de la política monetaria, y a la vez fortalecer la solidez del sistema financiero. Específicamente, se encontró que mejorar la forma de cómputo del encaje puede hacer más eficiente la administración de liquidez bancaria, variable importante que condiciona la RTPM; la desdolarización de los balances de bancos –en particular los grandes–, así como una mayor internacionalización y desconcentración de la banca, son todas orientaciones de política macroprudencial que también pueden mejorar la RTPM, entre otros temas que se pueden abordar con gradualidad y en el mediano plazo.

Otras rigideces importantes encontradas son el predominio de los denominados “préstamos empresariales mayores” con tasas preferenciales que no obedecen a los movimientos en la tasa de política, el atractivo poscrisis en la inversión en títulos del gobierno central y las restricciones de capital que enfrenta cierto segmento de la banca. En general, pareciera que la política monetaria se transmite mejor por medio de los bancos medianos y pequeños.

La economía guatemalteca se ha caracterizado por una larga tradición de estabilidad macroeconómica y financiera. En el contexto de estabilidad financiera, esta investigación contribuye con un estudio microeconómico del canal del crédito, el cual es una precondition fundamental para vincular los efectos de la política monetaria

con estabilidad financiera. Este vínculo, sin embargo, no se aborda directamente en este trabajo, aunque se sientan las bases para hacerlo en otros posteriores. No obstante, se percibe que no hay implicaciones importantes de la política monetaria sobre la estabilidad financiera por medio del canal del crédito.

En la primera parte de este documento se hace una caracterización del sistema bancario guatemalteco, sobre la base del análisis de narrativa por evento y otros indicadores. En la segunda parte se hace el estudio econométrico del canal del crédito, utilizando técnicas de datos de panel. Un breve análisis sobre la estabilidad del sistema financiero en Guatemala se presenta en la tercera parte, y en la cuarta se exponen las conclusiones.

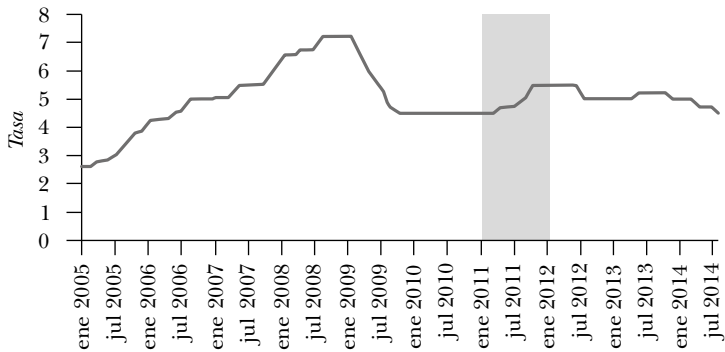
2. CARACTERIZACIÓN DEL CANAL DE TRANSMISIÓN: ENFOQUE DE NARRATIVA POR EVENTO

En este apartado se presenta el enfoque de narrativa por evento. En particular, con base en la recolección de datos microeconómicos de cada uno de los 18 bancos que conforman el sistema financiero guatemalteco, se perfilan los hechos estilizados de los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Guatemala, específicamente del canal del crédito bancario. En el análisis gráfico se infieren tales hechos, al analizar particularmente el periodo de septiembre de 2011 a diciembre de 2013. La selección de este periodo se debe a dos razones importantes. En primer lugar, la tasa de política del Banco de Guatemala registró tres aumentos en 2011, después de haber estado invariable desde el 17 de septiembre de 2009 en un 4.5%. Específicamente, el 31 de marzo de 2011 aumentó al 4.75%, el 28 de julio al 5% y el 29 de septiembre al 5.5% (ver gráfica 1). Estos eventos constituyen un periodo propicio para evaluar la transmisión de la política monetaria, teniendo en cuenta que fueron incrementos sucesivos después de un largo tiempo de mantener la tasa fija y que el esquema de metas de inflación en Guatemala, después de seis años de haber sido implantado, se encontraba en un punto de mayor madurez.

En segundo lugar (y esto tiene que ver con la *mayor madurez* del esquema), en 2011 se redujo el plazo de los certificados de depósito del Banco de Guatemala de siete días a uno (operaciones de un día

Gráfica 1

TASA DE INTERÉS LÍDER DE POLÍTICA MONETARIA



para otro), los cuales constituyen su instrumento de política. El esquema de metas de inflación se adoptó formalmente el 1 de enero de 2005. El periodo 2005-2010 se descarta debido a que está influido por el cambio de definición de la tasa de política monetaria en distintos momentos, asignándole esa propiedad a certificados del banco central a distintos plazos, yendo del plazo de 91 días en forma decreciente hasta el de siete días y finalmente, a operaciones de un día para otro en 2011.

2.1 Transmisión de las tasas de política hacia las tasas de mercado

2.1.1 Transmisión de la tasa de política hacia las tasas de corto plazo

A partir del 1 de septiembre de 2011, cuando se adoptó la tasa de un día para otro de los certificados del banco central como el instrumento de política monetaria –en un esquema monetario de metas explícitas de inflación–, ha habido una mejora importante en la transmisión de la política monetaria (TPM) hacia el mercado de dinero. En efecto, según se observa en las gráficas A.2 y A.3 del anexo, en los tres episodios de subida de tasa de política entre 2011 y 2013, las tasas de reporto en la bolsa de valores nacional y las tasas del mercado interbancario aumentaron en correspondencia con esos

ajustes, convergiendo hacia la tasa de política monetaria. La gráfica A.2 muestra la evolución de la tasa de interés total (promedio ponderado de todos los plazos), la tasa a un plazo de uno a siete días y la tasa de un día para otro. En las gráficas es evidente la transmisión y bastante completa en operaciones de cortísimo plazo (de un día para otro), pero esta es menos fuerte en plazos un poco más largos (de uno a siete días y total); aun así, la transmisión es evidente. Este análisis gráfico por evento permite inferir que hay una transmisión clara de la tasa de política hacia las tasas de mercado de corto plazo.

Asimismo, el Banco de Guatemala implantó un cambio organizativo en su estructura, que le ha permitido mejorar la administración de la liquidez bancaria; en particular, el banco central estableció un esquema de *front*, *middle* y *back office*. Como parte de las funciones del *front office*, el banco central se comunica diariamente con todos los bancos del sistema para establecer las necesidades de liquidez de los mismos, lo cual sirve de referencia para la fijación del monto de participación del banco central en la subasta diaria de sus certificados en el mercado de dinero. Esto se complementa con el establecimiento de un corredor de tasas, para orientar la participación de los bancos en el mercado monetario hacia la tasa de política monetaria.

2.1.2 Transmisión de la tasa de política hacia las tasas de interés de créditos bancarios

Las tasas de préstamos bancarios han tenido una reacción disímil con respecto a los ajustes de la tasa de política monetaria, distinto en naturaleza según el grupo de bancos (grandes, medianos o pequeños) y el tipo de mercado al que dirigen sus operaciones (préstamos empresariales mayores, préstamos empresariales menores, de consumo y para la vivienda). En función de las hipótesis propuestas en este trabajo, se hace un análisis minucioso, en forma desagregada, por tamaño de banco y tipo de crédito. Específicamente, se hace un análisis de evento, utilizando los mismos incrementos de la tasa de política usados en las secciones anteriores, y se compara con la trayectoria de las tasas de interés por tamaño de banco: grandes, pequeños y medianos y por tipo de crédito: empresarial mayor, empresarial menor, crédito para el consumo, microcrédito y crédito para la vivienda (hipotecario).

Las gráficas para el análisis por evento se presentan en el anexo (gráfica A. 3). Las gráficas muestran que, ante los episodios de subida

de tasa de interés de política de 2011, la sensibilidad de la tasa de crédito de los préstamos empresariales mayores de los bancos grandes es nula; incluso no afectan la trayectoria general observada en sentido contrario –en descenso–. Un comportamiento muy similar se nota en los bancos medianos. La excepción son los bancos pequeños, en los cuales se identifica un comportamiento en la misma dirección de los cambios en la tasa de política. Sin embargo, los bancos grandes, por lo general y a diferencia de la mayoría del resto de bancos, concentran sus préstamos en las grandes empresas y se entiende que la tasa fijada para esos préstamos tiene un componente importante que no necesariamente responde a condiciones de mercado influenciadas por la política monetaria. Estas condiciones particulares del mercado financiero en Guatemala son factibles en un contexto de alta liquidez bancaria y de pocas empresas grandes con alto poder de negociación, que acuerdan con los bancos la tasa sobre préstamos muy cuantiosos. Dado que los bancos grandes y medianos conforman casi el 90% del sistema bancario del país y que los préstamos empresariales mayores constituyen casi el 60% del total de la cartera bancaria, el efecto que la tasa de política pueda tener sobre la tasa de interés en el crédito empresarial mayor debe ser muy pequeño. Por lo tanto, se torna más importante entender los mecanismos de transmisión para identificar sus rigideces y, consecuentemente, sugerir medidas para mejorarlos.

Lo mismo sucede con los préstamos empresariales menores (gráfica A.3), en los que tampoco se observa que las tasas de mercado de los bancos grandes y medianos reaccionen ante los incrementos en la tasa de política. De manera similar que con el crédito empresarial mayor, la tasa de los bancos pequeños pareciera tener una reacción con algunos rezagos y sólo temporalmente, sin afectar la trayectoria de largo plazo de ellas.

En el caso de los préstamos al consumo se aprecia un mejor ajuste de las tasas de mercado de los bancos medianos y, probablemente, de los pequeños, no así de los bancos grandes. El resultado en general mejora después de la adopción de la tasa de un día para otro como instrumento de la política monetaria, en septiembre de 2011. En todo caso, no es este el tipo de crédito que incide con mayor importancia en la demanda agregada de la economía, por lo que su relevancia para mejorar los mecanismos de transmisión de la política monetaria no es tan determinante.

Los créditos hipotecarios para la vivienda tampoco muestran sensibilidad, en el análisis gráfico, a los ajustes en la tasa de política monetaria. Los préstamos de microcrédito y para la vivienda son poco significativos en el total de la cartera. En lo que respecta a los préstamos para la vivienda, este resultado puede deberse a que requieren garantía del Instituto de Hipotecas Aseguradas y tienen condiciones específicas en las características financieras de los créditos.

2.2 Efecto de la tasa de interés de política monetaria sobre el crédito

Con el propósito de tipificar y tener una primera aproximación del efecto de la tasa de interés de política monetaria sobre el crédito, en esta sección se analizan gráficamente los eventos del aumento de la tasa de política durante 2011 sobre diferentes tipos de crédito y por tamaño de banco. Al igual que en la sección anterior, el tamaño de los bancos se clasifica en grande, mediano y pequeño; y el tipo de crédito, en empresarial mayor, empresarial menor, microcrédito y crédito al consumo.

Los resultados se presentan en la gráfica A.4. En las gráficas del crédito total se nota que hay una contracción del crédito, la cual opera con rezagos, ante los aumentos de la tasa de política para los tres tamaños de banco.

Del mismo modo, se observan contracciones del crédito con rezagos ante aumentos de la tasa de política tanto en el crédito empresarial mayor como en el menor para los bancos grandes, medianos y pequeños (gráfica A.4).

En el caso del crédito al consumo, el microcrédito y el crédito hipotecario para vivienda, la evidencia gráfica es menos clara (gráfica A.4).

En general, se nota una contracción más fuerte después del último incremento en la tasa de política, ocurrido a finales de septiembre de 2011. Esto podría ser atribuible al cambio que efectuó en ese mismo mes el Banco de Guatemala, con el que recortó el plazo de su instrumento de política (certificados de depósito del banco central) de siete días a uno. Sin embargo, esto es una conjetura que no puede ser comprobada con el análisis gráfico.

El análisis gráfico por evento no puede ser concluyente con respecto a la contracción del crédito ante aumentos en la tasa de política. Los decrementos ocurridos luego del aumento en la tasa

pueden deberse a muchas otras razones. No obstante, el análisis gráfico es de suma utilidad para hacer una primera aproximación al estudio de la transmisión de la política monetaria, formarse algunas primeras ideas y caracterizar el comportamiento del sector bancario en Guatemala.

Lo observado permite crear expectativas positivas sobre la presencia del canal del crédito, que este opera con rezagos, que no todos los episodios son iguales y que la utilización de instrumentos de más corto plazo podría haber ayudado a fortalecer la transmisión. Sin embargo, hasta este punto, todas estas afirmaciones tienen el carácter de conjeturas.

2.3 Dolarización de los balances bancarios

La dolarización de los balances bancarios, denotada por una participación del 43% de la cartera en moneda extranjera, como proporción de la cartera total, y alrededor del 18% de obligaciones depositarias (gráfica A.5), puede estar incidiendo de manera fundamental en los resultados indicados, sobre todo porque el grupo de bancos grandes es el más dolarizado. Por lo general, estos bancos otorgan principalmente préstamos empresariales mayores a grandes compañías en moneda extranjera, tanto por la naturaleza de los negocios de las mismas como porque hay un mercado de provisión de fondos en moneda extranjera a tasas más bajas –en el actual contexto financiero mundial–. Esto implica que hay un alto componente de financiamiento bancario no atado a las condiciones del mercado local.

Si bien el proceso de desdolarización de los activos bancarios es importante para mejorar los mecanismos de transmisión de la política monetaria, debe tenerse en cuenta que el aumento observado en la poscrisis es una tendencia para recuperar los niveles previos a la crisis, con lo que se esperarí que estemos en un momento en el que la dolarización empieza a ceder. En efecto, la tasa de crecimiento de la cartera en moneda extranjera ya se encuentra por debajo de la correspondiente en moneda nacional; sin embargo, la dolarización financiera es relativamente elevada, por lo que podrían considerarse instrumentos macroprudenciales en el futuro, no sin esperar el efecto de desdolarización que tendrí el inicio del aumento de la tasa de referencia de política monetaria del Sistema de la Reserva Federal de Estados Unidos.

2.4 Composición de los activos bancarios

Cabe preguntarse si la composición de los activos bancarios nos dice algo sobre el comportamiento del crédito bancario; en particular, porque en los últimos años los bancos han estado invirtiendo grandes cantidades de sus recursos disponibles en bonos del Tesoro emitidos por el gobierno central. Esto se ha observado sobre todo después de la reciente crisis financiera mundial, que provocó un relajamiento anticíclico de la política fiscal de los distintos países, y Guatemala no fue la excepción (ver gráfica A.6). En efecto, después de observar déficits fiscales iguales o menores al 2%, los mismos se han ubicado entre el 2% y el 3% (aunque con tendencia decreciente). Esto aumentó las necesidades de financiamiento y, en consecuencia, las emisiones con destino al mercado interno, en el que el sistema bancario es el principal comprador.

Como consecuencia, los bancos grandes han aumentado sus inversiones en bonos del gobierno, buscando menos riesgos y mayor rentabilidad. Esto se señala porque supuestamente ha habido un rompimiento relativo de la teoría de cartera, que señala que a mayor riesgo, mayor tasa; sin embargo, las inversiones en bonos del gobierno no presentan una mejor tasa que la colocación de cartera al segmento de préstamos empresariales mayores, por ejemplo, y al mismo tiempo menor riesgo. El aumento en inversiones de valores del Estado puede estar incidiendo en la transmisión de la política monetaria. Esto no se observa en el análisis gráfico, pues si bien esas inversiones han estado aumentando, no han afectado significativamente el comportamiento creciente de la cartera crediticia. Intuitivamente esta cartera, en particular la de préstamos empresariales mayores, es cartera asegurada para los clientes de la misma. Esto se apoya en el hecho de que recientemente se ha observado que algunos episodios de disminución o desaceleración en el ritmo de crecimiento del crédito se deben a que las empresas privadas han encontrado fuentes externas de financiamiento, a costos más bajos que lo que ofrecen los bancos que operan en la plaza local.

2.5 Liquidez del sistema bancario

El sistema bancario de Guatemala padece de un exceso de liquidez crónico. Esto se evidencia en el hecho de que el Banco de Guatemala, en sus operaciones de mercado abierto, todos los días recoge excesos de liquidez con sus certificados de depósito a un plazo de un

día. Históricamente sólo se han observado dos eventos en los que el Banco ha tenido que aportar liquidez. Este exceso de liquidez crónico es una fuerte limitante para el canal del crédito, ya que de acuerdo con la teoría, para que este se establezca los bancos deben de estar siempre en el límite de sus disponibilidades de liquidez y reservas.

La gráfica A.7 presenta los recursos líquidos disponibles (exceso de reservas más inversiones a un día en el Banco de Guatemala), junto con los eventos de incrementos y decrementos de la tasa de interés de política. Se puede observar que la liquidez de los bancos tiene una tendencia creciente y que, en el caso de los bancos grandes y medianos, esta es inmune a los movimientos de la tasa de política. En particular, en los bancos pequeños se advierten, gráficamente, pequeñas variaciones alrededor de los puntos donde ocurren los cambios de tasa.

2.5.1 Forma de cómputo del encaje

La actual metodología consiste en que los bancos deben estar encajados con periodicidad mensual, pudiendo presentar en el transcurso del mes un máximo de 14 días de desencaje. Esto ocasiona que los tesoreros de los bancos hagan significativos esfuerzos de proyección de liquidez para tratar de terminar encajados a fin de mes, en un contexto en el que el aumento de las transacciones financieras puede poner en riesgo ese cumplimiento (sobre todo por movimientos inesperados, ajenos a la estrategia de tesorería). Por esta razón, los bancos continúan siendo muy cautelosos, en el sentido de que deben guardar recursos en exceso del encaje requerido en previsión de tales contingencias. En este sentido, si bien la implantación de las operaciones de un día para otro ha mejorado la administración de la liquidez bancaria, la forma de cómputo del encaje continúa siendo una restricción a la misma. Cambiar a una forma de requerimiento diario, con un plazo de dos días de liquidación, podría mejorar el manejo de la liquidez del sistema y, a la vez, fortalecer la transmisión monetaria.

2.5.2 Liquidez del sistema bancario

El análisis gráfico muestra que hay espacio para seguir mejorando la administración de liquidez, esto de acuerdo con el saldo de los recursos líquidos disponibles del sistema bancario; en particular en los bancos pequeños, en los que se observa que el aumento de los

recursos líquidos es muy sensible a una política monetaria expansiva (gráfica A.7). En el caso de los tres grupos de bancos, el aumento de la liquidez se ha morigerado un tanto en periodos de política monetaria restrictiva. En este sentido, una mejora en la forma de cómputo del encaje apoyaría más la actividad financiera de ese grupo de bancos.

Por otra parte, también las tasas de interés en las operaciones interbancarias de corto plazo han convergido a la tasa líder de política monetaria, lo que también muestra mejoras en la administración de liquidez bancaria (gráfica A.8).

3. EL CANAL DEL CRÉDITO

3.1 Revisión bibliográfica

El canal del crédito amplio comprende el canal de la hoja de balance, el canal de los flujos netos y el canal de los préstamos bancarios. Aquí se analiza específicamente el canal de los créditos bancarios. Este es el canal relevante para investigar el papel de los bancos en la transmisión de la política monetaria y, particularmente, cómo esta puede afectar la estabilidad financiera de los bancos.

En el canal de los préstamos el efecto se logra mediante los activos de los bancos y no los pasivos, el cual es el enfoque tradicional del canal del dinero. En general, el canal opera así: ante un incremento de la tasa de interés de política, el banco central efectúa operaciones de mercado abierto (vende bonos a los bancos), las reservas de los bancos decrecen, los bancos deben reducir sus depósitos sujetos a reservas y, por consiguiente, la pérdida de depósitos sujetos a reservas debe ser compensada con pasivos que no requieren reserva y, alternatively, el banco puede reducir sus activos como préstamos o bonos. En Guatemala todos los depósitos están sujetos a encaje y, en consecuencia, ante un incremento de tasa de interés de política los bancos tendrían que reducir sus activos (reducir el crédito).

Para que el canal del crédito bancario sea operativo, los precios no se deben ajustar por completo y de manera instantánea ante un cambio en la demanda de dinero. Adicionalmente, las operaciones de mercado abierto del banco central deben afectar la oferta de préstamos bancarios, y los préstamos y bonos no deben ser sustitutos perfectos (como fuente de crédito para los tomadores de préstamos). Esto asegura que por lo menos parte del ajuste recaerá en los préstamos.

El desafío empírico es identificar si un cambio en la política monetaria afecta el crédito bancario. Sin embargo, una disminución de crédito puede reflejar una reducción de demanda y no de oferta. En este sentido, se deben considerar los factores de demanda que pueden hacer variar el crédito.

Al analizar desde un punto de vista de liquidez y tamaño de cartera, Kashyap y Stein (2000) indican en su trabajo que los bancos con carteras de préstamos pequeños y los bancos más líquidos son los más sensibles a los choques de política monetaria.

Por su parte, Kishan y Opiela (2000) argumentan que las carteras de préstamos de los bancos más capitalizados son los menos sensibles a los choques de política monetaria; caso contrario sucede con los bancos mal capitalizados.

Respecto a bancos con restricciones de capital, Peek y Rosengren (1995) encuentran evidencia de que las carteras de los bancos sin restricciones de capital (en Inglaterra) tienen mayor capacidad para responder a los choques de política monetaria que los bancos con restricciones.

En el área de inversión, se destaca el trabajo de Gertler y Gilchrist (1994), quienes exponen que, en escala agregados, la inversión de un grupo de empresas pequeñas es más sensible a los cambios en la política monetaria, comparada con la inversión de un grupo de grandes empresas.

Por su parte, Driscoll (2004) utiliza un modelo de datos de panel a nivel agregado, para investigar el grado en que los choques a la oferta de préstamos bancarios afectan la producción. Utilizando choques específicos a la demanda de dinero, como variable instrumental para abordar el problema de endogeneidad, él no encontró un efecto significativo de los choques de oferta de préstamos sobre la actividad económica en el ámbito estatal.

Holod y Peek (2007) distinguen dos tipos de bancos: uno que cotiza en bolsa y otro que no lo hace. Además, encuentran que las carteras de aquellos bancos que cotizan en bolsa son afectadas de menor manera por los efectos de la política monetaria, que aquellos bancos que no cotizan en bolsa.

Finalmente, Maddaloni y Peydró (2011) adoptan un enfoque alternativo para hacer frente a los retos de identificación, basándose en encuestas sobre la aplicación de normas de crédito (tanto para la zona del euro como para Estados Unidos). Ellos encuentran que con bajas tasas de interés a corto plazo se ablandan los estándares

de préstamos bancarios para los préstamos a las empresas y los hogares, lo que refuerza el canal del crédito que opera por medio de los bancos.

3.2 Modelo econométrico

El modelo econométrico para investigar el canal del crédito en Guatemala se apoya en los trabajos de Kashyap y Stein (1994), y de Kishan y Opiela (2000). En particular, el enfoque econométrico en esta investigación se basa en Carrera (2011), y Joyce y Spaltro (2014), los cuales se fundamentan, a su vez, en el modelo teórico de Ehrmann *et al.* (2003).

El modelo econométrico está expresado por la siguiente ecuación:

$$1 \quad C_{it} = \sum_{j=0}^n \rho_i C_{it-j} + \sum_{j=0}^n \sigma_j' a_{it-j} + \tau_j' b_{it-1} + \sum_{j=0}^n w_j' b_{it-1} a_{3it-j} + \varepsilon_{it},$$

donde C_{it} es el crecimiento anual de los créditos (totales, comerciales y de consumo), a_{it} es el vector de variables macroeconómicas (a_{3it} es la tasa de interés bancaria), b_{it} es el vector que contiene las características de las variables de cada banco (liquidez, tamaño y capitalización), ε_{it} es un vector que contiene los términos de error y n es el número de rezagos.

Teniendo en cuenta que se trata de un panel dinámico, el método de estimación más ampliamente utilizado en los estudios es el de Arellano y Bond, el cual permite obtener estimadores sólidos, propiedad que no se observa al utilizar mínimos cuadrados ordinarios.

El modelo se estimó con cuatro rezagos, utilizando como variables instrumentales un máximo de cuatro rezagos también.

3.3 Datos

En esta sección se describen los datos usados en esta investigación para el estudio empírico del mecanismo de transmisión del canal del crédito y su efecto sobre la estabilidad macrofinanciera.

Como variable de crédito se utiliza el crédito del sistema bancario en moneda nacional total, el crédito comercial y el crédito de consumo. Cada uno de estos rubros se divide por tamaño de banco,

agrupados en grandes, medianos y pequeños. Esta clasificación se basa en la razón de depósitos de cada banco con respecto al total de depósitos del sistema bancario nacional. Si la razón es mayor del 10% se define como banco grande, si es entre el 2% y el 10% es un banco mediano y si es menor del 2% se considera como banco pequeño.

Como variables independientes se utilizan la tasa de interés, la liquidez, una variable de tamaño y una variable de capitalización. Para las tasas de interés se usan cuatro definiciones, que están muy cercanamente asociadas con la tasa de interés de política monetaria. Estas tasas de interés son: 1) la tasa de interés interbancaria; 2) la tasa de interés de operaciones de reporto de la bolsa de valores; 3) la tasa de interés de certificados de depósito del Banco de Guatemala de uno y siete días, y 4) la tasa de interés de política monetaria. Se utilizan cuatro definiciones de tasa de interés buscando solidez en los resultados y para identificar la tasa de interés mediante la que opera directamente la política.

La liquidez se define como la razón de disponibilidades a obligaciones depositarias más obligaciones financieras, donde las disponibilidades son la caja de los bancos más depósitos. El tamaño es la razón del activo total de cada banco al activo total del sistema (suma de los activos de todos los bancos).

La variable de capitalización es el capital contable como proporción del activo total de cada banco. Como variables de control para registrar variaciones del crédito derivadas de cambios en la demanda, se utiliza el índice mensual de actividad económica (IMAE), ajustado por estacionalidad y el tipo de cambio real. El IMAE es un indicador de producción mensual, que está compatibilizado con el producto interno bruto (PIB) trimestral.

3.4 Resultados

En esta sección se presentan los resultados de la estimación del modelo del canal del crédito en Guatemala. Se estimó la ecuación 1 para el periodo de enero de 2010 a abril de 2014, para los 18 bancos del sistema. Adicionalmente, los bancos fueron agrupados en pequeños, medianos y grandes. Se hicieron estimaciones para crédito total, crédito comercial y crédito de consumo, para distinguir cómo el canal del crédito puede variar de acuerdo con el tamaño del banco y el tipo de mercado donde opera. La hipótesis es que los bancos grandes se pueden *blindar* mejor ante choques de tasa de política, de

tal manera que los movimientos en la tasa de interés de política no afectan los montos de crédito que ofrecen. Por otra parte, los bancos medianos y pequeños disponen de menos fuentes de financiamiento y, por consiguiente, son más vulnerables a los choques de política y estos afectan su capacidad de ofrecer crédito.

Por otra parte, se espera que el crédito comercial de los bancos grandes sea menos afectado por los cambios de política; esto derivado de que este tipo de crédito obedece a proyectos de inversión de grandes empresas, principalmente de carácter industrial, y cuyos desembolsos y tasas de interés son pactados con antelación y los desembolsos corresponden a una programación contractual.

3.4.1 Crédito total

Sistema bancario: los resultados se presentan en el cuadro B.1 del anexo. Hay evidencia del canal del crédito directamente por medio de la tasa de interés de certificados del Banco de Guatemala y de la tasa de interés de política, con rezagos de entre dos y tres meses. Todas las tasas de interés parecen actuar por medio del tamaño de los bancos y del capital contable, aunque estos últimos efectos son muy pequeños. También hay evidencia de efectos mediante la liquidez, pero parecen ser bastante débiles.

Bancos grandes: la evidencia de efectos directos de las tasas de interés sobre los bancos grandes es prácticamente nula (cuadro B.2). En cuanto a los efectos indirectos, parece haber un efecto muy pequeño por medio del capital que opera con entre tres y cuatro meses de rezago.

Bancos medianos: hay evidencia de efectos directos de las tasas de interés, principalmente de la tasa de interés de política y, en menor grado, de las tasas de interés de reporto y del Banco de Guatemala (cuadro B.3). Hay también evidencia de efectos indirectos por medio de la liquidez, el tamaño y el capital. Los efectos de la liquidez y del capital son muy pequeños, y los del capital tienen signo negativo. El efecto del tamaño es más grande, pero presenta signos inversos. En el agregado, se nota un efecto más fuerte que el de los bancos grandes.

Bancos pequeños: los efectos directos de la tasa de interés sobre el crédito total de los bancos pequeños es significativo; sin embargo tiene el signo contrario al esperado (cuadro B.4). En lo que respecta a los efectos indirectos mediante la liquidez, el tamaño y el capital, no son significativos.

3.4.2 Crédito comercial

Sistema bancario: hay evidencia de influencia directa de las tasas de interés interbancaria, de certificados del Banco de Guatemala y de la tasa de política; sin embargo, el efecto agregado parece pequeño (cuadro B.5). También hay evidencia de efectos indirectos, principalmente por medio del capital y de la tasa de interés, aunque son muy pequeños. No hay evidencia sólida de efectos mediante la liquidez.

Bancos grandes: los resultados muestran efectos negativos sobre los créditos de los bancos grandes y la tasa de interés interbancaria, únicamente (cuadro B.6). Hay también efectos indirectos de la tasa de interés interbancaria y de reportos por medio de la liquidez y el tamaño. Todas las tasas de interés afectan el crédito de los bancos grandes por medio del capital; sin embargo, estos efectos, en el agregado, son extremadamente pequeños.

Bancos medianos: los resultados revelan que hay efectos directos de las cuatro tasas de interés (interbancaria, reportos, certificados del Banco de Guatemala y de política). También hay efectos indirectos significativos por medio de la liquidez, el tamaño y el capital, aunque son considerablemente más pequeños. En general, el canal del crédito opera con mayor fuerza en los bancos medianos que en los grandes (cuadro B.7).

Bancos pequeños: contrario a lo esperado, el canal del crédito para los créditos comerciales de los bancos pequeños no es muy fuerte (cuadro B.8). La evidencia de efectos directos es débil y sólo se observa para la tasa de certificados del Banco de Guatemala y la tasa de reportos, aunque para esta el efecto neto es positivo. La evidencia de efectos indirectos es muy débil y parece estar presente sólo mediante el capital.

3.4.3 Crédito de consumo

Sistema bancario: el efecto directo de las tasas de interés sobre el canal del crédito está presente y es significativo con todas las tasas, aunque el efecto de la tasa de certificados del Banco de Guatemala tiene el signo inverso al esperado (cuadro B.9). También hay evidencia de efectos indirectos por medio de la liquidez, el tamaño y el capital.

Bancos medianos: hay evidencia de efectos directos de las tasas de interés interbancaria, principalmente, y de las tasas de reporto y de política (cuadro B.10). También hay evidencia de que el canal opera

por medio de la liquidez, el tamaño y el capital. Sin embargo, el efecto neto, tanto de los efectos directos como indirectos, es muy pequeño.

Bancos pequeños: los resultados muestran efectos directos de la tasa de interés sobre la oferta de crédito, principalmente mediante la tasa de interés interbancaria y, en menor grado, de la tasa de reportos (cuadro B.11). También hay evidencia de efectos indirectos por medio de la liquidez, el tamaño y el capital. El efecto agregado es, sin embargo, pequeño en todos los casos.

De acuerdo con los resultados, en general, el canal del crédito se observa en el sistema bancario en conjunto, tanto para el crédito total como para el comercial y el de consumo. Se nota que sus efectos son más fuertes en el crédito total y en el de consumo que en el comercial.

El canal del crédito tiene poco efecto sobre el crédito comercial de los bancos grandes de manera directa; parecen ser más importantes los efectos indirectos. El crédito comercial y de consumo de los bancos medianos se ve afectado por el canal del crédito de manera muy similar, aunque con mayor incidencia sobre el comercial. El efecto del canal del crédito sobre el crédito de consumo de los bancos pequeños es significativo, en tanto que su efecto en el crédito comercial es casi nulo.

4. ESTABILIDAD FINANCIERA

La estabilidad financiera es un tema de reciente discusión y difícil identificación. La bibliografía de los modelos que permitan entender los temas macroprudenciales está en desarrollo. En el caso de este estudio, se esperaba que, si se comprobaba que el canal del crédito opera por el lado de la oferta, es decir, que si movimientos en la tasa líder generan cambios en la composición de los pasivos bancarios que motiven movimientos de *core liabilities* a *non core liabilities*, que a su vez ajusten la oferta de crédito, entonces podría haber alguna incidencia en la estabilidad financiera. Sin embargo, el caso es el contrario: se ha encontrado que el fenómeno es más de demanda y no de oferta.

No obstante, un análisis por grupo de bancos del comportamiento de indicadores como 1) adecuación de capital; 2) apalancamiento; 3) rentabilidad sobre activos (ROA), y 4) rentabilidad sobre el patrimonio (ROE), sugieren que la estabilidad financiera no ha estado en riesgo en el periodo de análisis. En efecto, en cuanto a la

adecuación de capital, todos los grupos de bancos presentan valores por encima del 8% e incluso del 10%, de Basilea I y II (ver gráfica C.1). El dato de los bancos pequeños es excepcionalmente grande porque se dedican más a inversiones que a otorgar créditos. En el caso del apalancamiento, la banca no pasa del valor de 12 veces, como lo sugiere la bibliografía (gráfica C.1-apalancamiento). En cuanto al ROE, la banca obtiene rendimientos más grandes que la inversión en bonos del Tesoro a 10 años plazo (aproximadamente el 7%), salvo en un periodo muy corto en 2013 para el caso de los bancos pequeños, el cual está muy influido por un banco que estaba en planes de expansión (gráfica C.1-rentabilidad sobre patrimonio). Luego el indicado para ese grupo de bancos retorna a la normalidad. Por último, la ROA—indicador de eficiencia—es mayor que el 1% para todos los bancos, como también lo sugieren los estudios (gráfica C.1-rentabilidad sobre activos).

5. CONCLUSIONES

La investigación acerca del canal del crédito en Guatemala comprende dos partes medulares: la caracterización del canal del crédito mediante un enfoque de narrativa por evento y el estudio económico sobre la base de un panel de datos microeconómicos de los 18 bancos del sistema. En esta sección se presentan los principales resultados del estudio.

El análisis de narrativa por evento revela que la tasa de interés de los préstamos empresariales, tanto mayores como menores, no reacciona ante variaciones en la tasa de política. Por su parte, la tasa de interés sobre préstamos al consumo sí parece ser afectada por la tasa de política, en particular después de que el Banco de Guatemala redujera el plazo de su instrumento de política de siete días a operaciones de un día para otro. Finalmente, las tasas de interés de crédito hipotecario y microcrédito tampoco parecen afectadas por la tasa de política.

El examen gráfico del efecto de incrementos de la tasa de interés de política sobre el crédito sugiere que sí hay una contracción del crédito total, la cual opera con rezagos para los tres tamaños de bancos. La reducción del crédito se observa principalmente en el crédito empresarial, tanto mayor como menor, en tanto que la

evidencia es menos clara para el crédito al consumo, el microcrédito y el crédito hipotecario.

Esta investigación también muestra que el sistema bancario en Guatemala se ha caracterizado por un aumento en inversiones de títulos valores del Estado, una creciente dolarización de la cartera crediticia y un exceso de liquidez crónico. Esto se debe a la tendencia creciente del déficit fiscal en el país, lo cual ha provocado que el gobierno de Guatemala emita bonos con rendimientos muy atractivos. Por otra parte, las bajas tasas de interés predominantes en el ámbito internacional, aunadas a excesos de liquidez, han hecho que los bancos locales (principalmente los grandes) tomen ventaja de líneas de crédito ofrecidas por bancos internacionales con tasas de interés muy bajas, lo cual ha conllevado una oferta importante de crédito en dólares.

Finalmente, durante muchos años se ha observado un exceso de liquidez crónico en el sistema financiero nacional, derivado de lo cual el Banco de Guatemala realiza operaciones de mercado abierto todos los días para recoger liquidez. Históricamente, sólo ha habido dos casos, excepcionales, en los que el Banco ha debido inyectar, en lugar de recoger, recursos líquidos en el mercado financiero. Todos los factores anteriormente mencionados (alta inversión en bonos del gobierno, creciente dolarización del crédito y exceso de liquidez crónica) debilitan el mecanismo de transmisión de la política monetaria.

Adicionalmente, otro factor que contribuye a debilitar el mecanismo de transmisión es la forma de cómputo del encaje de los bancos en Guatemala. De acuerdo con la reglamentación vigente, los bancos deben estar encajados con periodicidad mensual en promedio y, dentro del mes, pueden estar desencajados hasta 14 días. Esto implica que los bancos tienen márgenes de maniobra relativamente amplios en el manejo de su tesorería. De tal manera que ante incrementos de la tasa de interés de política, los bancos pueden desencajarse sin una necesidad urgente de recomponer sus obligaciones sujetas a encaje o reducir el crédito y, por consiguiente, evitar o disminuir el efecto de la política monetaria.

En lo que respecta a las estimaciones econométricas, estas revelan que, en términos generales, el canal del crédito opera en Guatemala con rezagos y es relativamente pequeño. Se encontró evidencia de que, para el crédito comercial, el canal del crédito opera principalmente por medio de los bancos medianos, en tanto que para el crédito al consumo, el canal opera de forma significativa tanto mediante

los bancos medianos como de los pequeños. En lo que respecta a los bancos grandes, el canal del crédito es extremadamente pequeño y, en algunos casos, inexistente. También hay evidencia clara de que las variables liquidez, capitalización y tamaño de los bancos tienen un papel muy importante en la presencia y fuerza de este canal.

Finalmente, los indicadores de estabilidad financiera indican que el sistema financiero en Guatemala no muestra ningún signo de fragilidad. Teniendo en cuenta que hay un canal del crédito, aunque pequeño, es posible considerar que la política monetaria no representa un riesgo en la actualidad para la estabilidad financiera. En ese sentido, este trabajo sienta las bases para estudios posteriores en los que se vincule, de manera formal y rigurosa, la relación entre estas dos variables.

En síntesis, la transmisión de la tasa de política hacia las tasas de mercado y el crédito es débil. Esto puede explicarse por el exceso de liquidez crónica del sistema financiero, la alta inversión en bonos del gobierno, la dolarización de la cartera y la forma de cálculo del encaje bancario. El canal del crédito está presente en Guatemala, pero su efecto es muy pequeño y es determinado por el tipo de crédito, el tamaño, la capitalización y la liquidez de los bancos.

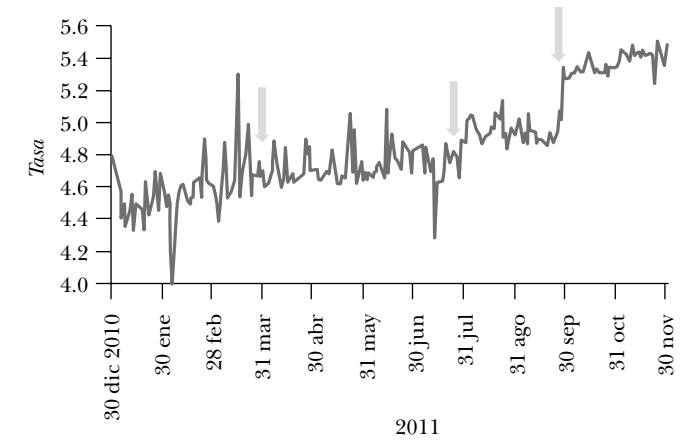
ANEXOS

Anexo A. Gráficas

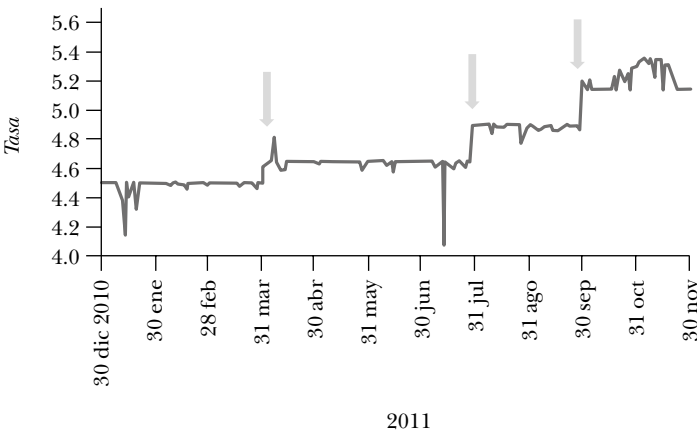
Gráfica A.1

TASAS DE INTERÉS DE OPERACIONES DE REPORTO

OPERACIONES DE REPORTO
EN LAS BOLSAS DE VALORES (TOTAL GENERAL)



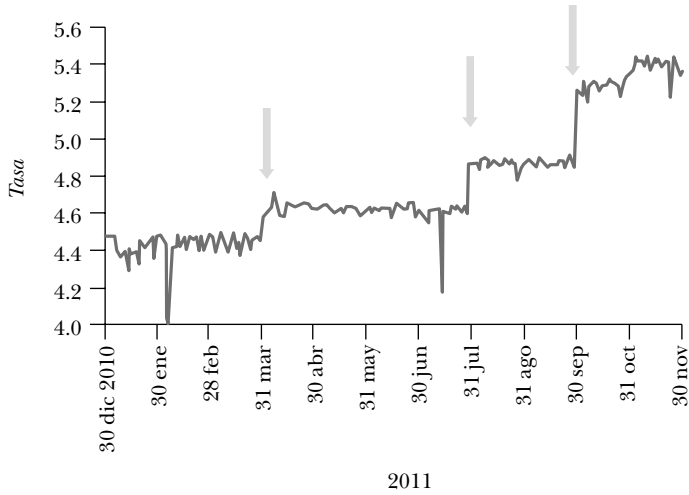
OPERACIONES DE REPORTO
EN LAS BOLSAS DE VALORES (PLAZO UN DÍA AL OTRO)



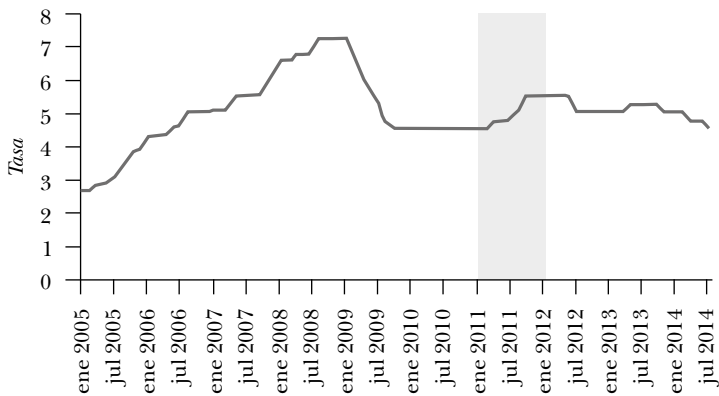
Gráfica A.1 (cont.)

TASAS DE INTERÉS DE OPERACIONES DE REPORTE

OPERACIONES DE REPORTE
EN LAS BOLSAS DE VALORES (PLAZO DE 1 A 7 DÍAS)

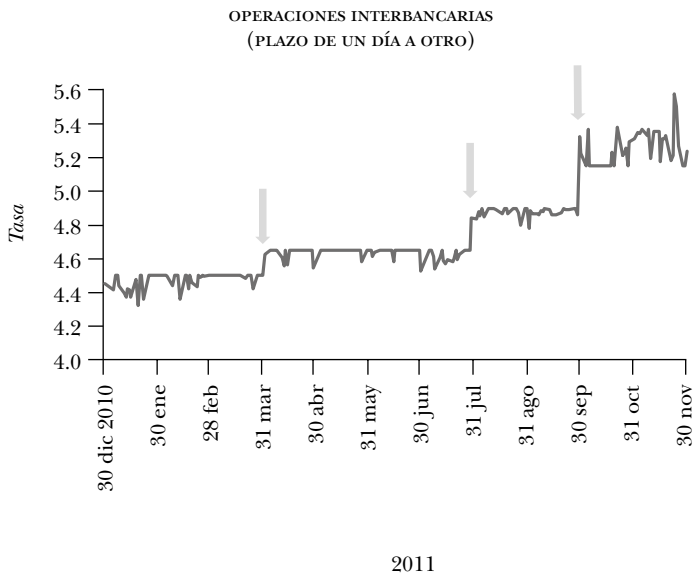
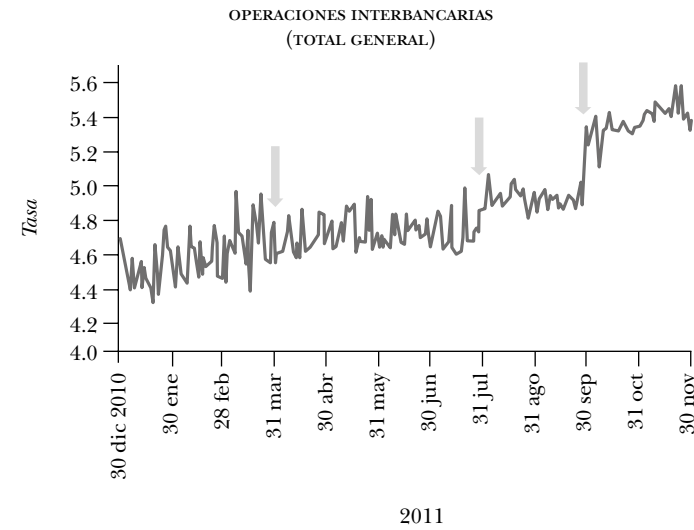


TASA DE INTERÉS LÍDER DE POLÍTICA MONETARIA



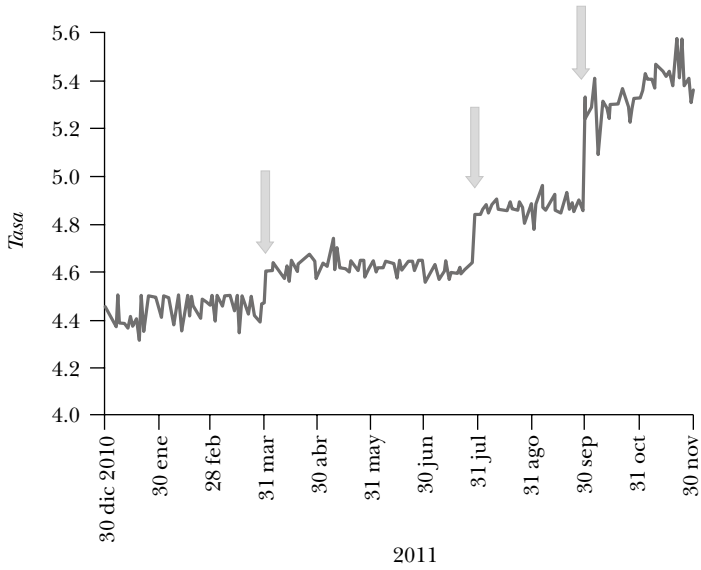
Gráfica A.2

TASAS DE INTERÉS INTERBANCARIAS

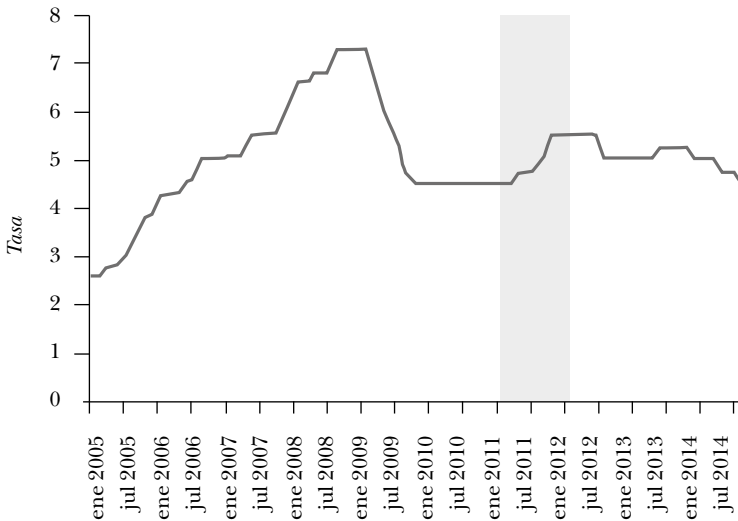


TASAS DE INTERÉS INTERBANCARIAS

OPERACIONES INTERBANCARIAS
(PLAZO DE 1 A 7 DÍAS)

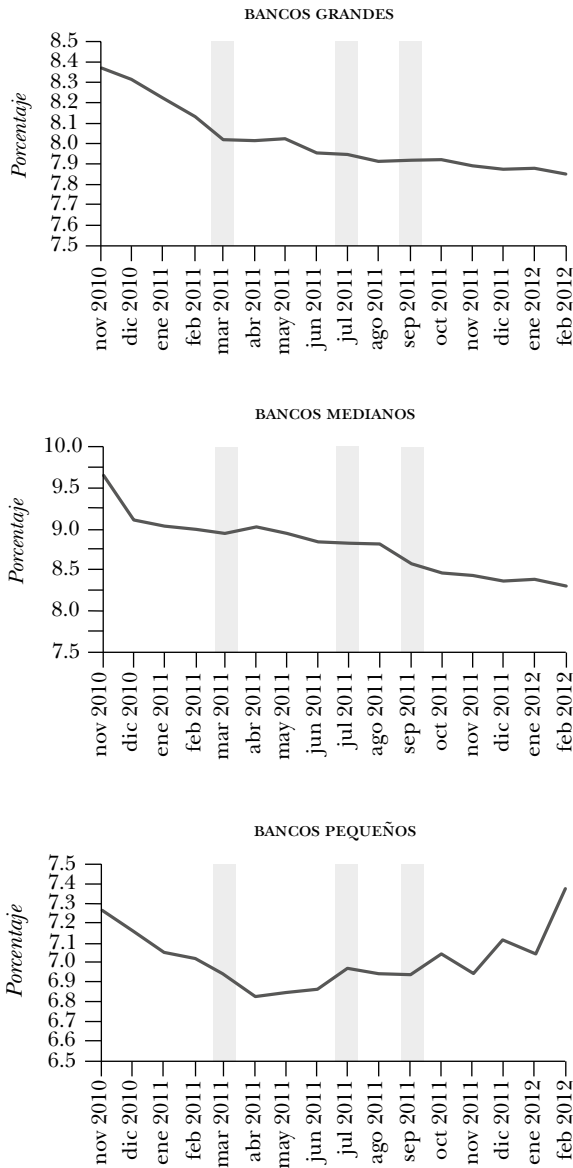


TASA DE INTERÉS LÍDER DE POLÍTICA MONETARIA



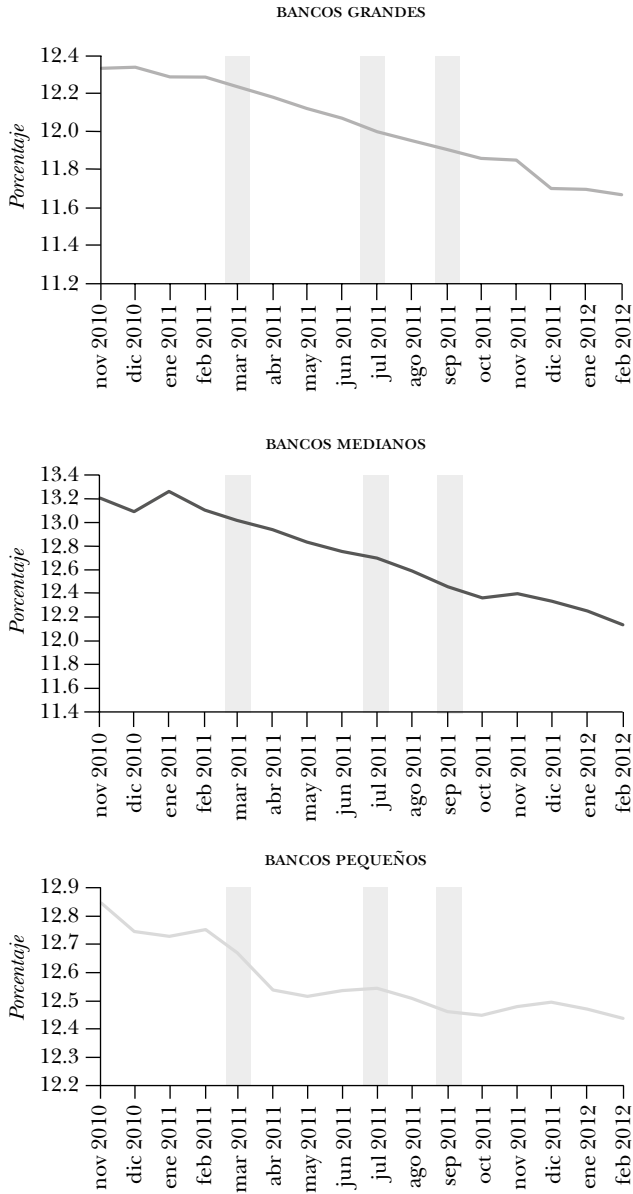
Gráfica A.3

**COMPORTAMIENTO DE LAS TASAS DE INTERÉS
DEL CRÉDITO AL SECTOR EMPRESARIAL MAYOR**
Tasas de interés



¹ El área sombreada indica episodios de política monetaria contractiva (aumento en la tasa de política monetaria).

**COMPORTAMIENTO DE LAS TASAS DE INTERÉS
DEL CRÉDITO AL SECTOR EMPRESARIAL MENOR¹**
Tasas de interés

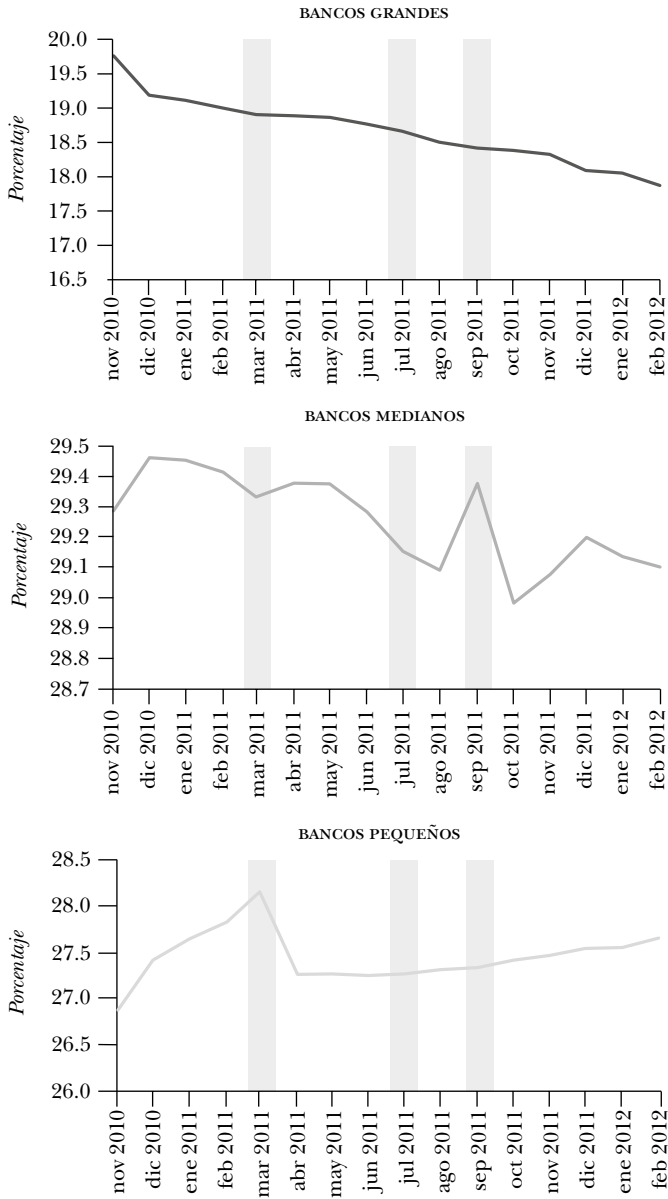


¹ El área sombreada indica episodios de política monetaria contractiva (aumento en la tasa de política monetaria).

Gráfica A.3 (cont.)

**COMPORTAMIENTO DE LAS TASAS DE INTERÉS
DEL CRÉDITO AL CONSUMO¹**

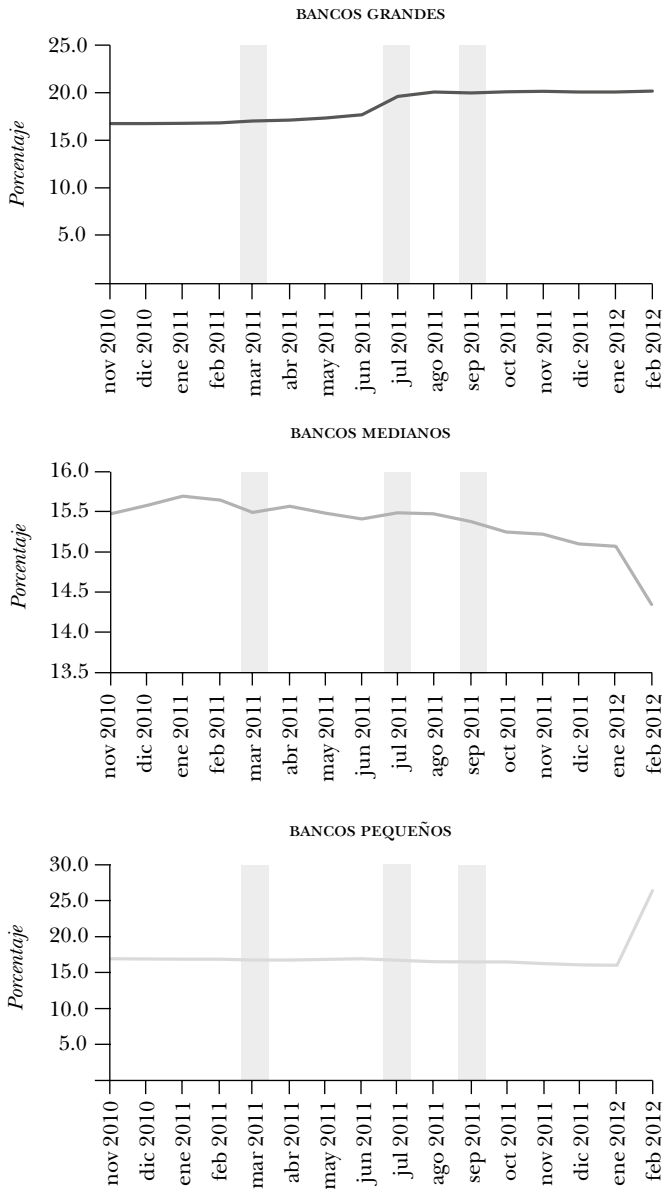
Tasas de interés



¹ El área sombreada indica episodios de política monetaria contractiva (aumento en la tasa de política monetaria).

**COMPORTAMIENTO DE LAS TASAS DE INTERÉS
DEL CRÉDITO AL SECTOR DE MICROCRÉDITO¹**

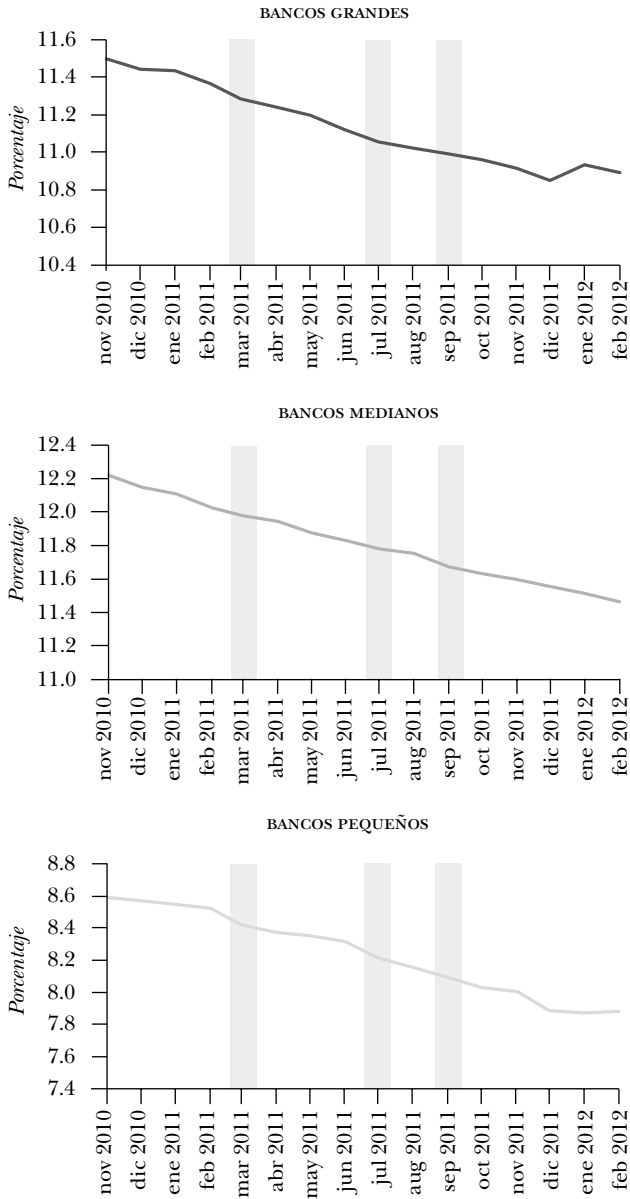
Tasas de interés



¹ El área sombreada indica episodios de política monetaria contractiva (aumento en la tasa de política monetaria).

**COMPORTAMIENTO DE LAS TASAS DE INTERÉS
DEL CRÉDITO HIPOTECARIO PARA VIVIENDA¹**

Tasas de interés

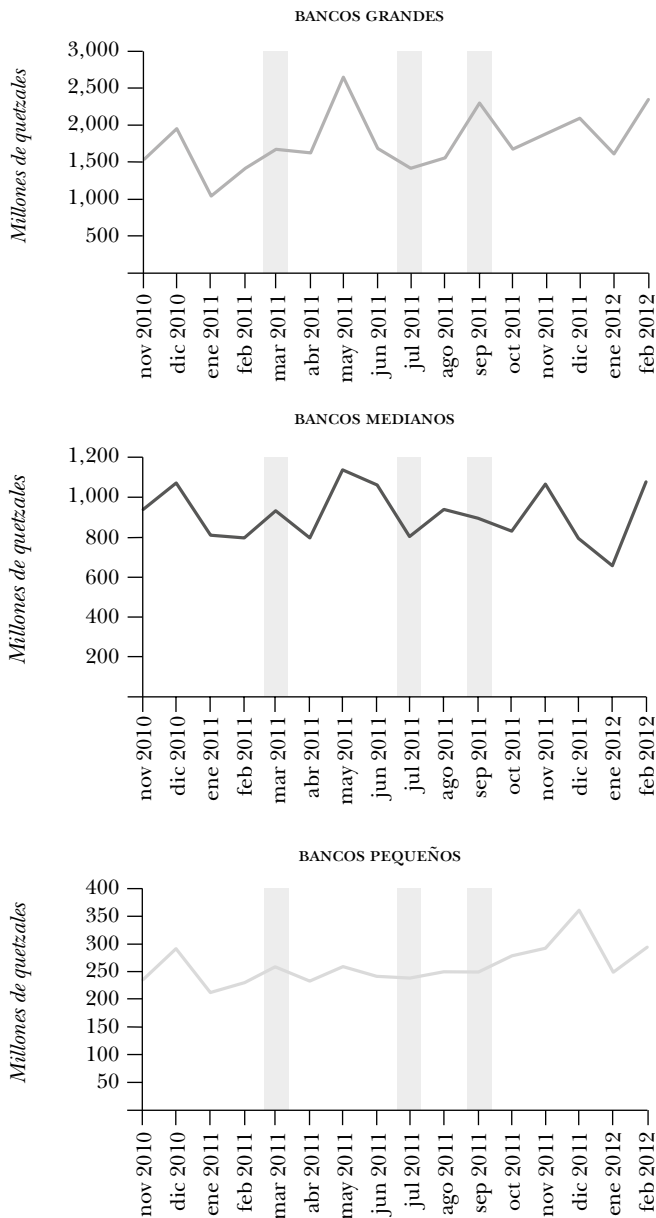


¹ El área sombreada indica episodios de política monetaria contractiva (aumento en la tasa de política monetaria).

Gráfica A.4

COMPORTAMIENTO DEL CRÉDITO EN MONEDA NACIONAL¹

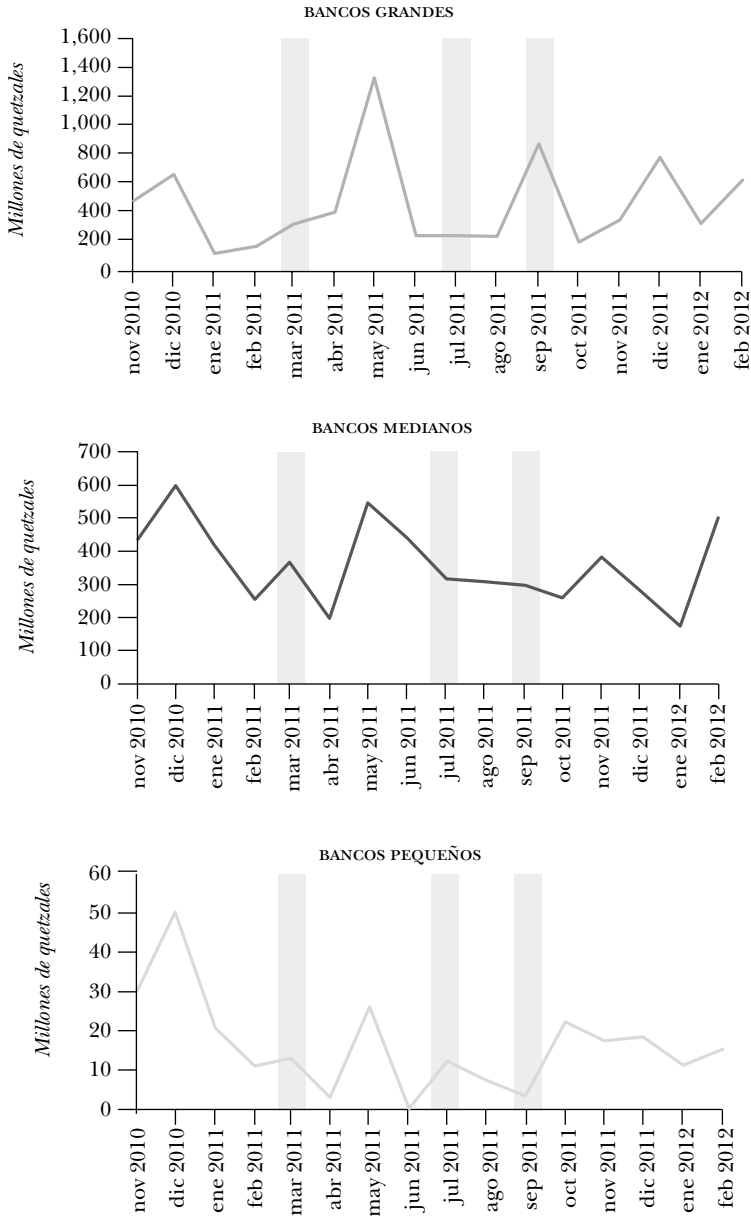
Crédito en moneda nacional



¹ El área sombreada indica episodios de política monetaria contractiva (aumento en la tasa de política monetaria).

Gráfica A.4 (cont.)

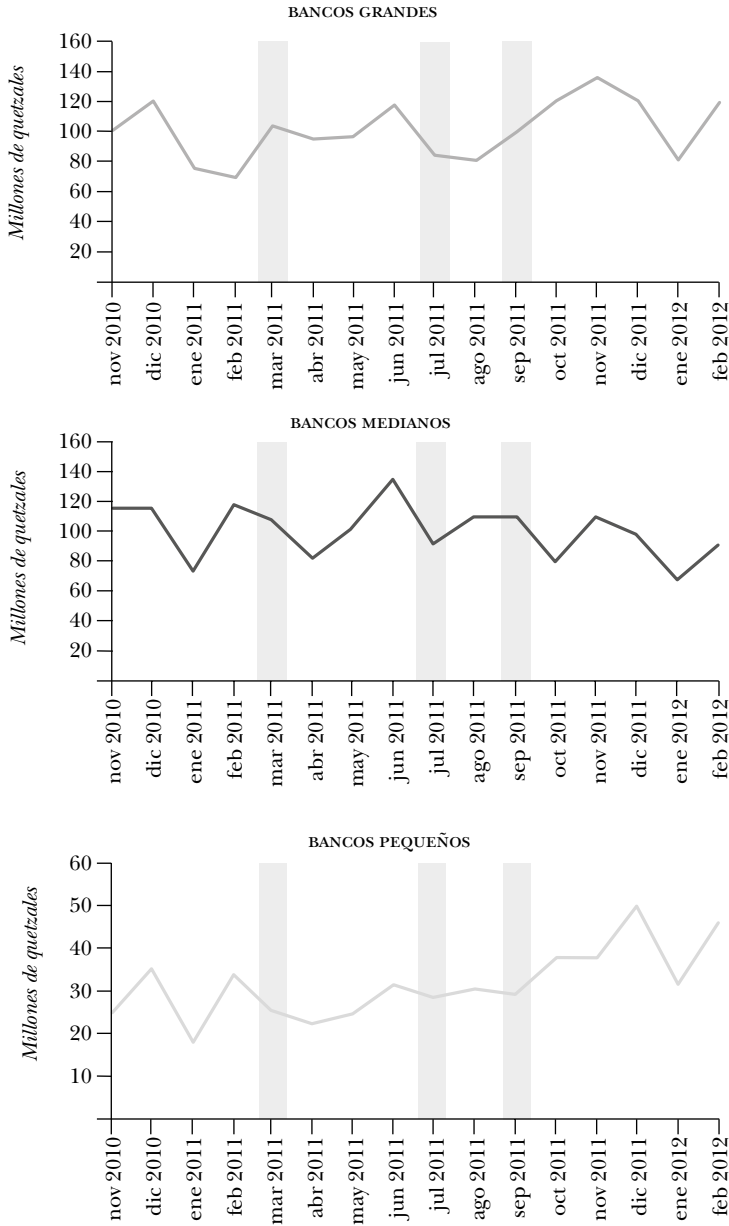
**COMPORTAMIENTO DEL CRÉDITO EN MONEDA NACIONAL
AL SECTOR EMPRESARIAL MAYOR¹**



¹ El área sombreada indica episodios de política monetaria contractiva (aumento en la tasa de política monetaria).

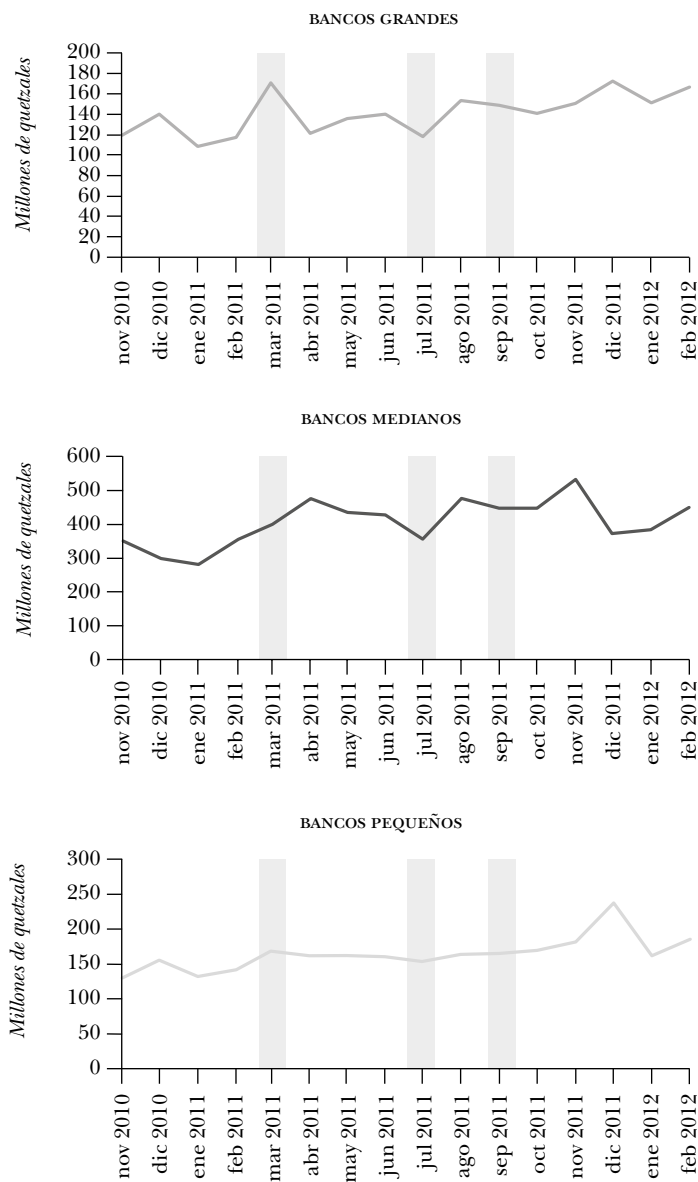
Gráfica A.4 (cont.)

**COMPORTAMIENTO DEL CRÉDITO EN MONEDA NACIONAL
AL SECTOR EMPRESARIAL MENOR¹**



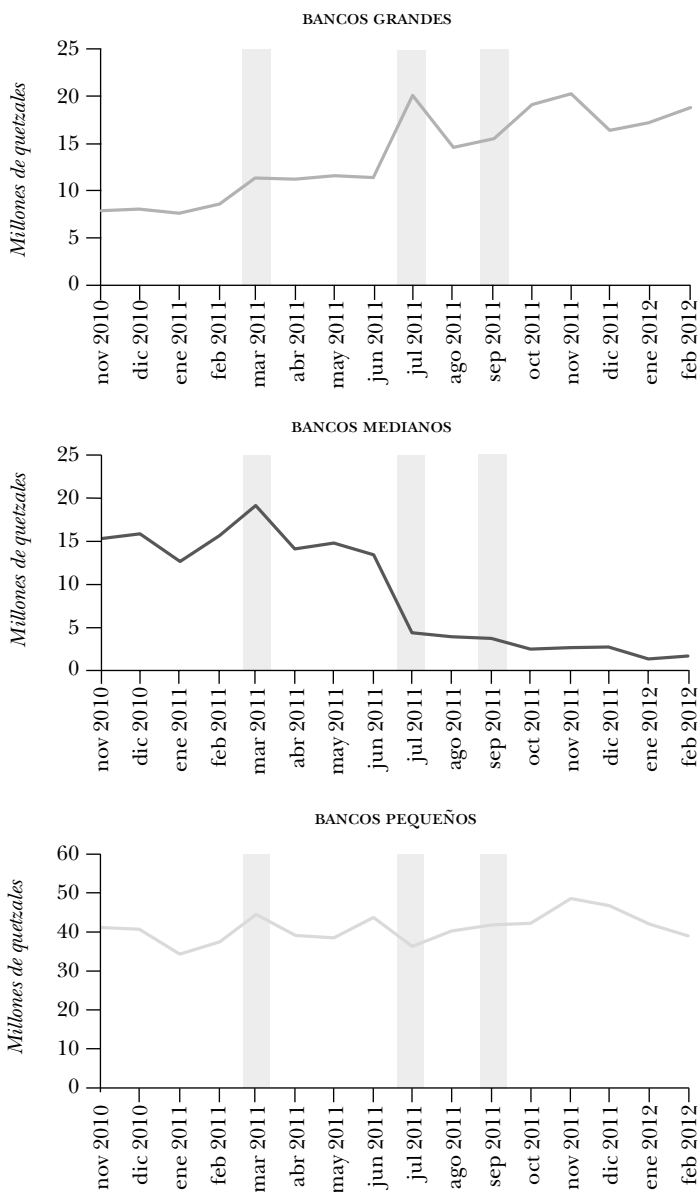
¹ El área sombreada indica episodios de política monetaria contractiva (aumento en tasa de política monetaria).

COMPORTAMIENTO DEL CRÉDITO EN MONEDA LOCAL¹
Crédito al sector de consumo



¹ El área sombreada indica episodios de política monetaria contractiva (aumento en la tasa de política monetaria).

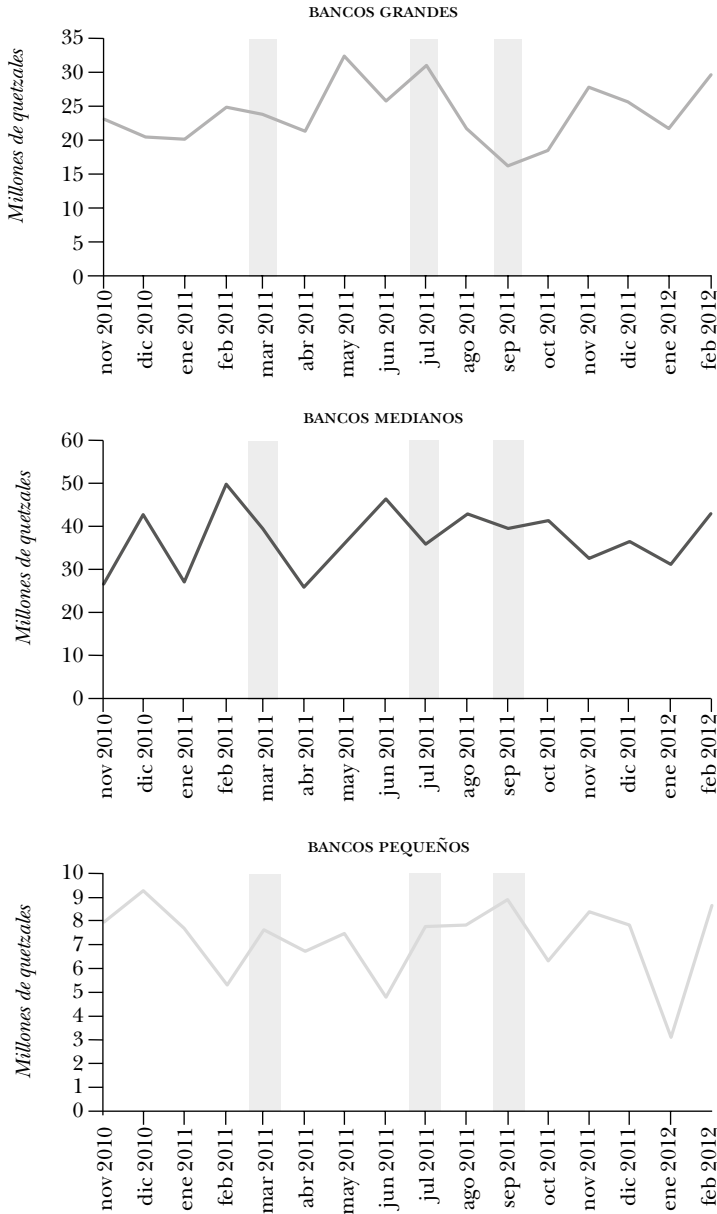
**COMPORTAMIENTO DEL CRÉDITO EN MONEDA NACIONAL
AL SECTOR DE MICROCRÉDITO ¹**



¹ El área sombreada indica episodios de política monetaria contractiva (aumento en la tasa de política monetaria).

Gráfica A.4 (cont.)

**COMPORTAMIENTO DEL CRÉDITO HIPOTECARIO
EN MONEDA NACIONAL PARA VIVIENDA¹**

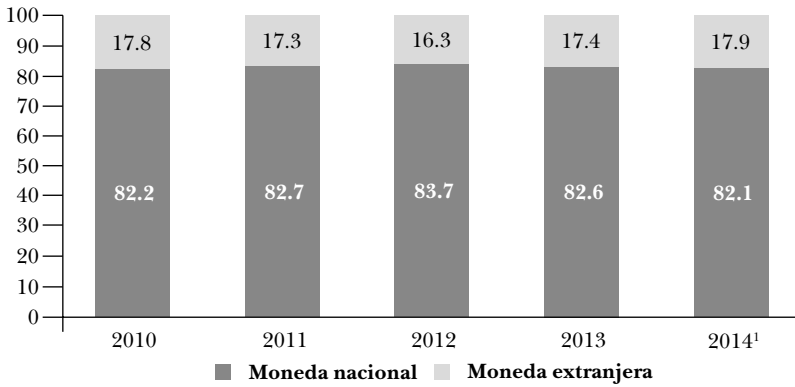


¹ El área sombreada indica episodios de política monetaria contractiva (aumento en la tasa de política monetaria).

Gráfica A.5

DOLARIZACIÓN DEL SISTEMA BANCARIO

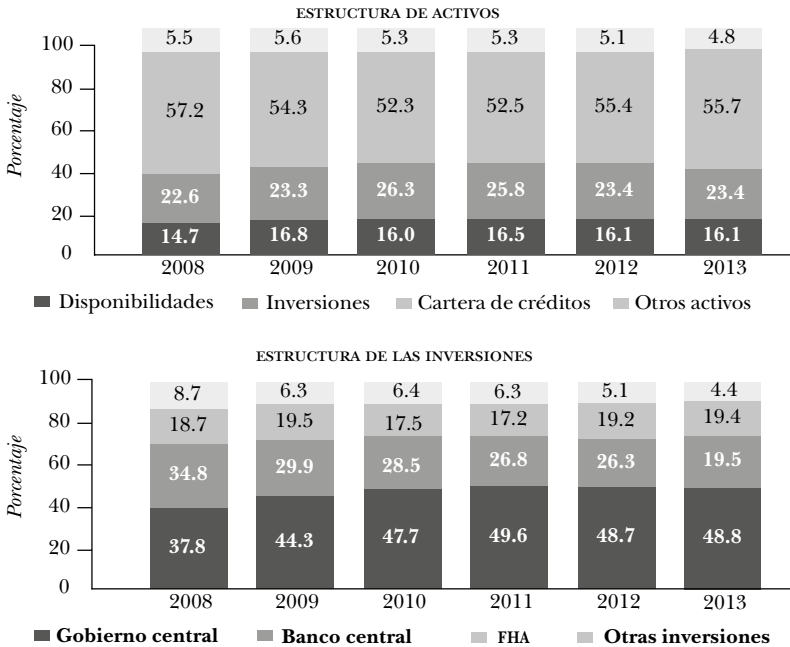
Obligaciones depositarias
Estructura por tipo de moneda



¹ Septiembre.

Gráfica A.6

ESTRUCTURA DE ACTIVOS E INVERSIONES DEL SISTEMA BANCARIO¹

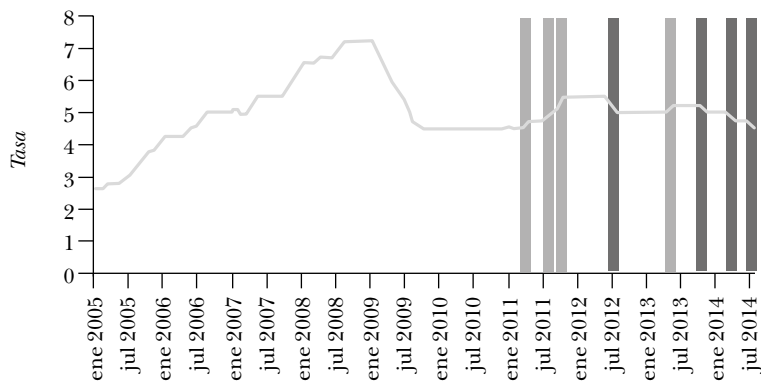


¹ Las cifras son a diciembre de cada año.

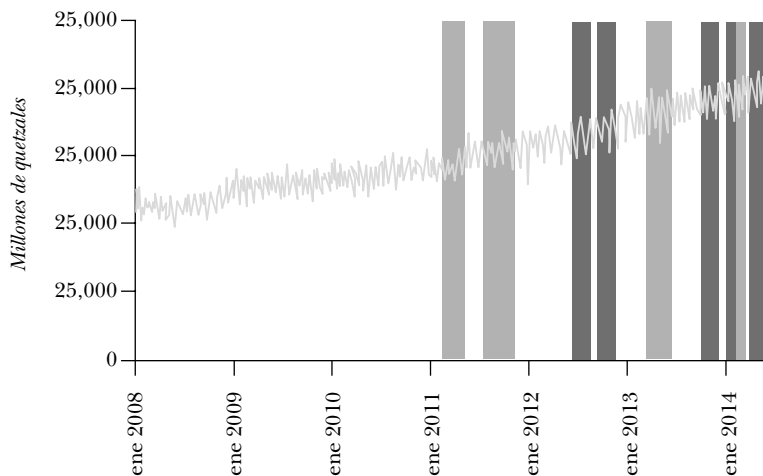
Gráfica A.7

LIQUIDEZ DEL SISTEMA BANCARIO¹

TASA LÍDER DE POLÍTICA MONETARIA



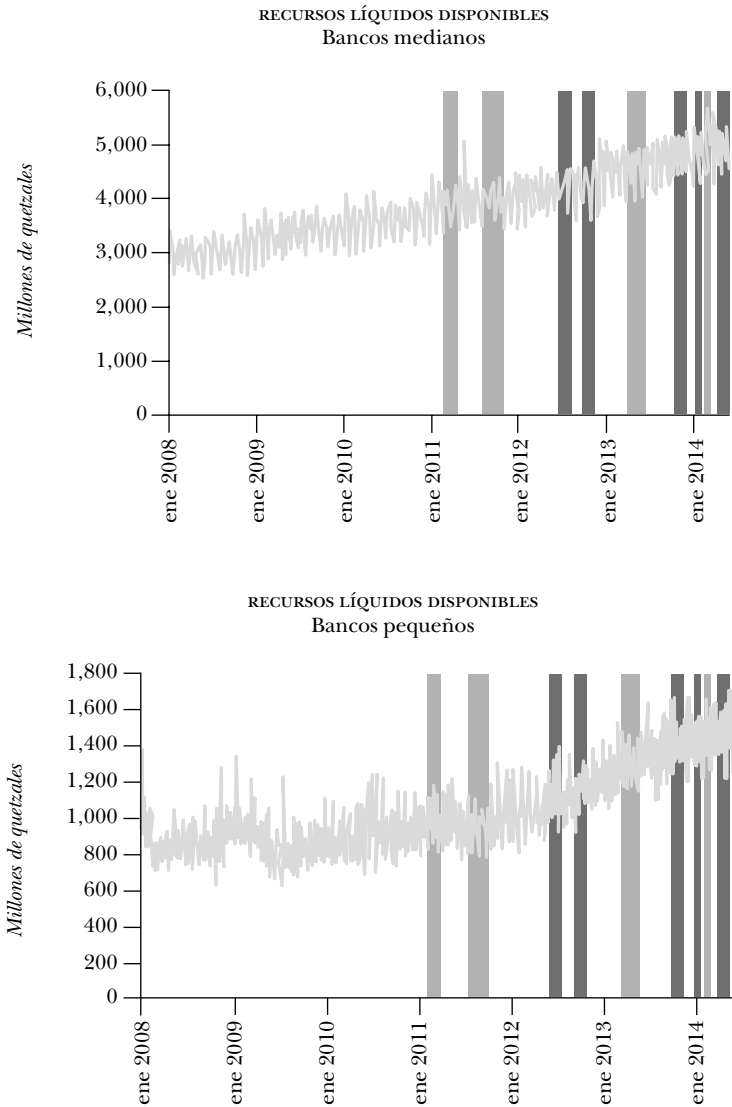
RECURSOS LÍQUIDOS DISPONIBLES
Bancos grandes



¹ Las áreas en gris claro indican un episodio de política monetaria contractiva (aumento en la tasa de política monetaria). Las áreas en gris oscuro indican un episodio de política monetaria expansiva (disminución en la tasa de política monetaria).

Gráfica A.7 (cont.)

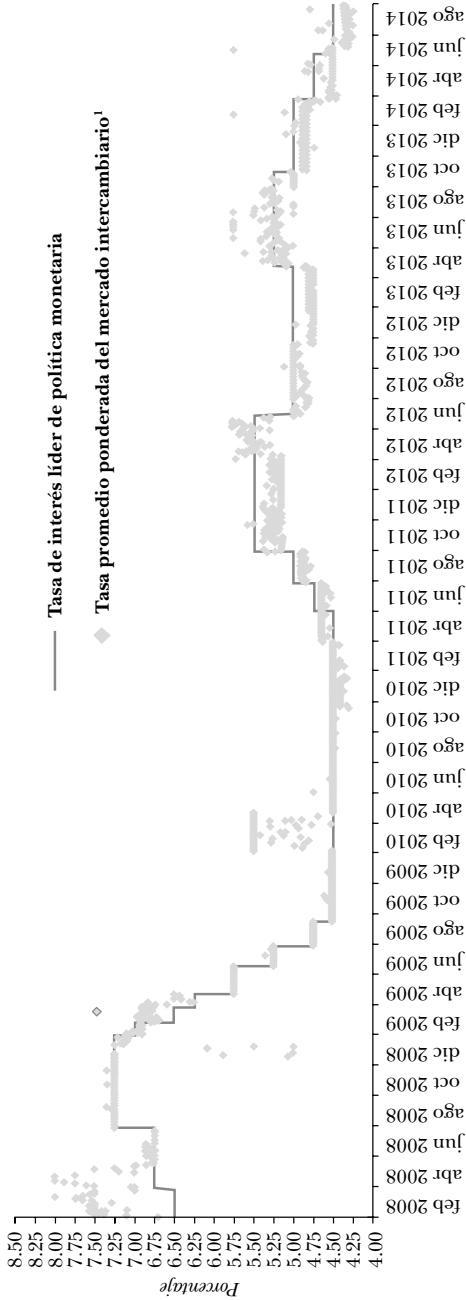
LIQUIDEZ DEL SISTEMA BANCARIO¹



¹ Las áreas en gris claro indican un episodio de política monetaria contractiva (aumento en la tasa de política monetaria). Las áreas en gris oscuro indican un episodio de política monetaria expansiva (disminución en la tasa de política monetaria).

Gráfica A.8

TASA DE INTERÉS DE POLÍTICA MONETARIA Y TASA DE INTERÉS A UN DÍA, PROMEDIO PONDERADA DE OPERACIONES DE REPORTE EN EL MERCADO INTERBANCARIO BURSÁTIL Y EXTRABURSÁTIL



¹ A partir del 1 de junio de 2011, el Comité de Ejecución estableció que el plazo de las operaciones sería a un día. Anteriormente las operaciones se realizaban a un plazo de siete días.

Anexo B. Regresiones del canal del crédito

Cuadro B.1

CRÉDITO TOTAL DEL SISTEMA BANCARIO									
Variable dependiente: Log(crédito total)									
Número de bancos: 18									
Variable	Tasa de interés interbancaria		Tasa de interés de reporto		Tasa de interés de 1 a 7 días		Tasa de interés de política		Valor p
	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	
Tasa de interés									
T	-0.4909377	0.074	-0.4619099	0.184	-0.1252282	0.614	-0.1957404	0.314	
L1	0.7237534	0.025	0.8482868	0.004	-0.1167119	0.523	0.2445011	0.271	
L2	-0.2069681	0.456	-0.2925259	0.113	-0.2851544	0.056	-0.1789511	0.38	
L3	-0.3976827	0.16	-0.2208082	0.338	-0.083836	0.633	-0.4947765	0.033	
L4	0.3203206	0.068	0.182936	0.248	0.3596766	0.104	0.651466	0	
Log(IMAE)									
T	3.407028	0.052	3.388981	0.047	3.00124	0.091	3.232304	0.079	
L1	-3.721268	0.216	-5.902379	0.091	-3.936543	0.202	-4.97924	0.095	
L2	2.540394	0.442	4.682591	0.189	1.7337	0.56	2.15809	0.478	
L3	5.10627	0.038	3.398524	0.142	2.436927	0.256	2.43657	0.234	
L4	-1.39544	0.707	0.0504513	0.988	1.836709	0.541	0.5192603	0.867	
Log(tipo de cambio real)									
T	2.606976	0.43	-0.7785922	0.802	-1.046257	0.73	1.152934	0.688	
L1	-6.57062	0.044	-1.205755	0.673	-1.550082	0.525	-7.646531	0.013	
L2	14.90129	0	11.70891	0	10.0457	0	13.2232	0	
L3	-7.145291	0	-6.411225	0	-3.260583	0.048	-4.622826	0.007	
L4	-0.7924288	0.735	-0.8922811	0.727	-2.191903	0.362	-1.273638	0.573	

Log(liquidez)*tasa de interés									
T	0.008451	0.488	-0.0032606	0.827	-0.001048	0.457	0.0004433	0.762	
L1	0.0006872	0.638	0.001013	0.546	-0.0015982	0.097	-0.0000719	0.941	
L2	0.0017263	0.289	0.0015726	0.315	0.0006815	0.588	0.0017803	0.183	
L3	-0.0022305	0.219	-0.0022291	0.216	-0.0035304	0.16	-0.0025581	0.251	
L4	-0.0015592	0.14	-0.0018777	0.091	-0.0027257	0.025	-0.0019493	0.02	
Tamaño*tasa de interés									
T	-10.73332	0.003	-6.50576	0.069	-1.784911	0.67	-1.594393	0.357	
L1	0.5247567	0.645	-1.904766	0.192	-0.6648962	0.276	2.265303	0.03	
L2	1.646029	0.411	2.374594	0.064	3.212196	0.002	1.532912	0.282	
L3	0.8998345	0.41	0.5498481	0.589	-1.51582	0.042	0.078065	0.954	
L4	-0.1431472	0.894	0.5454194	0.592	0.076216	0.945	-1.194204	0.493	
Capital*tasa de interés									
T	0.0005574	0.014	0.0004543	0.092	0.0002517	0.487	0.0000186	0.792	
L1	-0.0000464	0.263	-0.0000487	0.159	0.0000307	0.444	0.0000163	0.682	
L2	-0.0000518	0.148	-0.0000425	0.382	-0.0000375	0.417	-0.0000482	0.07	
L3	0.000132	0.008	0.0001124	0.026	0.0001194	0.007	0.000098	0.005	
L4	-0.0001159	0.187	-0.0001064	0.222	-0.000101	0.217	-0.0001001	0.211	
Liquidez	-0.038205	0.562	0.0202396	0.793					
Tamaño	80.66147	0.009	61.48712	0.047	16.3114	0.597			
Capital	-0.0027225	0.018	-0.0021448	0.088	-0.0013637	0.4			
Constante	-30.11688	0.325	-27.69959	0.348	-20.87977	0.517	-11.85381	0.697	
Observaciones	823	823	759	823					

Cuadro B.2

CRÉDITO TOTAL DE LOS BANCOS GRANDES

Variable dependiente: Log(crédito total)

Número de bancos: 3

Variable	Tasa de interés interbancaria		Tasa de interés de reporte		Tasa de interés de 1 a 7 días		Tasa de interés de política	
	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p
Tasa de interés								
T	-2.060481	0.032	-1.186908	0.257	-2.147539	0.169	-0.5126384	0.449
L1	0.3371757	0.344	-0.3101836	0.602	-1.022698	0.008	0.6399861	0.428
L2	-0.383901	0.446	-0.0632279	0.631	1.128346	0.031	0.0477821	0.72
L3	0.0461861	0.959	0.0046602	0.994	-1.397854	0.127	-0.6950076	0.343
L4	0.3352813	0.464	0.2856284	0.443	1.063632	0.199	0.5519077	0.132
Log(IMAE)								
T	-1.299923	0.704	-0.9589005	0.606	3.632756	0.002	3.455825	0.147
L1	-5.087289	0.134	-5.237427	0	-11.48038	0	-3.295123	0.099
L2	-4.612838	0.397	-5.424773	0.218	-4.163673	0.21	-1.673104	0.762
L3	6.527088	0.063	1.371275	0.681	-0.7807842	0.71	0.9770222	0.753
L4	2.9324	0.242	7.618708	0.049	9.384027	0.055	1.15092	0.235
Log(tipo de cambio real)								
T	-7.940776	0	-9.321351	0	-10.38663	0.005	-1.316862	0.508
L1	0.151278	0.873	1.965378	0.153	1.121857	0.685	-5.553732	0.008
L2	14.02251	0.009	9.396626	0.018	9.654653	0.003	13.29795	0.008
L3	-8.593314	0	-3.129221	0.22	-4.38664	0.008	-11.10065	0.001
L4	-2.268397	0.444	-5.112575	0.175	-1.833766	0.44	3.301395	0.058

Log(liquidez)*tasa de interés									
T	-0.0002191	0.994	0.0113629	0.788	0.082329	0.264	0.0040051	0.328	
L1	0.0008443	0.868	-0.0013144	0.773	-0.0002662	0.954	0.0017196	0.796	
L2	0.0083131	0	0.0089024	0.033	0.0043831	0.46	0.0054896	0.105	
L3	0.0028068	0.529	0.0020123	0.518	0.0030621	0.4	0.0007159	0.876	
L4	-0.00008173	0.748	-0.0013641	0.51	-0.0075363	0.058	-0.007266	0.051	
Tamaño*tasa de interés									
T	-0.6558221	0.679	-1.830743	0.287	-1.270686	0.636	0.0978354	0.877	
L1	1.228524	0.553	2.536272	0.142	0.6294615	0.712	1.221393	0.567	
L2	0.9397125	0.254	-1.107058	0	-0.6767586	0.523	-0.6205081	0.453	
L3	-1.03512	0.333	1.112346	0.513	0.54892	0.741	-0.7801117	0.591	
L4	-1.858068	0.142	-2.492131	0.075	-1.699907	0.47	-0.5478345	0.711	
Capital*tasa de interés									
T	0.0004557	0.001	0.0002904	0.054	0.0003502	0.048	-0.0000129	0.795	
L1	0.0000379	0.396	0.0000568	0.122	0.000087	0.003	0.0000364	0.413	
L2	-0.0000258	0.508	-0.000067	0.217	-0.0000732	0.142	-0.0000579	0.157	
L3	0.000129	0.091	0.0001573	0.026	0.0001494	0.08	0.000146	0.02	
L4	-0.0001232	0.001	-0.0001266	0	-0.0001116	0.011	-0.0001051	0.001	
Liquidez									
Tamaño	0.9073731	0.827	4.567614	0.358	6.711039	0.513			
Capital	-0.0024622	0	-0.0015957	0.04	-0.0018112	0.078			
Constante	29.42842	0.141	34.91201	0.004	44.01609	0	4.523113	0.826	
Observaciones	153	153	141	153					

Cuadro B.3

CRÉDITO TOTAL DE LOS BANCOS MEDIANOS									
Variable dependiente: Log(crédito total)									
Número de bancos: 6									
Variable	Tasa de interés interbancaria		Tasa de interés de repo		Tasa de interés de 1 a 7 días		Tasa de interés de política		
	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p	
Tasa de interés									
T	-0.8448465	0.242	-0.8355787	0.156	0.2691549	0.544	-0.3673222	0.088	
L1	0.4018894	0.102	0.2927494	0.424	0.1349061	0.346	0.8125943	0.043	
L2	-0.3817442	0.24	-0.0699238	0.842	-0.4128702	0.079	-0.5704682	0.07	
L3	-0.4877373	0.187	-0.7859304	0.005	0.0384806	0.788	-0.6700826	0.075	
L4	0.2460712	0.435	0.2963538	0.197	-0.3357417	0.175	0.3313726	0.209	
Log(IMAE)									
T	4.507404	0.21	5.381941	0.113	4.463939	0.126	1.67906	0.612	
L1	-3.009558	0.174	-5.376489	0.029	-0.765239	0.536	-3.646972	0.049	
L2	3.224714	0.13	4.714926	0.073	1.503945	0.458	4.744049	0.002	
L3	3.125566	0.37	3.596832	0.232	2.198652	0.426	3.21037	0.271	
L4	2.541359	0.457	2.064539	0.428	3.373703	0.344	2.754518	0.483	
Log(tipo de cambio real)									
T	-0.578985	0.795	-2.619259	0.272	-2.944582	0.344	-0.8053176	0.798	
L1	3.689941	0.125	6.463213	0.094	6.13376	0.143	0.8906468	0.792	
L2	9.338449	0	8.459793	0.001	6.95547	0.001	11.3831	0	
L3	-7.316414	0	-7.351132	0.003	-5.569923	0.038	-8.543409	0.001	
L4	-0.2102113	0.937	-0.3123799	0.919	-0.2371758	0.935	-1.003442	0.669	

Log(liquidez)*tasa de interés									
T	0.0195852	0.441	0.0165286	0.38	-0.0064214	0.633	-0.005224	0.004	
L1	0.0006105	0.514	0.0011883	0.235	-0.0009489	0.326	-0.0003612	0.712	
L2	0.0031276	0.097	0.0024918	0.192	0.0020457	0.425	0.0036351	0.054	
L3	-0.0008138	0.654	-0.0004847	0.753	-0.0005651	0.716	-0.0012166	0.463	
L4	-0.0019539	0.259	-0.0021357	0.298	-0.0036145	0.129	-0.0034501	0.102	
Tamaño*tasa de interés									
T	-0.433405	0.972	-1.920377	0.872	-2.541695	0.705	-1.836952	0.624	
L1	-3.406611	0.016	-3.531004	0.077	-5.063878	0.083	-3.204646	0.253	
L2	5.804696	0.251	4.932536	0.277	4.55189	0.189	4.847404	0.342	
L3	6.023309	0.059	6.925737	0.016	-1.973405	0.061	3.004937	0.241	
L4	1.863036	0.571	2.919205	0.329	8.456508	0	5.814996	0.021	
Capital*tasa de interés									
T	0.0002074	0.572	0.0003376	0.417	-0.0001268	0.792	-0.0000456	0.58	
L1	-0.0000176	0.835	0.00000434	0.957	0.0000219	0.72	0.0000293	0.749	
L2	-0.000014	0.389	-0.0000426	0.125	-0.0001322	0.312	-0.0000189	0.18	
L3	0.0000267	0.577	0.0000447	0.374	0.0002281	0.343	0.00000527	0.935	
L4	-0.0001118	0.005	-0.0001119	0.005	-0.0001153	0.175	-0.0001187	0	
Liquidez	-0.1161879	0.329	-0.0991972	0.252	0.0040568	0.948			
Tamaño	-4.743059	0.94	-0.9659825	0.988	24.87261	0.193			
Capital	-0.0011253	0.619	-0.0018386	0.464	0.0001721	0.936			
Constante	-47.2888	0	-46.52654	0.002	-50.49184	0.003	-36.52279	0.006	
Observaciones	306	306	282	306					

Cuadro B.4								
CRÉDITO TOTAL DE LOS BANCOS PEQUEÑOS								
Variable dependiente: Log(crédito total)								
Número de bancos: 9								
Variable	Tasa de interés interbancaria		Tasa de interés de reporte		Tasa de interés de 1 a 7 días		Tasa de interés de política	
	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p
Tasa de interés								
T	-0.5413136	0.398	-0.7210839	0.232	2.115953	0.068	-0.1712745	0.621
L1	1.338554	0.052	1.350212	0.02	-0.2075881	0.45	0.0410789	0.939
L2	-0.7575616	0.200	-0.6945605	0.021	-0.3154399	0.308	-0.3683911	0.558
L3	-0.4407134	0.329	-0.1647669	0.582	-0.2523904	0.412	-0.4146268	0.466
L4	0.2151312	0.490	-0.0102199	0.948	0.6231161	0.069	0.7971114	0.004
Log(IMAE)								
T	4.402802	0.139	2.914529	0.325	1.812233	0.614	6.903398	0.015
L1	-4.956174	0.407	-9.157553	0.264	-6.177943	0.233	-9.81595	0.1
L2	1.849494	0.793	5.399663	0.472	4.566799	0.53	-0.5150726	0.947
L3	3.4549	0.501	1.730122	0.772	3.362041	0.468	0.2544303	0.954
L4	-11.04304	0.129	-8.028912	0.228	0.2236906	0.968	-2.718774	0.669
Log(tipo de cambio real)								
T	2.849307	0.68	-2.368695	0.75	-3.189563	0.643	-0.7417765	0.921
L1	-14.33659	0.023	-5.761743	0.23	-4.290599	0.227	-13.46916	0.026
L2	20.13806	0.022	15.4437	0.071	14.6427	0.024	16.65633	0.022
L3	-12.45281	0.004	-11.50043	0.005	-4.422712	0.16	-3.596682	0.322
L4	0.9123698	0.822	0.7302012	0.874	-4.659553	0.392	-1.670999	0.718

Log(liquidez)*tasa de interés									
T	0.0039437	0.709	-0.00229	0.821			0.0025841	0.147	
L1	0.0022334	0.448	0.0026576	0.404	0.0011955	0.666	0.000627	0.782	
L2	0.0017698	0.379	0.002001	0.324	0.002435	0.274	0.0012469	0.469	
L3	-0.0031611	0.233	-0.0031154	0.248	-0.0022425	0.129	-0.0041326	0.164	
L4	-0.0015504	0.418	-0.0021585	0.25	-0.0001199	0.955	-0.0017335	0.277	
Tamaño*tasa de interés									
T	39.23574	0.484	104.129	0.089	-71.59759	0.233	22.60016	0.531	
L1	-17.43401	0.733	-39.51217	0.457	-7.405139	0.872	-1.021446	0.98	
L2	58.99465	0.189	75.80798	0.092	33.26888	0.314	49.66126	0.21	
L3	-10.92922	0.706	-27.85802	0.367	-36.661	0.29	-23.4312	0.326	
L4	17.59433	0.458	33.06268	0.174	2.232245	0.898	12.1443	0.635	
Capital*tasa de interés									
T	-0.0019595	0.515	-0.0040948	0.167	0.0019244	0.562	-0.0001449	0.884	
L1	-0.0000313	0.956	0.0001302	0.732	-0.0003049	0.564	-0.0000463	0.904	
L2	-0.0006008	0.532	-0.0004903	0.654	-0.0003967	0.725	-0.0001849	0.821	
L3	0.0007631	0.334	0.0003678	0.631	0.0010778	0.267	0.0008977	0.252	
L4	0.0001287	0.862	0.0002938	0.724	-0.0005383	0.257	-0.0002886	0.74	
Liquidez	0.0039437	0.709	0.027898	0.596	0.3994744	0.006			
Tamaño	-115.9692	0.718	-388.4445	0.127	649.4785	0.116			
Capital	0.01168	0.494	0.0220077	0.156	-0.0101861	0.592			
Constante	37.42318	0.557	42.85562	0.517	-23.22178	0.706	35.95073	0.601	
Observaciones	364	364	336	364					

Cuadro B.5

CRÉDITO COMERCIAL DEL SISTEMA BANCARIO

Variable dependiente: Log(crédito comercial)

Número de bancos: 18

Variable	Tasa de interés interbancaria		Tasa de interés de repo		Tasa de interés de 1 a 7 días		Tasa de interés de política	
	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p
Tasa de interés								
T	-0.1952672	0.739	-0.4657869	0.529	0.5308674	0.517	-0.1168049	0.708
L1	0.5888104	0.004	1.082555	0	0.2206208	0.463	0.4667097	0.094
L2	-0.1810883	0.387	-0.8716866	0.013	-0.7316877	0.003	-0.4383737	0.123
L3	-0.5218952	0.09	0.1396752	0.657	0.0922854	0.717	-0.6496786	0.006
L4	0.4529672	0.04	0.0779143	0.713	-0.141577	0.652	0.5816782	0.003
Log(1MAE)								
T	2.413952	0.43	1.110489	0.736	6.056361	0.005	3.965276	0.151
L1	-2.254114	0.581	-2.344005	0.61	1.122593	0.802	-0.6300461	0.87
L2	-3.882751	0.183	-1.020404	0.75	-6.777204	0.015	-3.241335	0.285
L3	10.89977	0.01	6.839705	0.07	5.860846	0.097	6.023036	0.063
L4	2.630294	0.482	4.260845	0.281	2.202356	0.591	0.4122242	0.907
Log(tipo de cambio real)								
T	0.8435724	0.782	-3.43049	0.205	-1.286432	0.68	1.207124	0.631
L1	-4.510552	0.096	2.976957	0.351	-1.803012	0.574	-6.049659	0.019
L2	16.24715	0	10.71674	0.001	9.316857	0.001	13.75906	0
L3	-7.561572	0.004	-6.024797	0.008	-2.431373	0.163	-7.23363	0
L4	1.76508	0.635	0.9735073	0.792	0.9507437	0.761	1.404284	0.674

Log(liquidez)*tasa de interés									
T	-0.0166932	0.546	-0.017863	0.566	-0.0234378	0.56	-0.0057465	0.019	
L1	-0.0003318	0.764	0.0000588	0.961	0.0000812	0.963	-0.0004977	0.701	
L2	0.0010873	0.489	0.0006748	0.668	-0.000219	0.897	0.0009505	0.535	
L3	0.0019161	0.256	0.0021985	0.217	0.0009208	0.535	0.001739	0.329	
L4	-0.0003338	0.855	-0.0010641	0.569	-0.0018845	0.343	-0.0013926	0.499	
Tamaño*tasa de interés									
T	-7.300077	0.184	-1.072763	0.837	-1.503694	0.79	-2.456129	0.398	
L1	1.420129	0.215	-1.648875	0.325	-1.737466	0.178	1.379605	0.352	
L2	1.562335	0.509	3.065453	0.01	4.774158	0	3.218865	0.091	
L3	0.8476729	0.511	0.1236167	0.933	-2.63547	0.019	0.1161459	0.941	
L4	0.573178	0.711	1.658812	0.29	3.516021	0.068	0.1412326	0.954	
Capital*tasa de interés									
T	0.0002849	0.47	0.000072	0.849	-0.0000437	0.898	-0.0000431	0.576	
L1	-0.0000203	0.686	-0.0000182	0.648	0.0000424	0.41	8.08E-06	0.891	
L2	-0.0000251	0.573	-0.0000211	0.735	-2.55E-06	0.965	-0.000017	0.65	
L3	0.0001483	0.014	0.0001334	0.02	0.0001063	0.001	0.0001251	0.001	
L4	-0.0002819	0	-0.0002804	0	-0.0002178	0.004	-0.0002702	0	
Liquidez	0.0570598	0.683	0.0607674	0.694	0.0817978	0.669			
Tamaño	47.22299	0.301	17.57713	0.682	22.32312	0.209			
Capital	-0.0016723	0.438	-0.000553	0.786	-0.0003297	0.86			
Constante	-56.02469	0.059	-47.29661	0.093	-44.76053	0.164	-30.43354	0.255	
Observaciones	734	734	674	734					

Cuadro B.6

CRÉDITO COMERCIAL DE LOS BANCOS GRANDES

Variable dependiente: Log(crédito comercial)

Número de bancos: 3

Variable	Tasa de interés interbancaria		Tasa de interés de reporte		Tasa de interés de 1 a 7 días		Tasa de interés de política	
	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p
Tasa de interés								
T	-2.746482	0.003	-1.137441	0.311	-2.717861	0.118	-0.7760462	0.352
L1	0.518873	0.03	-0.2597881	0.677	-1.279654	0	0.7668683	0.367
L2	-0.5526882	0.536	-0.2943018	0.467	1.329904	0.064	0.1922495	0.667
L3	0.0374358	0.975	0.2241838	0.746	-1.762833	0.143	-0.9904491	0.321
L4	0.4670497	0.353	0.2755625	0.418	1.184378	0.227	0.6267173	0.167
Log(IMAE)								
T	-1.735387	0.689	-2.556433	0.299	5.774162	0.004	4.873107	0.137
L1	-6.990026	0.095	-5.755376	0	-12.82058	0.002	-4.169698	0.035
L2	-6.611359	0.352	-7.315641	0.218	-6.389268	0.18	-3.040581	0.667
L3	6.581078	0.176	-0.4042687	0.926	-4.996485	0.022	-1.00207	0.778
L4	4.955312	0.137	11.04053	0.016	11.09481	0.13	2.151317	0.186
Log(tipo de cambio real)								
T	-11.18208	0	-13.1494	0	-13.68244	0	-2.174917	0.494
L1	0.6354872	0.681	4.194613	0.001	2.365351	0.485	-5.905318	0.051
L2	17.12262	0.014	10.25472	0.05	9.063164	0.056	14.38041	0.029
L3	-9.012654	0	-2.317428	0.489	-4.262575	0.2	-11.57745	0.031
L4	-3.872277	0.297	-7.164972	0.034	-1.328558	0.68	3.413233	0.13

Log(liquidez)*tasa de interés									
T	0.0003048	0.991	-0.0014781	0.974	0.1047907	0.19	0.0089379	0.045	
L1	0.0018335	0.818	-0.0013851	0.841	0.0002499	0.969	0.0029882	0.768	
L2	0.0105145	0.002	0.0119759	0.047	0.0063183	0.466	0.0073571	0.176	
L3	0.0054724	0.422	0.0035033	0.478	0.0052676	0.33	0.0024423	0.717	
L4	0.0003224	0.912	-0.0001545	0.956	-0.0094942	0.033	-0.0083253	0.028	
Tamaño*tasa de interés									
T	-1.508297	0.382	-2.676631	0.219	0.9576013	0.816	0.4024897	.659	
L1	1.115259	0.641	3.324261	0.073	0.1029022	0.953	1.107877	0.639	
L2	2.001821	0.08	-1.224608	0.186	-0.3744608	0.822	-0.343352	0.649	
L3	-1.816777	0.155	1.197361	0.567	0.9557564	0.684	-1.14359	0.535	
L4	-2.515497	0.073	-3.438104	0.046	-1.98364	0.468	-0.8276232	0.627	
Capital*tasa de interés									
T	0.0006411	0	0.0003414	0.033	0.0002822	0.287	-2.72E-06	0.964	
L1	0.0000428	0.358	0.0000728	0.042	0.0001286	0	0.0000456	0.293	
L2	-0.0000273	0.669	-0.0000876	0.288	-0.0000834	0.266	-0.0000725	0.318	
L3	0.0001658	0.089	0.000205	0.018	0.0001838	0.065	0.000187	0.026	
L4	-0.000149	0.001	-0.0001526	0	-0.0001037	0.029	-0.0001145	0.004	
Liquidez	0.0511299	0.714	0.0613922	0.798	-0.4530979	0.269			
Tamaño	7.721098	0.047	10.23538	0.142	-6.949472	0.727			
Capital	-0.0033931	0	-0.0018498	0.034	-0.001464	0.326			
Constante	44.60479	0.192	47.91921	0.033	69.76511	0.002	13.97103	0.64	
Observaciones	153	153	141	153					

Cuadro B.7

CRÉDITO COMERCIAL DE LOS BANCOS MEDIANOS

Variable dependiente: Log(crédito comercial)

Número de bancos 6

Variable	Tasa de interés interbancaria		Tasa de interés de reperto		Tasa de interés de 1 a 7 días		Tasa de interés de política	
	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p
Tasa de interés								
T	0.0124608	0.99	-0.4375447	0.731	-0.4956476	0.749	-0.3119854	0.56
L1	0.7335517	0.054	1.017053	0.001	0.4990262	0.12	0.852573	0.166
L2	-0.878847	0.014	-1.002772	0.066	-0.9171677	0.009	-0.9015741	0.025
L3	-0.9174303	0.033	-0.8145425	0.074	0.2167642	0.638	-1.030245	0.023
L4	0.7689661	0.058	0.6203104	0.15	-0.8685804	0.034	0.662068	0.049
Log(IMAE)								
T	1.949191	0.721	2.833494	0.65	3.851696	0.304	1.941213	0.605
L1	2.190835	0.661	0.346542	0.996	3.501251	0.553	1.67811	0.8
L2	0.1825088	0.934	4.070513	0.233	-6.108447	0.149	0.1025886	0.962
L3	6.022093	0.166	2.938023	0.333	1.990034	0.265	3.185463	0.176
L4	-3.015551	0.295	-1.733416	0.201	-1.051339	0.809	-1.901406	0.526
Log(tipo de cambio real)								
T	7.513458	0.043	2.451508	0.477	2.195322	0.68	6.38855	0.138
L1	-4.812092	0.222	4.832029	0.223	-1.485344	0.797	-7.954879	0.009
L2	12.06689	0.002	5.948958	0.068	6.807236	0.001	12.82469	0.001
L3	-10.30706	0.026	-8.762593	0.01	-1.578002	0.565	-7.856664	0.094
L4	2.278327	0.611	2.075186	0.641	-1.609332	0.584	-0.7187891	0.871

Log(liquidez)*tasa de interés									
T	0.0012942	0.969	-0.0017748	0.966	0.0086592	0.851	-0.007621	0	
L1	0.002074	0.182	0.0033987	0.015	0.0025264	0.013	0.00224	0.193	
L2	0.0023084	0.119	0.0008646	0.627	0.001227	0.695	0.0036538	0.095	
L3	0.0024167	0.388	0.003597	0.198	0.0033104	0.046	0.0029959	0.26	
L4	0.0010212	0.705	0.0009511	0.722	0.001633	0.628	0.0008993	0.801	
Tamaño*tasa de interés									
T	1.9032	0.913	4.063233	0.819	-15.05949	0.565	-6.111284	0.527	
L1	3.030703	0.685	-0.2990812	0.978	0.1848929	0.988	2.387488	0.763	
L2	10.58401	0.048	11.18339	0.01	9.64897	0.05	7.151587	0.387	
L3	5.754053	0.179	7.208232	0.139	-8.05	0.176	1.234019	0.746	
L4	-1.803765	0.668	-1.927377	0.685	11.88569	0	4.264168	0.111	
Capital*tasa de interés									
T	-0.0012571	0.015	-0.0007931	0.077	0.0008332	0.462	-0.0000155	0.917	
L1	-0.000075	0.712	-0.0000991	0.592	0.0000451	0.738	-0.0000736	0.743	
L2	0.0000796	0.253	0.0000346	0.471	-0.000183	0.409	0.0000491	0.475	
L3	0.00000211	0.933	0.0000412	0.358	0.0001882	0.15	0.00000165	0.976	
L4	-0.0002798	0	-0.0002823	0	0.0001966	0.552	-0.0001585	0.06	
Liquidez									
Tamaño	-0.0352769	0.828	-0.0242741	0.904	-0.0866666	0.687			
Capital	-59.50757	0.216	-50.90979	0.181	40.24076	0.663			
Constante	0.0066779	0.005	0.0043059	0.053	-0.0043098	0.404			
Constante	-43.15354	0.063	-45.66382	0.069	-8.332783	0.575	-22.73011	0.293	
Observaciones	300	300	276	300					

Cuadro B.8

CRÉDITO COMERCIAL DE LOS BANCOS PEQUEÑOS									
Variable dependiente: Log(crédito comercial)									
Número de bancos: 9									
Variable	Tasa de interés interbancaria		Tasa de interés de repo		Tasa de interés de 1 a 7 días		Tasa de interés de política		Valor p
	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	
Tasa de interés									
T	0.5181065	0.719	-1.34532	0.327	1.470955	0.057	0.5683128	0.243	
L1	0.1043881	0.718	1.218945	0.021	0.1182979	0.847	-0.1056033	0.868	
L2	0.204834	0.502	-1.073738	0.065	-0.6762621	0.094	-0.1346671	0.852	
L3	-0.5404779	0.144	0.5525608	0.168	0.2209939	0.554	-0.2381973	0.605	
L4	0.016434	0.929	-0.4017794	0.277	-0.0732487	0.859	0.1580966	0.686	
Log(IMAE)									
T	5.976343	0.246	2.085996	0.742	5.928652	0.327	6.805235	0.127	
L1	-4.188342	0.711	-2.243686	0.864	0.3409801	0.965	-3.983015	0.655	
L2	-5.940211	0.294	-1.650497	0.776	-9.139661	0.187	-7.024099	0.223	
L3	12.88644	0.108	10.71028	0.218	12.36065	0.176	10.36036	0.107	
L4	-4.619261	0.502	-2.33971	0.706	0.1977204	0.97	-4.423334	0.587	
Log(tipo de cambio real)									
T	0.5883475	0.84	-0.8838548	0.781	-1.567794	0.585	0.6700556	0.841	
L1	-4.674338	0.409	1.340651	0.817	-0.3710512	0.944	-4.917068	0.389	
L2	14.40596	0.032	10.83902	0.126	9.21181	0.163	13.45374	0.001	
L3	-8.064161	0.229	-8.372164	0.125	-4.002546	0.318	-7.265279	0.071	
L4	4.94087	0.436	5.223512	0.366	4.102706	0.363	5.87753	0.289	

Log(liquidez)*tasa de interés									
T	-0.0240081	0.601	0.0081448	0.832	-0.0435454	0.196	-0.0020396	0.388	
L1	-0.0030471	0.242	-0.0023363	0.4	-0.0000645	0.988	-0.0036219	0.15	
L2	-0.0001353	0.963	-0.000304	0.922	0.0007632	0.813	-0.0011193	0.702	
L3	-0.0015179	0.249	-0.0009169	0.293	-0.0006074	0.637	-0.002942	0.006	
L4	0.0023654	0.352	0.0019765	0.459	0.0003056	0.893	0.0008956	0.673	
Tamaño*tasa de interés									
T					-31.6423	0.601	-17.12293	0.571	
L1	26.77212	0.414	-1.306842	0.976	-6.204653	0.883	20.98064	0.54	
L2	-4.84202	0.729	24.42041	0.117	-17.29096	0.481	0.2020334	0.991	
L3	6.432083	0.692	-11.64778	0.121	8.532964	0.682	-4.433993	0.764	
L4	18.65982	0.428	28.44896	0.123	18.72083	0.38	15.52189	0.599	
Capital*tasa de interés									
T	0.0011121	0.653	0.0018113	0.444	-0.0014825	0.803	-0.0010785	0.031	
L1	0.0012515	0.004	0.0007989	0.218	-0.000241	0.723	0.0012589	0.066	
L2	-0.0004159	0.772	0.0001012	0.952	0.0007149	0.645	0.0001022	0.943	
L3	0.0012254	0.037	0.0007986	0.307	0.0005399	0.375	0.0011261	0.008	
L4	-0.0006103	0.358	-0.0006268	0.408	-0.0003554	0.748	-0.0008428	0.174	
Liquidez	0.1130941	0.638	-0.0517698	0.793	0.2026051	0.195			
Tamaño	79.32864	0.809	-205.6554	0.396	229.5736	0.536			
Capital	-0.0117136	0.43	-0.0163471	0.247	0.0039388	0.903			
Constante	-32.91442	0.157	-39.66989	0.051	-64.08103	0.011	-21.12529	0.455	
Observaciones	281	281	257	281					

Cuadro B.9

CRÉDITO DE CONSUMO DEL SISTEMA BANCARIO									
Variable dependiente: Log(crédito consumo)									
Número de bancos: 18									
Variable	Tasa de interés interbancaria		Tasa de interés de reporte		Tasa de interés de 1 a 7 días		Tasa de interés de política		
	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p	
Tasa de interés									
T	-0.508486	0.124	-0.4559609	0.132	-0.4987562	0.353	-0.1814174	0.415	
L1	0.3817457	0.008	0.184955	0.319	0.0410404	0.864	0.491845	0.047	
L2	-0.2456633	0.006	0.2816057	0.173	-0.2653019	0.102	-0.2602982	0.042	
L3	-0.264208	0.029	-0.7273989	0.004	0.1183518	0.344	-0.3048213	0.006	
L4	0.3063568	0.046	0.4736485	0.008	0.2543522	0.03	0.4832584	0	
Log(IMAE)									
T	3.678627	0.018	4.327084	0.005	1.244175	0.549	1.666999	0.32	
L1	-0.8951289	0.742	-3.172934	0.255	-1.543023	0.638	-3.634583	0.185	
L2	4.276038	0.114	5.608634	0.034	4.353367	0.162	4.263249	0.121	
L3	2.650963	0.327	4.066075	0.108	4.6854	0.066	4.53865	0.103	
L4	-2.455379	0.263	-2.993435	0.195	0.8508831	0.76	0.8246218	0.703	
Log(tipo de cambio real)									
T	-0.7935599	0.593	-1.407786	0.29	-3.247731	0.027	-2.396276	0.06	
L1	-0.8619887	0.725	0.6822708	0.754	2.436969	0.468	-1.943461	0.445	
L2	5.636247	0.025	5.305556	0.002	5.856303	0.002	8.351389	0.001	
L3	-4.816378	0.001	-5.362725	0	-4.098013	0.003	-4.080075	0.005	
L4	-2.023701	0.291	-1.356471	0.472	-3.650795	0.075	-2.369832	0.16	

Log(liquidez)*tasa de interés									
T	0.0326708	0.029	0.0269111	0.06	0.0193	0.24	0.0007505	0.501	
L1	-0.0006089	0.585	-0.0006957	0.54	-0.0005402	0.708	-0.00004	0.973	
L2	0.0020022	0.034	0.0021548	0.032	0.0029133	0.016	0.0025676	0.007	
L3	0.0014762	0.181	0.0014476	0.204	0.0018806	0.184	0.0016954	0.198	
L4	0.0001961	0.698	0.0003296	0.543	-0.0003408	0.653	-0.000289	0.686	
Tamaño*tasa de interés									
T	2.242759	0.362	0.7171308	0.754	-1.965476	0.522	1.643149	0.204	
L1	-1.149859	0.046	-0.4531029	0.522	-0.8503253	0.358	-1.80682	0.021	
L2	1.008525	0.031	0.0852247	0.905	0.3446335	0.611	1.252448	0.174	
L3	0.8743333	0.329	1.24825	0.259	-0.8324535	0.256	0.6195622	0.494	
L4	-1.634419	0.146	-1.146926	0.335	-0.5188997	0.513	-1.458757	0.220	
Capital*tasa de interés									
T	-0.0002026	0.363	-0.0001145	0.575	0.0002338	0.255	-0.0000708	0.002	
L1	-7.24E-07	0.968	9.99E-06	0.52	0.0000148	0.45	5.55E-06	0.755	
L2	-0.00004	0.013	-0.00000516	0.002	-0.0000483	0.139	-0.0000402	0.007	
L3	0.0000357	0.058	0.0000442	0.015	0.0000124	0.654	0.0000274	0.24	
L4	-0.0000494	0.174	-0.0000655	0.091	-0.0000473	0.097	-0.0000753	0.053	
Liquidez	-0.162668	0.028	-0.1300654	0.063	-0.090523	0.263			
Tamaño	-7.191554	0.708	4.235661	0.799	13.84144	0.486			
Capital	0.0006785	0.555	0.0001708	0.866	-0.0017987	0.088			
Constante	-25.17243	0.261	-30.14078	0.21	-36.28096	0.11	-30.91736	0.142	
Observaciones	793	793	729	793					

Cuadro B.10

CRÉDITO DE CONSUMO DE LOS BANCOS MEDIANOS

Variable dependiente: Log(Crédito de Consumo)

Número de bancos: 6

Variable	Tasa de interés interbancaria		Tasa de interés de reporte		Tasa de interés de 1 a 7 días		Tasa de interés de política	
	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p	Coficiente	Valor p
Tasa de interés								
T	-1.678186	0.082	-1.184656	0.121	-0.508465	0.278	-0.1440416	0.326
L1	0.3325247	0.005	-0.3169102	0.293	-0.0974718	0.756	0.9099204	0.012
L2	-0.3223165	0.059	0.6295952	0.119	-0.2148955	0.365	-0.7985492	0.005
L3	-0.5724017	0.09	-1.297863	0.009	0.2147636	0.132	-0.6087405	0.046
L4	0.7645619	0.124	0.9758033	0.035	0.2984903	0.202	0.8322986	0.051
Log(IMAE)								
T	7.390604	0.073	9.176843	0.039	0.5354771	0.876	1.546356	0.556
L1	-7.942219	0.001	-10.42584	0	-7.386049	0.028	-10.8876	0.001
L2	9.258991	0.042	8.803011	0.033	10.16421	0.009	10.49764	0.022
L3	-4.554498	0.019	-1.266963	0.653	-0.7045347	0.733	-0.6529453	0.72
L4	1.746347	0.647	-0.2435631	0.952	5.412033	0.144	5.022261	0.093
Log(tipo de cambio real)								
T	-2.582821	0.265	-2.343108	0.244	-6.118255	0.004	-4.079473	0.034
L1	2.62105	0.595	1.629523	0.681	8.969606	0.178	2.316299	0.629
L2	5.016026	0.077	6.727463	0.003	4.798638	0.126	8.942561	0
L3	-7.061614	0	-8.778237	0	-8.22987	0	-8.476565	0
L4	0.8267003	0.728	2.306947	0.291	0.3774674	0.886	0.6475282	0.836

Log(liquidez)*tasa de interés								
T	0.0699889	0.033	0.0640837	0.013	-0.0025223	0.931	-0.000666	0.644
L1	-0.0004322	0.758	-0.0003291	0.8	-0.001521	0.428	-0.000444	0.744
L2	0.0023312	0	0.0020642	0	0.0029411	0.009	0.0031305	0.006
L3	-0.0005342	0.737	-0.0010047	0.467	-0.001089	0.588	-0.0014983	0.237
L4	-0.0006634	0.567	-0.0006266	0.6	-0.0044718	0.105	-0.0030497	0.099
Tamaño*tasa de interés								
T	0.9581948	0.862	-5.754769	0.128	5.550391	0.081	1.086911	0.662
L1	-5.862591	0.069	-2.327119	0.551	-5.402918	0.304	-8.115613	0.056
L2	5.895959	0.032	3.326273	0.121	6.213572	0.073	9.706246	0.005
L3	7.0428	0.102	7.424869	0.127	0.6943676	0.867	6.114332	0.191
L4	-10.8494	0.198	-9.597725	0.206	-5.066277	0.317	-10.85165	0.165
Capital*tasa de interés								
T	0.0005308	0.079	0.0005467	0.121	0.0004215	0.349	-0.000037	0.25
L1	-7.76E-06	0.908	0.0000437	0.386	0.000054	0.248	0.0000191	0.657
L2	-0.000052	0.082	-0.0000733	0	-0.0002783	0.128	-0.0000682	0.091
L3	0.0000272	0.62	0.000037	0.495	-0.000062	0.851	0.00000674	0.902
L4	0.0000382	0.286	0.0000489	0.131	0.0001509	0.309	0.0000483	0.309
Liquidez	-0.3476285	0.028	-0.3124355	0.011	0.0063333	0.965		
Tamaño	8.72808	0.759	30.67346	0.043	-15.50523	0.531		
Capital	-0.0029303	0.06	-0.0031844	0.08	-0.0023618	0.274		
Constante	-15.94507	0.536	-19.51749	0.433	-33.28763	0.185	-23.32263	0.261
Observaciones	306	306	282	306				

Cuadro B.11

CRÉDITO DE CONSUMO DE LOS BANCOS PEQUEÑOS

Variable dependiente: Log(crédito de consumo)

Número de bancos: 9

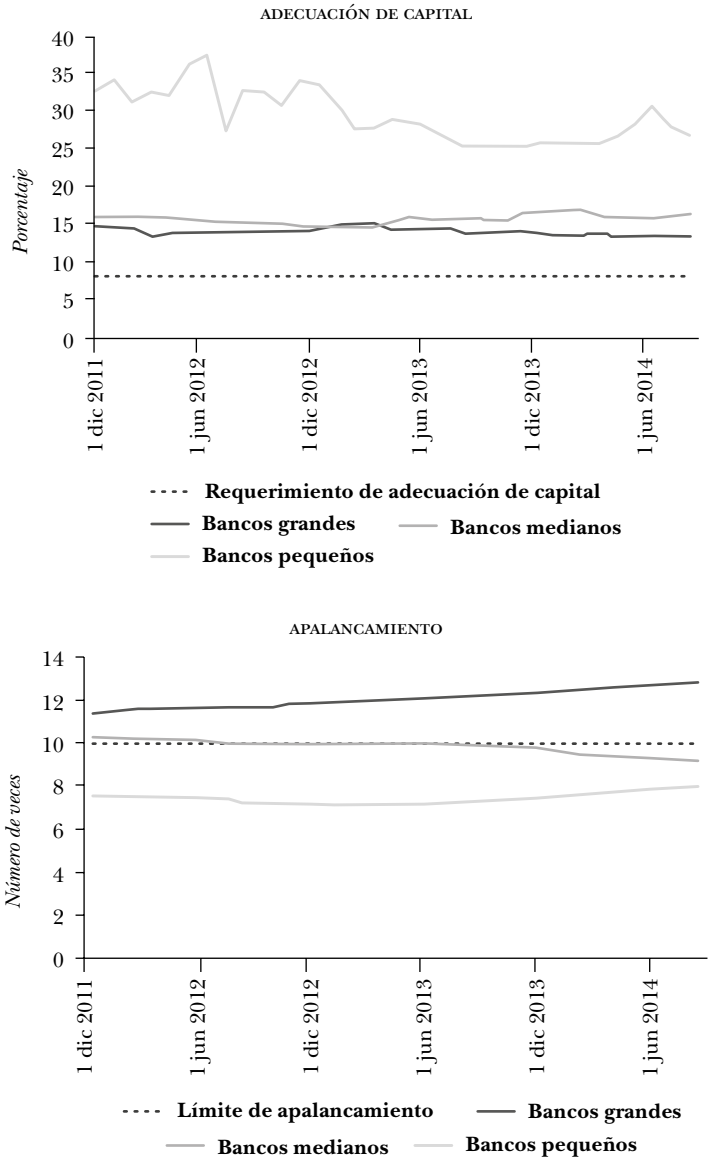
Variable	Tasa de interés interbancaria		Tasa de interés de reperto		Tasa de interés de 1 a 7 días		Tasa de interés de política	
	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p
Tasa de interés								
T	0.7816919	0.413	0.3393521	0.678	-0.7269764	0.302	-0.2950523	0.413
L1	0.4382741	0.033	0.3773966	0.146	0.3427675	0.452	0.3643891	0.382
L2	-0.313859	0.002	0.0821507	0.797	-0.5543495	0.172	-0.2436027	0.277
L3	-0.3089103	0.018	-0.6947387	0.042	0.2369871	0.395	-0.2415755	0.083
L4	0.5201907	0.014	0.6559587	0.013	0.1894788	0.276	0.5889466	0
Log(IMAE)								
T	4.468997	0.046	5.222764	0.001	4.387605	0.171	2.469467	0.368
L1	2.275046	0.612	-0.6395372	0.886	4.784449	0.46	0.6492252	0.875
L2	2.02785	0.284	5.156365	0.015	0.7656722	0.798	1.780561	0.476
L3	8.047917	0.06	8.31077	0.05	9.472557	0.045	7.963802	0.064
L4	-6.212098	0	-5.960052	0.008	-3.590953	0.292	-3.699575	0.009
Log(tipo de cambio real)								
T	1.594697	0.402	0.5157135	0.787	1.080689	0.671	0.3191855	0.897
L1	-4.072873	0.23	0.1440071	0.96	-1.314857	0.71	-4.628037	0.246
L2	9.563759	0.025	7.086135	0.062	6.28869	0.053	9.997692	0.051
L3	-5.232969	0.088	-5.881816	0.05	-4.367015	0.123	-4.235891	0.205
L4	-3.023942	0.366	-1.767256	0.518	-3.367153	0.297	-3.184467	0.131

Log(liquidez)*tasa de interés									
T	-0.016895	0.494	-0.006431	0.717	-0.0025163	0.837	0.0000511	0.964	0.964
L1	-0.0006605	0.706	-0.0009045	0.633	0.0008936	0.581	-0.0000253	0.987	0.987
L2	0.0015914	0.082	0.0017794	0.096	0.002933	0.027	0.0018756	0.072	0.072
L3	0.001713	0.01	0.0016546	0.036	0.0023096	0.001	0.0018586	0.018	0.018
L4	0.0007254	0.3	0.0008786	0.124	0.0015363	0.105	0.0004984	0.622	0.622
Tamaño*tasa de interés									
T	-63.12185	0.244	-42.1234	0.297	5.686298	0.889	3.038467	0.649	0.649
L1	27.55232	0.008	19.57125	0.085	14.72873	0.198	15.04851	0.044	0.044
L2	-0.7645215	0.855	3.500985	0.609	2.253779	0.775	3.921724	0.589	0.589
L3	5.247083	0.597	2.591425	0.786	7.88746	0.469	3.103132	0.744	0.744
L4	-14.72979	0.018	-9.730482	0.09	-9.219955	0.376	-6.947952	0.291	0.291
Capital*tasa de interés									
T	0.00000703	0.983	-0.0001011	0.771	0.0028393	0.261	-0.0000876	0.822	0.822
L1	-0.0002544	0.62	-0.0002592	0.597	-0.0004599	0.307	-0.0002385	0.606	0.606
L2	-0.0002724	0.352	-0.000248	0.34	-0.0001821	0.511	0.00000814	0.974	0.974
L3	0.0000981	0.844	0.0000818	0.865	-0.0000351	0.943	-0.0000263	0.957	0.957
L4	-0.0005092	0.093	-0.0005532	0.029	-0.0006707	0.092	-0.0004149	0.022	0.022
Liquidez	0.0814375	0.5	0.0298319	0.725	0.017592	0.769	-41.56582	0.108	0.108
Tamaño	338.2408	0.278	237.8141	0.294	-20.10115	0.937			
Capital	-54.40616	0.082	-62.01305	0.045	-0.0131308	0.309			
Constante					-71.49521	0.008			
Observaciones	334	334	306	334					

Anexo C. Indicadores del sistema bancario

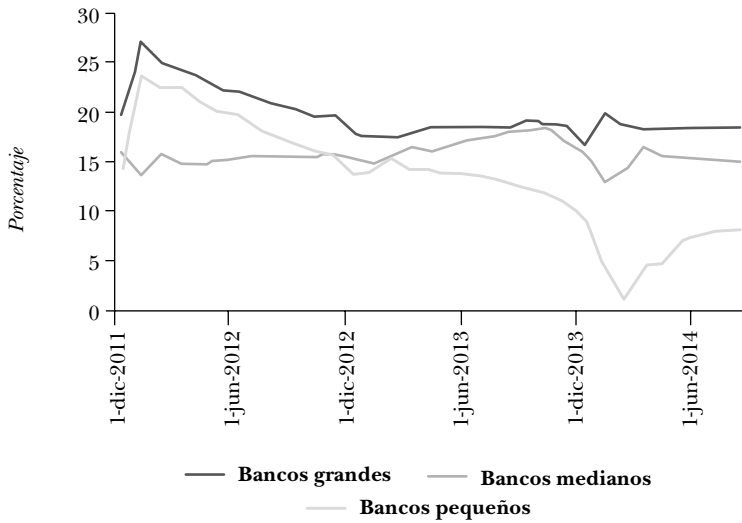
Gráfica C.1

INDICADORES DEL SISTEMA BANCARIO

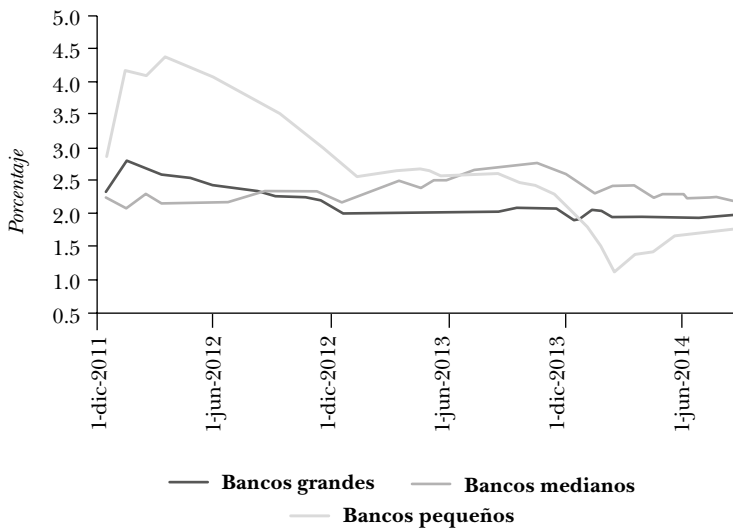


INDICADORES DEL SISTEMA BANCARIO

RENTABILIDAD SOBRE PATRIMONIO



RENTABILIDAD SOBRE ACTIVOS



Bibliografía

- Berg, Andrew, Luisa Charry, Rafael Portillo y Jan Vlcek (2013). *The Monetary Transmission Mechanism in the Tropics: A Narrative Approach*, IMF Working Paper, WP/13/197.
- Carrera, César (2011), “El canal del crédito bancario en el Perú: evidencia y mecanismo de transmisión”, *Revista Estudios Económicos*, núm. 22, diciembre, pp. 63-82.
- Colin Cameron, A., y Pravin K. Trivedi (2005), *Microeconometrics*, Cambridge University Press, Cambridge, Nueva York.
- Driscoll, John C. (2004), “Does Bank Lending Affect Output? Evidence from the U.S. States”, *Journal of Monetary Economics*, pp. 451-471.
- Gertler, Mark, y Simon Gilchrist (1993), “The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence”, *The Scandinavian Journal of Economics*, pp. 43-64.
- Gertler, Mark, y Simon Gilchrist (1994), “Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms”, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. CIX, núm. 2, mayo.
- Holod, Dmytro, y Joe Peek (2007), “Asymmetric Information and Liquidity Constraints: A New Test”, *Journal of Banking & Finance*, vol. 3, núm. 8, agosto, pp. 2425-2451.
- Joyce, Michael A.S., y Marco Spaltro (2014), *Quantitative Easing and Bank Lending: A Panel Data Approach*, Bank of England, Working Paper, núm. 504, agosto.
- Kashyap, Anil, y Jeremy Stein (1994), *The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, núm. 4821.
- Kashyap, Anil y Jeremy Stein (2000). “What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?”, *American Economic Review*, pp. 407-428.
- Kishan, Ruby, y Timothy Opiela (2000), “Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 32, núm. 1, pp. 121-141.

- Maddaloni, Angela, y José Luis Peydró (2011). “Bank Risk-Taking, Securitization, Supervision, and Low Interest Rates: Evidence from the Euro-Area and the U.S. Lending Standards”, *Review of Financial Studies*, vol. 24, núm. 6, pp. 2121-2165.
- Medina Cas, Stephanie, Alejandro Carrión Menéndez y Florencia Frantischek (2011), *The Policy Interest Rate Pass-Through in Central America*, IMF Working Paper, WP/11/240.
- Peek, Joe, y Eric Rosengren (1995), *Is Bank Lending Important for the Transmission of Monetary Policy?: An Overview*, Conference Series, núm. 39, Federal Reserve Bank of Boston, pp. 1-14.

La relación entre los ciclos económicos y del crédito en América Central y la República Dominicana

Francisco Ramírez

Resumen

Este capítulo provee evidencia sobre la relación entre el crédito y la actividad real en Centroamérica y la República Dominicana (RD). Para ello, se investigó el vínculo entre el crédito y la actividad real para el caso de un grupo de países en desarrollo con mercados financieros limitados, donde el crédito bancario es la principal fuente externa de financiamiento del sector privado. Con este fin, se compiló información sobre el crédito al sector privado y de actividad económica para Costa Rica, El Salvador, Honduras, Guatemala, Nicaragua y la RD. La información se analizó mediante técnicas estadísticas convencionales (contrastes de causalidad de Granger y análisis espectral) para identificar hechos estilizados asociados con la relación entre crédito y actividad. Se encontró una relación positiva entre el crédito al sector privado y la actividad económica para Costa Rica, El Salvador, Honduras, Guatemala, Nicaragua y la RD. La relación entre el crédito y la actividad en ciclos de 10 o más años es relevante en Costa Rica y la RD. Hay evidencia que sugiere que el crédito precede a la actividad económica en frecuencias de ciclo económico en Costa Rica, El Salvador, Honduras, Nicaragua y la RD. Excluyendo Nicaragua, este patrón es observado en ciclos de ocho años para las economías mencionadas. En el caso de Guatemala no se encontró evidencia estadística de la precedencia del crédito a la actividad económica.

Palabras clave: ciclo del crédito, crédito bancario, ciclo económico, países en desarrollo, Centroamérica, República Dominicana.

Clasificación JEL: C32, E32, E51.

F. Ramírez <f.ramirez@bancentral.gov.do>, Banco Central de la República Dominicana. Agradezco la excelente ayuda y sugerencias de Fernando Casanova. Los puntos de vista expresados en este capítulo son los del autor y no reflejan las opiniones del Banco Central de la República Dominicana.

1. INTRODUCCIÓN

Desde el inicio de la crisis financiera internacional en 2007-2009 ha habido un interés renovado por entender la relación entre los mercados financieros y la economía real, así como por las implicaciones para la elaboración de la política monetaria. En particular, hay un resurgimiento en la bibliografía macroeconómica, tanto teórica como empírica, de la relación entre los ciclos del crédito y económicos y el papel de los choques de crédito sobre la dinámica económica.

Desde la perspectiva empírica, se han recabado nuevas evidencias acerca del papel del crédito en diferentes periodos de expansión y recesión, generalmente asociadas a las frecuencias de los ciclos económicos en las economías avanzadas (Helbling *et al.*, 2010; Zhu, 2011; Busch, 2012; Chen *et al.*, 2012; and Claessens *et al.*, 2011), en las economías emergentes y, recientemente, en América Latina (Gómez-González *et al.*, 2013).

El fin de este estudio es proveer evidencia sobre la relación entre el crédito y la actividad real en Centroamérica y la República Dominicana (en adelante RD). Se revisaron los datos empíricos de la relación entre el crédito y la actividad real para el caso de un grupo de países en desarrollo con mercados financieros limitados donde el crédito bancario es la fuente principal de financiamiento externo para el sector privado. La cantidad de estudios empíricos que analizan este fenómeno en países en desarrollo y emergentes ha crecido, pero con poca atención en las economías en desarrollo. Este documento busca llenar ese vacío en la bibliografía.

Para llegar a esta meta, se recabó información de los créditos al sector privado y de la actividad económica agregada para Costa Rica, El Salvador, Honduras, Guatemala, Nicaragua y la RD. Los datos se analizaron usando herramientas estadísticas simples para identificar los hechos estilizados acerca de la relación entre el crédito y la actividad. En primer lugar, se usaron correlaciones cruzadas y causalidad de Granger para entender la relación estadística entre estas series de tiempo y cómo los hechos coinciden con las teorías convencionales sobre las vinculaciones de crédito y producto. En una segunda etapa, con el uso de técnicas de descomposición del análisis espectral se exploró la relación entre el crédito y la actividad en diferentes frecuencias. Es decir, estimé y clasifiqué por orden de importancia el tipo de ciclos que caracterizan cada serie de

tiempo, además de investigar la frecuencia con la cual se verifica la relación. Esto es relevante porque, según la teoría macroeconómica, el crédito desempeña un papel significativo en las fluctuaciones reales en las frecuencias de los ciclos económicos (Kiyotaky y Moore, 1997; Bernanke *et al.*, 1999; entre otros), lo cual significa que los datos del crédito y la actividad económica deben mostrar una covarianza alta en estas frecuencias.

En cuanto a los resultados, el estudio obtiene hallazgos mixtos para los países en análisis. Primero, encuentro una relación positiva entre el crédito y la actividad real en frecuencias asociadas a los ciclos económicos (esto es, ciclos entre 1.5 y 8 años) para todos los países. Segundo, la relación entre el crédito y la economía en los ciclos que duran 10 o más años parecen relevantes en Costa Rica y la República Dominicana. Tercero, hay evidencia que sugiere que el crédito precede a la actividad económica en las frecuencias de los ciclos económicos en Costa Rica, El Salvador, Honduras, Nicaragua y la RD. Con excepción de Nicaragua, se observa también este patrón en ciclos de más de ocho años en las economías mencionadas. En el caso de Guatemala, no hay evidencia de precedencia estadística del crédito a la actividad económica.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La sección 2 resume las principales teorías de los ciclos de crédito y sus implicaciones en la actividad económica real; y también, presenta bibliografía empírica relacionada. La sección 3 ofrece una descripción de los datos y del análisis empírico. La sección 4 presenta los comentarios finales.

2. REVISIÓN DE LA BIBLIOGRAFÍA

2.1 Teoría

Es de larga data el interés de la investigación sobre el papel que los ciclos de crédito desempeñan en las fluctuaciones económicas. Hay distintas teorías que difieren sobre el tipo de relación que hay y sobre el papel activo o pasivo del crédito en la generación de ciclos reales. Por ejemplo, Hayek (1929) sostenía que las recesiones son el resultado de los ciclos de crédito. Un auge del crédito reduce las tasas de interés y aumenta la inversión en relación con el ahorro. El aumento de la demanda agregada, dados el mayor consumo e inversión,

eleva los precios al consumidor, haciendo que los bienes de consumo sean más redituables que los bienes de capital, y, por lo tanto, la inversión pasa de los bienes de capital a los bienes de consumo, lo que, al final, lleva a la recesión.

Otro autor que ubica al crédito en el eje de las fluctuaciones económicas es Minsky (1982). Tiene una teoría asociada con los ciclos económicos largos (más de cinco años) y relaciona la innovación financiera con periodos de crecimiento estable que fomentan la toma de riesgos. En otras palabras, los cambios en los mercados financieros son responsables de las condiciones económicas a mediano plazo. El mecanismo implica que una economía sobrecalentada inducirá a un ajuste contractivo de la política monetaria y finalmente provocará una recesión.

La investigación reciente resalta la relevancia de los vínculos entre el crédito y los precios de activos. Brunner y Meztler (1990) incorporan el mercado de crédito al modelo IS-LM, y muestran que los choques de crédito y de precios de los activos son fuentes de fluctuaciones relevantes en el ciclo económico.

Las teorías macroeconómicas del crédito contemporáneas abordan la relación entre las frecuencias de los ciclos económicos y los mercados financieros y destacan las imperfecciones del mercado tales como la información asimétrica entre los agentes, y otras fricciones financieras. Siguiendo este enfoque, el mercado de crédito desempeña el papel de mecanismo de propagación de los ciclos económicos cuando la economía está afectada por choques (Kiyotaki, 1998; Kocherlakota, 2000). En otras palabras, en esta bibliografía los mercados de crédito y financieros tienen un papel periférico que, dadas las fricciones financieras, son mecanismos de amplificación de las fluctuaciones macroeconómicas. El mecanismo más popular de este tipo es el acelerador financiero desarrollado por Bernanke *et al.* (1999); quienes afirman que, debido a la información imperfecta de los mercados de crédito, las fluctuaciones en los precios de los activos tienen efecto sobre el valor neto de los agentes y, por lo tanto, influyen en su capacidad de endeudamiento, inversión y consumo, provocando más volatilidad en la economía. Céspedes *et al.* (2004), y Caballero y Krishnamurthy (1998) han aplicado este mecanismo a economías abiertas y a los mercados emergentes.

2.2 Bibliografía empírica

La bibliografía empírica reciente sobre la relación entre el crédito y la actividad económica se enfoca en el papel y el peso que los choques financieros han tenido durante la Gran Recesión para los países desarrollados, su importancia para explicar los ciclos económicos mundiales y las lecciones a partir de la experiencia de los mercados emergentes sobre la manera en que enfrentaron los efectos reales de una crisis financiera.

Helbling *et al.* (2010) analizan el papel de los choques crediticios sobre los ciclos económicos mundiales para las economías del G7. Usando una metodología VAR concluyen que en las frecuencias del ciclo económico, el crédito tiene tanto efecto como la productividad para explicar la actividad económica para este grupo específico de economías que, en conjunto, representan casi un 40% de la economía mundial.

Claessens *et al.* (2011) estudian en detalle la interacción entre los ciclos económicos y los financieros usando una base de datos de 44 países para un periodo de 50 años. Ellos enumeran distintos e interesantes hallazgos sobre las recesiones. En primer lugar, los ciclos financieros a menudo son más pronunciados que los ciclos económicos, con fases descendentes más profundas y más intensas que las recesiones. En segundo lugar, las recesiones acompañadas de perturbaciones financieras tienden a ser más prolongadas y más profundas que otro tipo de recesiones. En particular, las recesiones asociadas a caídas en los precios de los inmuebles duran significativamente más que las recesiones sin este tipo de perturbaciones, en especial para 1.5 trimestres en promedio. Tercero, las recesiones con contracciones del crédito y caídas en los precios de los inmuebles darían lugar a caídas del producto significativamente más grandes y, en consecuencia, a mayores pérdidas acumuladas del producto (más de cuatro puntos porcentuales en el caso de caídas en los precios de las viviendas) en comparación con las recesiones sin estos episodios. También las recesiones acompañadas de caídas en los precios del capital accionario se asocian con bajas significativamente más grandes del producto que en el caso de las recesiones sin estas caídas, si bien las pérdidas acumuladas características de este tipo de recesión son de alguna manera menores que las que aparecen en recesiones acompañadas de contracciones del crédito o de caídas en los precios de las viviendas.

Del mismo modo en que las perturbaciones financieras se asocian con recesiones más profundas y más prolongadas, la recuperación luego de perturbaciones asociadas a el crédito o con los auges en el precio de las viviendas es más corta y está vinculada con un crecimiento del producto más fuerte. La velocidad de la recuperación es también mayor en aquellos episodios asociados con auges financieros. Las recuperaciones con auges financieros no están necesariamente ligadas a un rápido crecimiento de las variables financieras, lo cual refleja la persistencia de fases de contracción financiera durante la recuperación. Estos resultados indican que los cambios en los precios de activos tienden a jugar un papel crítico en la determinación de la duración y en el costo de las recesiones así como en la fortaleza de la recuperación.

Se han realizado estudios de la relación crédito-producto distinguiendo tipos de ciclos de frecuencia para las economías de Estados Unidos y de la zona del euro. Chen *et al.* (2012) usan un modelo de componentes no observables multivariados con cambios de fase para analizar las interacciones entre las variables financieras y el producto. Ellos hallan que tanto los ciclos de más largo plazo como los económicos del producto se vinculan a los precios de los activos, las tasas de interés y el crédito. Sin embargo, Zhu (2011), usando los métodos de tiempo y de dominio de las frecuencias, examina la relación crédito-producto y concluye que la relación cíclica entre las dos variables es débil en Estados Unidos, relativamente débil en Japón y fuerte en la zona del euro. Para América Latina, Reyes *et al.* (2013) analizan el problema de la tasa de interés y hallan que los ciclos de crédito y de actividad con duración de 1.25 años a menos de ocho son más volátiles que los ciclos medianos (8 a 20 años) en Colombia, Chile y Perú. En términos de causalidad, documentan que el crédito precede a la actividad, siendo negativo en el caso de los ciclos a corto plazo y positivo en las fluctuaciones del producto interno bruto (PIB) a mediano plazo.

3. DATOS Y ANÁLISIS EMPÍRICO

3.1 Datos

Este estudio usa datos mensuales de los préstamos al sector privado del sistema bancario como una medida de crédito agregado, y

recurre a los índices de producción y de actividad económica como indicadores del PIB o de la actividad económica real. Las fuentes de datos son los bancos centrales de Centroamérica y de la República Dominicana así como la base de datos macroeconómicos del Consejo Monetario Centroamericano.

La elección de estos conjuntos de datos se basa en dos razones. Primero, dado que el sector financiero en estos países es básicamente el sistema bancario, y que no hay datos disponibles sobre los mercados financiero y de bonos corporativos internos, el análisis restringe la definición de crédito solamente a los préstamos al sector privado. Segundo, los datos mensuales se usan porque las series de tiempo del PIB de algunos de los países no están disponibles con suficientes observaciones (Nicaragua) o sólo hay datos anuales (Honduras); pero para cada uno de estos países existe una medida mensual de la producción o de la actividad económica que uso por razones de conveniencia. Sin embargo, a pesar de los beneficios al usar estos datos, el tamaño de la muestra no es igual para todos los países.

Finalmente, todas las series están desestacionalizadas y deflactadas por el IPC de cada país. La gráfica 1 presenta la evolución de los logaritmos de los préstamos al sector privado real y la actividad económica real. El primer rasgo prominente es la covariación sustancial entre los préstamos reales y la actividad económica para todos los países a pesar de las diferencias en la variabilidad en torno al comportamiento de la tendencia. Excepto para RD y Nicaragua, donde las series de préstamos muestran movimientos de tendencia marcados con respecto a la actividad real, todos los otros países muestran un comportamiento de la tendencia de los préstamos similar a la tendencia de la actividad real.

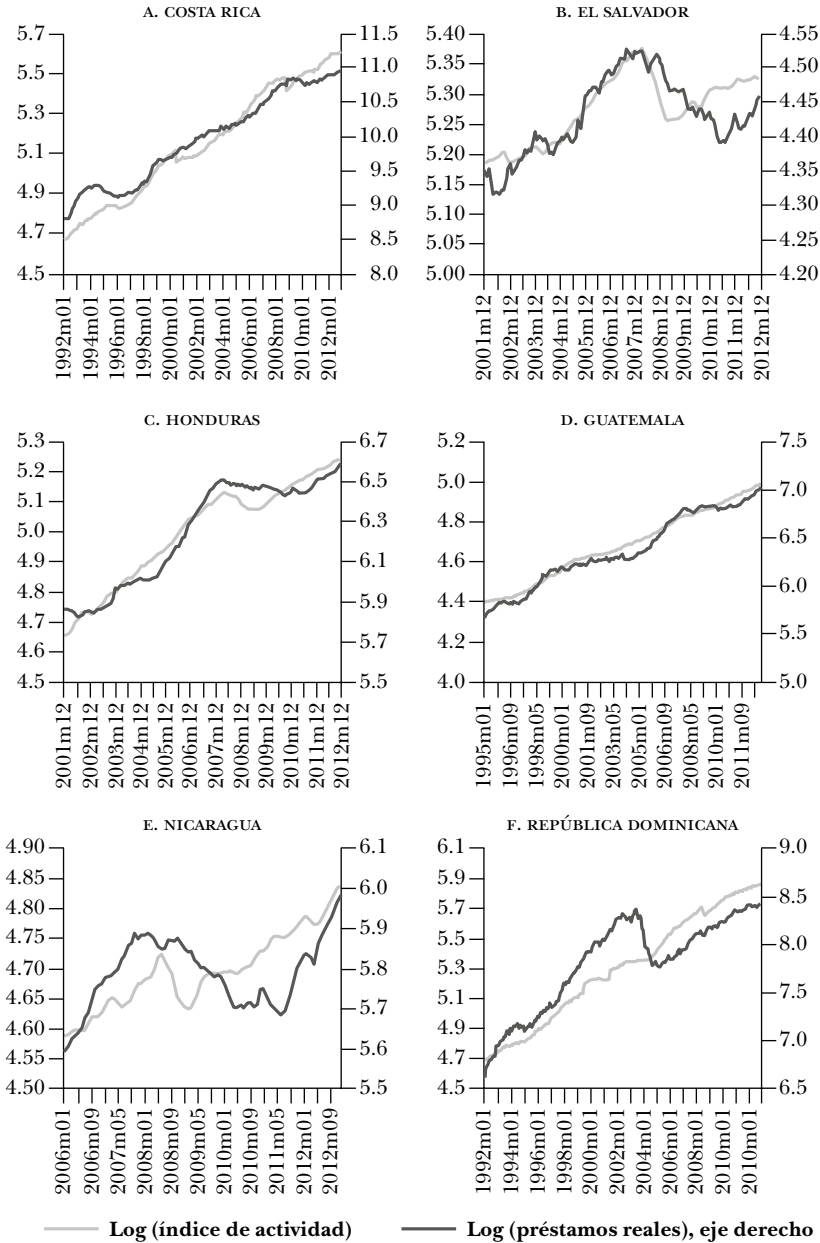
El cuadro 1 analiza más detalladamente las regularidades estadísticas entre ambas series. Proporciona algunas estadísticas para las series de los índices de crecimiento anual de los préstamos reales y de la actividad económica.

En general, los préstamos reales tienden a crecer a tasas anuales promedio más altas y exhiben más volatilidad que la actividad económica en los países analizados, con la excepción de El Salvador. Los préstamos reales crecen a tasas que duplican el crecimiento de la actividad económica en Costa Rica, Guatemala y República Dominicana; son casi 1.3 veces en el caso de Honduras; y son relativamente equivalentes en Nicaragua y El Salvador.

Gráfica 1

PRÉSTAMOS REALES E ÍNDICE DE ACTIVIDAD ECONÓMICA

En logaritmos



Cuadro 1

ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LAS TASAS DE CRECIMIENTO ANUAL

Porcentajes

<i>Países</i>	<i>Índice de actividad económica</i>		<i>Préstamos reales</i>		<i>Muestra</i>
	<i>Promedio</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>Promedio</i>	<i>Desviación estándar</i>	
Costa Rica	4.7	3.8	9.7	10.5	Ene. 1992 – Dic. 2012
El Salvador	1.3	4.3	1.0	3.7	Ene. 2002 – Dic. 2012
Honduras	5.2	4.4	6.9	7.8	Dic. 2002 – Dic. 2012
Guatemala	3.3	3.1	7.1	6.5	Ene. 1996 – Dic. 2012
Nicaragua	3.2	4.4	3.5	10.1	Ene. 2007 – Dic. 2012
República Dominicana	5.9	3.9	9.2	14.7	Ene. 1992 – Dic. 2012

Cuando examino una muestra común, 2007-2012, el periodo que incluye la turbulencia financiera internacional, excluyendo a Guatemala y la República Dominicana, no existen cambios sustanciales en el comportamiento de las series observadas. Para Guatemala, los préstamos reales se tornan más volátiles con respecto a la actividad, y en el caso de la RD, la conducta que se observa es opuesta.

3.2 Análisis empírico

3.2.1 Correlación cruzada en el dominio del tiempo

En esta sección analizo la relación entre los préstamos reales y la actividad económica usando el análisis de correlación cruzada. La correlación cruzada es una herramienta común de análisis empírico en la macroeconomía que consiste en estimar los coeficientes de correlación de una variable X con adelantos y rezagos de la variable Y . Esto es, el coeficiente de correlación cruzada de la muestra de orden k entre X y Y es:

1

$$\rho(k) = \frac{\gamma_{xy}(k)}{\sqrt{\gamma_{xx}(0)}\sqrt{\gamma_{yy}(0)}},$$

2

$$\gamma_{xy}(k) = \begin{cases} \sum_{t=1}^{T-k} ((x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y})) / T & k = 0, 1, 2, \dots \\ \sum_{t=1}^{T-k} ((y_t - \bar{y})(x_{t+k} - \bar{x})) / T & k = 0, -1, -2, \dots \end{cases},$$

donde $\gamma_{xy}(k)$ es la covarianza cruzada entre X y Y , y $\gamma_{xx}(0)$ ($\gamma_{yy}(0)$) es la varianza de X (Y).

Si el coeficiente de correlación cruzada es positivo, se dice que X y Y son procíclicas, y si es negativo son anticíclicas. También, si se observa una alta correlación con el rezago k -ésimo de X , es decir $\text{corr}(x_{t-k}, y_t)$, entonces se dice que X adelanta a Y , o que los valores pasados de X brindan información sobre los valores actuales de Y . Por otra parte, si se verifica la correlación máxima con el adelanto k -ésimo de X , concluyo que X rezaga a Y .

El cómputo de los coeficientes de correlación cruzada supone que las series son estacionarias; por lo tanto, calculo los coeficientes usando las tasas anuales de crecimiento de los préstamos reales y de la actividad económica. Además, presento los resultados del cómputo de las correlaciones cruzadas usando las series filtradas con el filtro de Hodrick-Prescott. El cuadro 2 muestra los resultados para cada país especificando cómo varía el tamaño de la muestra entre ellos.

Cuadro 2

CORRELACIONES CRUZADAS			
Correlación máxima, con número de meses anticipados (+) o rezagados(−) de los préstamos reales			
<i>País</i>	<i>Tasa de crecimiento</i>	<i>Con filtro de Hodrick-Prescott</i>	<i>Muestra</i>
Costa Rica	0.33(+11)	0.31(−3)	Ene. 1992–Dic. 2012
El Salvador	0.56(+5)	0.39(+5)	Dic. 2002–Dic. 2012
Honduras	0.52(+2)	0.36(+5)	Dic. 2002–Dic. 2012
Guatemala	0.26(0)	0.17(0)	Ene. 1996–Dic. 2012
Nicaragua	0.45(+10)	0.30(0)	Ene. 2007–Dic. 2012
República Dominicana	0.44(+6)	0.45(+2)	Ene. 1992–Dic. 2012

Según el cuadro 2, los préstamos reales evolucionan procíclicamente con la actividad económica; sin embargo, esta no parece ser una variable que anticipe la actividad económica. Cuando las correlaciones se calculan usando las tasas de crecimiento, los préstamos rezagan la actividad económica en casi un año en el caso de Costa Rica y Nicaragua, y entre dos a seis meses en El Salvador, Honduras y la RD. Por otra parte, en Guatemala parece ser una variable coincidente, pero con un coeficiente bajo.

Los resultados no varían con el uso de variables filtradas en lugar de las tasas de crecimiento. Sólo en Costa Rica los valores pasados de los préstamos brindan información sobre los valores actuales de la actividad real y esto se hace con un rezago de tres meses. En otros países los préstamos rezagan la actividad económica en cinco meses y coinciden en Guatemala y en Nicaragua.

En conclusión, el análisis de correlaciones cruzadas sugiere una relación entre las variables, pero la evidencia indica que los préstamos reales son una variable dirigida por la actividad económica. Sin embargo, una característica de nuestros datos de préstamos es que están compuestos de nuevos préstamos y también de amortizaciones, lo cual implica que el crecimiento no refleja exclusivamente el otorgamiento de nuevos préstamos.

Para aclarar más aún la relación entre el crédito real y la actividad, realizo un análisis de precedencia estadística. El cuadro 3 muestra las pruebas de causalidad de Granger entre los préstamos reales y las tasas de crecimiento anual de la actividad con diferentes rezagos. La prueba de Granger señala que los préstamos reales *preceden* el comportamiento de la actividad en RD, Guatemala y Nicaragua, y muestra los resultados mixtos en el caso de Honduras. No se encuentra evidencia de la causalidad de Granger en Costa Rica ni en El Salvador.

3.2.2 Crédito y actividad en el dominio de las frecuencias

En esta sección analizo la relación usando el análisis espectral. Hay distintas teorías de la relación entre el crédito y la actividad económica dependiendo del horizonte en el cual se analiza la relación. Por ejemplo, como se menciona en la sección 2, Misky (1982) establece que las innovaciones financieras llevan a ciclos relativamente largos de crecimiento estable e inducen a la toma de riesgos, provocando una espiral de crédito que finaliza en recesión. En este caso,

Cuadro 3

PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER

<i>Países</i>	H_0	<i>Rezagos</i>				
		2	4	8	12	24
Costa Rica	$Cr \nrightarrow Y$	0.66	0.38	1.17	1.23	1.18
	$Y \nrightarrow Cr$	0.07	0.85	1.49	1.31	1.12
El Salvador	$Cr \nrightarrow Y$	0.48	0.34	0.89	0.91	1.39
	$Y \nrightarrow Cr$	2.12	1.12	1.23	1.26	1.66 ^a
Honduras	$Cr \nrightarrow Y$	2.05	3.00 ^b	1.99 ^b	2.08 ^b	1.64 ^a
	$Y \nrightarrow Cr$	4.50 ^b	2.20 ^a	1.50	1.62 ^a	1.81 ^b
Guatemala	$Cr \nrightarrow Y$	2.04	0.81	0.69	1.77 ^a	1.15
	$Y \nrightarrow Cr$	0.09	0.39	0.86	0.82	1.33
Nicaragua	$Cr \nrightarrow Y$	0.54	1.02	1.70	1.82 ^a	
	$Y \nrightarrow Cr$	0.48	0.39	0.93	1.38	
República Dominicana	$Cr \nrightarrow Y$	14.10 ^c	10.45 ^c	5.95 ^a	5.13 ^c	2.25 ^c
	$Y \nrightarrow Cr$	4.09 ^b	1.80	1.63	1.67 ^a	1.16

Nota: $\nrightarrow$ no causa en el sentido de Granger. H_0 se rechaza al ^a 1%, ^b 5% y ^c 10 por ciento.

se debe esperar que el crédito y la actividad económica estén fuertemente correlacionados en frecuencias asociadas a ciclos de 5 a 10 años de duración.

La frecuencia o el análisis espectral consiste en la descomposición de la variabilidad (en el caso de una variable) o de la covariabilidad (en el caso de dos o más variables) en diferentes frecuencias. Este enfoque debería aclarar la idea de si la evidencia de la correlación entre dos variables sucede sólo por la duración del ciclo que se analiza.

Primero procedemos mostrando un análisis univariado mediante la estimación del periodograma, que es una herramienta que describe cuánta variación de las series se representa por las frecuencias relacionadas con cada ciclo. Con esta información, exploro visualmente si la distribución de la varianza entre las frecuencias de cada serie muestra cualquier tipo de correspondencia. Luego, analizo formalmente la covariabilidad de ambas series usando un análisis de datos bivariados en el dominio de frecuencia, por medio del cálculo

del coespectro, de la cuadratura y de la coherencia; cada uno da una idea del comovimiento de ambas series por frecuencia. Finalmente, se hace la prueba de causalidad de Granger en el dominio de la frecuencia usando la prueba propuesta en Breitung y Candelon (2006).

3.2.3 *Análisis univariado*

Siguiendo a Hamilton (1994), puede expresarse el periodograma de la muestra o la densidad espectral estimada como:

$$3 \quad s_y(\omega_j) = \frac{1}{2\pi T} \left\{ \left[\sum_{t=1}^T y_t \cos[\omega_j(t-1)] \right]^2 + \left[\sum_{t=1}^T y_t \sin[\omega_j(t-1)] \right]^2 \right\},$$

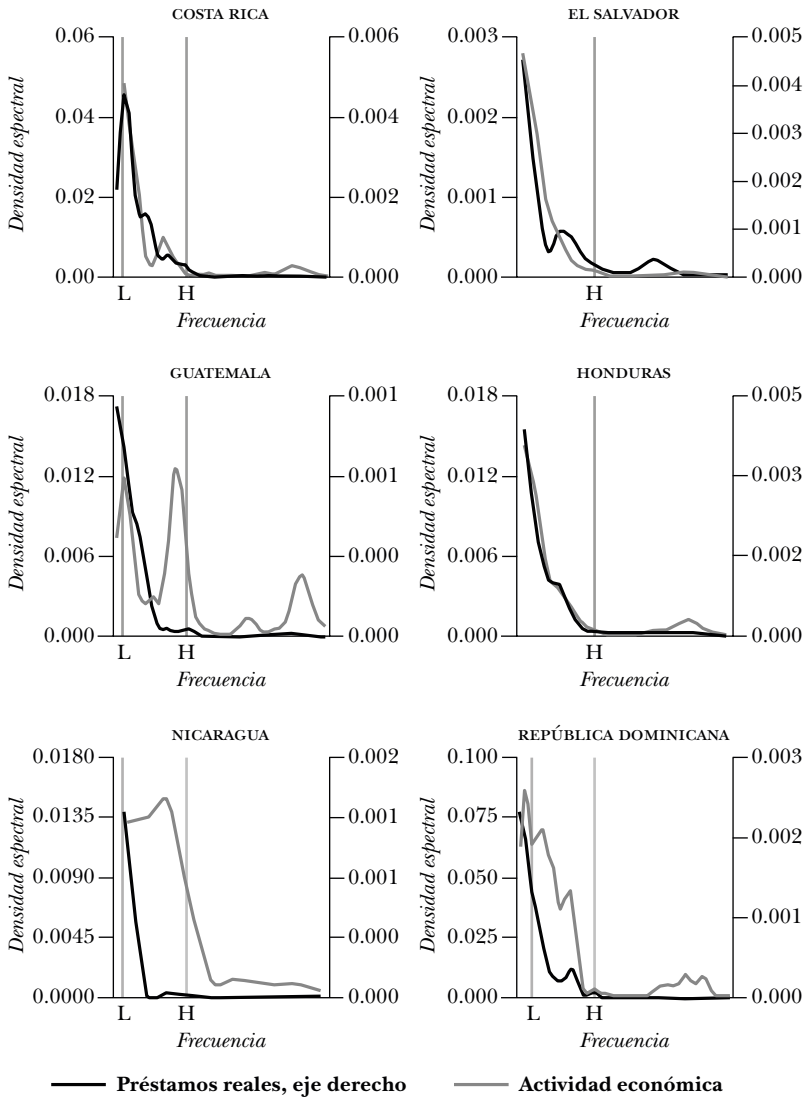
donde T es el tamaño de la muestra, y $\omega_j = 2\pi j/T$ denota la frecuencia j , y cada frecuencia se asocia con un periodo específico $2\pi j/\omega_j = T/j$. La cantidad de componentes del ciclo (j) queda limitada por cero y $T/2$. La gráfica 2 muestra el periodograma de la tasa anual de crecimiento de los préstamos reales y de la economía para cada país. La cantidad de ciclos queda limitada en función de la muestra disponible. Para Costa Rica y la República Dominicana el ciclo más largo dura casi 21 años, mientras que en Guatemala, El Salvador y Honduras es de 17 y aproximadamente 10 años respectivamente. Finalmente, Nicaragua tiene la muestra más corta (2007-2012), y por lo tanto su ciclo más largo abarca seis años.

Para todos los países, la mayor parte de la varianza de ambas series se concentra en frecuencias de ciclos de 18 meses o más. Dejando de lado a Nicaragua, no se verifica que las proporciones insignificantes de la varianza de los préstamos reales y de la actividad estén en frecuencias superiores a 96 meses. Otra regularidad para estos países es que la distribución de los ciclos dentro del rango clasificado como frecuencias del ciclo económico está lejos de ser simétrica. De hecho, los ciclos económicos relativamente grandes con al menos 3.5 años de duración dominan la distribución. Este patrón está presente en todos los países, excepto en Guatemala, donde gran parte de la varianza del crecimiento de la actividad económica está en frecuencias de ciclos de dos años.

Juzgando para la amplitud de los periodogramas, los ciclos de crédito son más volátiles y persistentes que los ciclos de actividad económica, un patrón que se observa principalmente a frecuencias muy bajas. Finalmente, los ciclos del crédito no muestran ciclos

Gráfica 2

**PERIODOGRAMAS DE PRÉSTAMOS REALES
E ÍNDICE DE ACTIVIDAD ECONÓMICA, POR PAÍS**



Notas: los periodogramas se computan usando las tasas de crecimiento anuales de ambas variables y condicionado a la muestra disponible para cada país. El área entre barras muestra las frecuencias asociadas con los ciclos económicos (ciclos de 18 a 96 meses o de 1.5 a 8 años), donde el límite superior está dado por L (ciclos de 96 meses) y el límite inferior está dado por H (ciclos de 18 meses).

importantes en frecuencias que superen los ciclos económicos, esto es, ciclos en frecuencias inferiores a 18 meses.

En resumen, el análisis de los periodogramas individuales sugiere que ambas series concentran altos niveles de variabilidad en frecuencias asociadas a los ciclos económicos, y la distribución de la variabilidad dentro de este tipo de ciclos varía significativamente entre frecuencias.

3.2.4 Análisis bivariado

De manera similar que con el análisis de correlaciones cruzadas, puedo calcular una medida de la relación bivariada entre los préstamos reales y las tasas de crecimiento de la actividad económica por frecuencia, e identificar los ciclos donde estas variables se relacionan más entre sí, si es que se relacionan. Siguiendo a Hamilton (1994), el equivalente en el análisis espectral de la correlación cruzada es el espectro cruzado que, en el caso de dos variables, puede definirse por:

$$4 \quad s_{xy}(\omega_j) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-T+1}^{T-1} \gamma_{xy}^{(k)} e^{-i\omega_j k},$$

donde $i = \sqrt{-1}$ and $\gamma_{xy}^{(k)}$ es la función de covarianza a un rezago k , que se da por:

$$5 \quad \gamma_{xy}^{(k)} = \gamma_{xy}^{(-k)} = E(x_{t+h} - E(x))(y_t - E(y)).$$

Este espectro cruzado puede reescribirse en términos de dos medidas importantes: el coespectro y la cuadratura que se expresan en las ecuaciones 7 y 8 como:

$$6 \quad s_{xy}(\omega) = c_{xy}(\omega) + i.q_{xy}(\omega),$$

$$7 \quad c_{xy}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-T+1}^{T-1} \gamma_{xy}^{(k)} \cos(\omega k),$$

$$q_{xy}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-T+1}^{T-1} \gamma_{xy}^{(k)} \sin(\omega k).$$

El coespectro da idea de la relación de x y y en una fase, esto es, la covariación en un tipo de ciclo determinado. Mientras tanto, la cuadratura ofrece información sobre las vinculaciones fuera de la fase. Con estas medidas, puedo construir la coherencia que resume la fortaleza de la correlación entre dos series de tiempo en frecuencias seleccionadas. En otras palabras, la coherencia indica la participación porcentual de la varianza entre dos series en una frecuencia particular. La ecuación 9 muestra cómo calcular este indicador:

$$h_{xy}(\omega) = \frac{[c_{xy}(\omega)]^2 + [q_{xy}(\omega)]^2}{s_{yy}(\omega)s_{xx}(\omega)}.$$

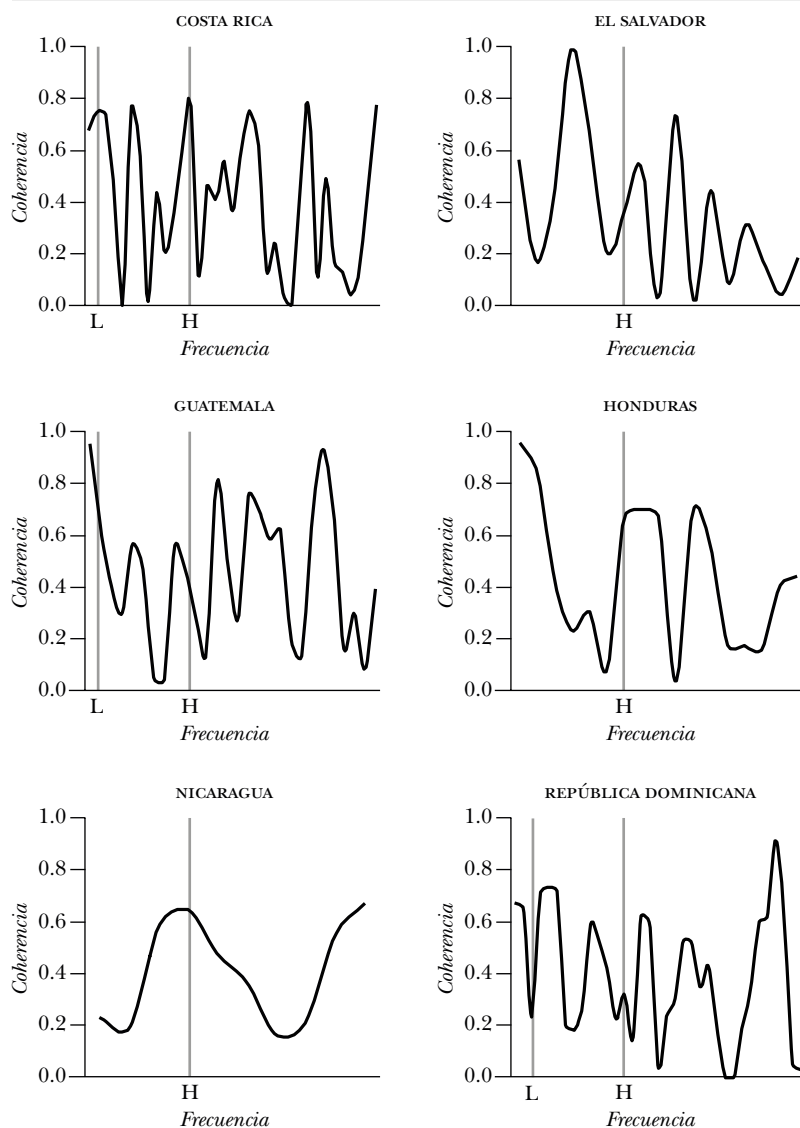
Asumiendo que s_{yy} y s_{xx} sean diferentes de cero, y que las series bajo análisis son estacionarias, la coherencia queda limitada entre cero y uno.

La gráfica 3 muestra la coherencia estimada para cada país. De acuerdo a la coherencia, la correlación varía significativamente entre las frecuencias. En las frecuencias de ciclos económicos (entre 1.5 a 8 años) es mayor la relación crédito-actividad económica (más de 0.5) para El Salvador, la República Dominicana y Costa Rica, pero es de menor grado en Guatemala y Honduras, y no es relevante en el caso de Nicaragua. Para Guatemala y Honduras, la relación crédito-actividad parece ser importante en ciclos superiores a 10 años, patrón que se observa también en la RD y Costa Rica, si bien difiere con las frecuencias de los ciclos económicos. Finalmente, si bien las series estaban desestacionalizadas, se halló que era importante la correlación en las frecuencias inferiores a 1.5 años.

Se da una atención particular a qué coherencia se muestra en las frecuencias asociadas a los ciclos económicos dada su implicación en asuntos de políticas macroprudenciales y monetarias. Podemos identificar que las correlaciones son importantes en ciclos de entre 1.5 a 3 años de duración, ligados a lo que se conoce como horizonte de política monetaria, para Costa Rica, Honduras, Guatemala, Nicaragua y la RD. Por otra parte, Costa Rica y El Salvador muestran alta covariabilidad de las variables mencionadas para los ciclos que

Gráfica 3

COHERENCIA



Notas: la coherencia se computa usando las tasas de crecimiento anuales de ambas variables y condicionada a la muestra disponible para cada país. El área entre las barras muestra las frecuencias asociadas con los ciclos económicos (ciclo de 18 al 96 meses o de 1.5 a 8 años), donde el límite superior está dado por L (ciclos de 96 meses) y el límite inferior está dado por H (ciclos de 18 meses).

duran de cuatro a cinco años, mientras que, para Guatemala, la República Dominicana y Honduras, para los ciclos económicos que duran aproximadamente 10 años.

3.2.5 Prueba de causalidad de Granger en el dominio de la frecuencia

En la sección 2 mostré los resultados de la prueba de precedencia estadística para RD, Guatemala y Nicaragua y en menor escala para Honduras. Ahora, analizo la precedencia estadística por frecuencia por medio de la versión de la prueba de Granger de Breitung y Candelon (2006). La metodología consiste en estimar un VAR bivariado usando el índice de crédito y de actividad económica, donde el orden del rezago se obtiene con el criterio de información de AIC. Esto es,

$$10 \quad \Theta(L)Y_t = \varepsilon_t,$$

donde $Y_t = [\text{actividad}_t, \text{crédito}_t]$ es un vector de dos dimensiones con el crédito y la actividad económica; $\Theta(L) = I - \Theta_1 L - \dots - \Theta_p L^p$ es un rezago polinomial de orden 2×2 , y ε_t es un vector de innovaciones estructurales con $E(\varepsilon_t) = 0$ y $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ como la matriz de varianza-covarianza definida positiva. Suponiendo la estacionariedad del proceso bivalente, la representación de la media móvil se da por:

$$11 \quad Y_t = \Phi(L)\eta_t,$$

donde $\eta_t = B\varepsilon_t$ es el vector de residuos de forma reducida y B es una matriz diagonal inferior de la descomposición de Cholesky. $B'B = \Sigma^{-1}$. $\Phi(L) = \Theta(L)^{-1} B^{-1}$ representa los coeficientes de forma reducida que pueden dividirse como:

$$12 \quad \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) \end{bmatrix}.$$

Con base en 12, la densidad espectral de la actividad es:

$$13 \quad f_{\text{actividad}} = \frac{1}{2\pi} \left\{ \left| \Phi_{11}(e^{-i\omega}) \right|^2 + \left| \Phi_{12}(e^{-i\omega}) \right|^2 \right\}.$$

Apartir de 13, Breitung y Candelon (2006) propusieron la siguiente medida de causalidad de Granger:

$$14 \quad M_{cr \text{ dito} \rightarrow actividad}(\omega) = \log \left[1 + \frac{|\Phi_{12}(e^{-i\omega})|^2}{|\Phi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right],$$

donde la hipótesis nula es que $\Phi_{12}(e^{-i\omega}) = 0$, lo cual significa que el crédito no provoca actividad a una frecuencia ω . La evaluación de la hipótesis propuesta se basa en una prueba de Wald para cada frecuencia. La gráfica 4 muestra los resultados con el valor estadístico crítico de Wald para cada frecuencia representada por la línea horizontal de puntos.

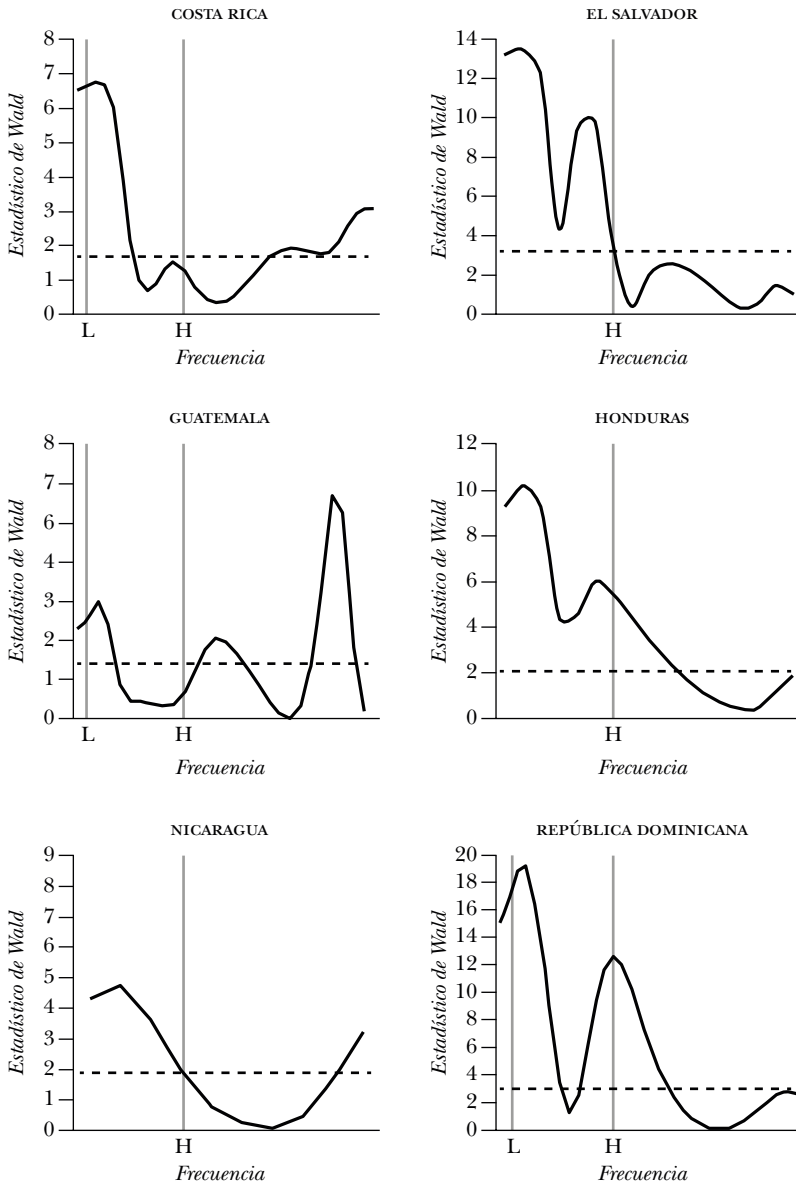
Los resultados de la prueba de Granger sugieren que la causalidad del crédito a la actividad se restringe a cierto tipo de ciclos. Para Costa Rica, El Salvador, Honduras, Guatemala y la República Dominicana existen evidencias de que el crédito provoca actividad en los ciclos de más de ocho años. Al mismo tiempo se observa este patrón en las frecuencias de los ciclos económicos de los países antes mencionados y Nicaragua. En el caso de Guatemala, no hallo evidencias de una causalidad de Granger en las frecuencias asociadas a los ciclos de entre 1 a 4 años. En Honduras y El Salvador, el crédito es relevante para explicar los valores futuros de la actividad, tanto en ciclos cortos de entre 1.5 a 3 años como en ciclos relativamente largos de 6 a 8 años. Finalmente, en RD y Nicaragua, el crédito parece preceder a la actividad entre frecuencias vinculadas con los ciclos económicos.

4. CONCLUSIÓN

Este estudio aborda la relación entre el crédito y la actividad económica en Centroamérica y República Dominicana. Usando técnicas de dominio de la frecuencia, explora las relaciones entre los ciclos de crédito y de actividad económica. Como valor representativo del crédito, se usan los préstamos agregados al sector privado en términos reales y como valor representativo de la actividad económica, el índice de actividad económica; ambas variables con frecuencia mensual.

Gráfica 4

PRUEBA DE CAUSALIDAD DE GRANGER



Para los préstamos reales y la actividad económica se halló que muestran distintos tipos de ciclos, destacándose aquellos conocidos como ciclos económicos (de 1.5 a 8 años) y los ciclos de baja frecuencia. Hay pruebas de una relación positiva entre el crédito y el crecimiento de la actividad real en frecuencias asociadas a los ciclos económicos para todos los países excepto Nicaragua con coeficientes de correlación inferiores al 0.5.

Según la coherencia, que mide la correlación por frecuencia entre crédito y actividad, se halló que para Costa Rica y la RD esta correlación es importante en frecuencias con ciclos que duran 10 o más años.

Usando una versión de frecuencia de la prueba de Granger, identifico la evidencia sugiriendo que el crédito precede a las frecuencias de ciclos económicos de actividad económica en Costa Rica, El Salvador, Honduras, Nicaragua y la RD. Con la excepción de Nicaragua, este patrón se observa también en ciclos que duran más de ocho años para las economías mencionadas. En el caso de Guatemala, no hay evidencia de precedencia estadística del crédito a la actividad.

ANEXO

Códigos de replicación

Procedimiento de Matlab para computar los periodogramas y la coherencia con base en Hamilton (1994), capítulos 6 y 10.

```
clear all; close all; clc;
DATOS;
x=x-mean(x);
y=y-mean(y);
T=length(x);
t=(1:T)';
j=(1:T/2);
w=2*pi*j/T;
alpha=zeros(1,length(j));
delta=zeros(1,length(j));
a=zeros(1,length(j));
d=zeros(1,length(j));
for j=1:length(j)
    alpha(j)=(2/T)*(sum(y.*cos(w(j)*(t-1))));
```

```

    delta(j)=(2/T)*(sum(y.*sin(w(j)*(t-1))));
    a(j)=(2/T)*(sum(x.*cos(w(j)*(t-1))));
    d(j)=(2/T)*(sum(x.*sin(w(j)*(t-1))));
%Periodogramas
    sy(j)=(T/(8*pi))*(alpha(j)^2+delta(j)^2);
    sx(j)=(T/(8*pi))*(a(j)^2+d(j)^2);
%Coespectro
    cxy(j)=(T/(8*pi))*(a(j)*alpha(j) + d(j)*delta(j));
%Cuadratura
    qxy(j)= (T/(8*pi))*(d(j)*alpha(j)+a(j)*delta(j));
end
h=1;
m=(-h:h);
k=((h+1-abs(m))/(h+1)^2);
sy=sy'; sx=sx'; cxy=cxy'; qxy=qxy';
syr=zeros(1,length(w));
sxr=zeros(1,length(w));
cxyr=zeros(1,length(w));
qxyr=zeros(1,length(w));
for r=h:length(w)-(h+1);
    syr(r)=k*sy(r-(h-1):r+(h+1),1);
    sxr(r)=k*sx(r-(h-1):r+(h+1),1);
    cxyr(r)=k*cxy(r-(h-1):r+(h+1),1);
    qxyr(r)=k*qxy(r-(h-1):r+(h+1),1); end
for j=1:length(w)
%Coherencia
    hxy(j)=(cxyr(j)^2 + qxyr(j)^2)/(syr(j)*sxr(j));
%Gain
    R(j)=(cxyr(j)^2 + qxyr(j)^2)^0.5;
%Phase
    Q(j)=(-atan(qxyr(j)/cxyr(j)))/w(j);
end
result=[sxr' syr' cxyr' qxyr' hxy' R' Q' w'];
figure
    subplot(2,2,1), plot(w,sxr);
    title('Spectrum X')
    subplot(2,2,2), plot(w,syr);
    title('Spectrum Y') subplot(2,2,3),
    plot(w,cxyr);
    title('Co-spectrum XY')

```

```

subplot(2,2,4), plot(w,qxyr);
title('Cudrature XY')
figure
subplot(3,1,1),
plot(w,hxy);
title('Coherence XY')
subplot(3,1,2), plot(w,R);
title('Gain XY')
subplot(3,1,3), plot(w,Q);
title('Phase XY')

```

Funciones de Matlab para pruebas de causalidad de Granger por frecuencia con base en los códigos de Gauss de Breitung y Candelon (2006) (modificado para considerar los tipos de ciclos específicos de acuerdo con el tamaño de muestra)

Importante: esta función es una versión de Matlab de los códigos de Gauss de Breitung and Candelon (2006) disponibles en sus sitios web. Derechos reservados J. Breitung y B. Candelon.

```

%INPUT: Y Txk matrix of data.
%1st column: Target variable
%2nd column: Causing variable
%p number of lags
%OUTPUT: G 314 x 2 matrix where the 1st column contains
%frequencies and 2nd column: Wald test statistics
%This function compute the test function [wald] = granger(y,p,w)
[n,k] = size(y);
xstar = y(3:n,2)-2*cos(w)*y(2:n-1,2) + y(1:n-2,2);
x = horzcat(y(p:n-1,:),y(p-1:n-2,:));
if p>2;
    i = 1;
    while i<p-2;
        x = horzcat(x,y(p-1-i:n-2-i,1));
        if k>2;
            x = horzcat(x,y(p-1-i:n-2-i,3:k));
        end
        i = i + 1;
    end
end

```

```

        end
    i = 1;
    while i <= p-2;
        x = horzcat(x, xstar(p-1-i:n-2-i));
        i = i + 1;
    end
    x = horzcat(x, ones(n-p, 1));
    [e1, e2] = size(x);
    depvar = y(p+1:n, 1);
    b = inv(x'*x)*x'*depvar; u = depvar-x*b; sig2 = u'*u; sig2 = sig2/(
n-p-e2); varb = sig2*inv(x'*x); ind = vertcat(2, (k+2));
    wald = b(ind)'*inv(varb(ind, ind))*b(ind);
end
%This function uses the previous function
%to calculate the test for multiple frequencies.
function [wald, wstar] = tfreq(y, p)
T = length(y); t = (1:T)';
j = (1:T/2);
wstar = 2*pi*j/T;
    wald = zeros(314, 2);
        wstar = 0.01;
        j = 1;
        while wstar < 3.14;
            wald(j, 1) = wstar;
            wald(j, 2) = granger(y, p, wstar);
            wstar = wstar + 0.01;
            j = j + 1;
        end
end
end

```


Bibliografía

- Bernanke, B., M. Gertler, y S. Gilchrist (1999), “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, en J. B. Taylor y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, parte C, capítulo 21, Elsevier, pp. 1341- 1393, <[https://doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)10034-X](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)10034-X)>.
- Breitung, J., y B. Candelon. (2006). “Testing for Short- and Long-Run Causality: A Frequency-Domain Approach”, *Journal of Econometrics*, vol. 132. núm. 2, junio, pp. 363-378, <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.02.004>>.
- Brunner, K., y A. H. Meltzer (1990), “Money supply”, en B. M. Friedman y F. H. Hahn (eds.), *Handbook in Monetary Economics*, vol. 1, capítulo 9, Elsevier, pp. 357-398, <[https://doi.org/10.1016/S1573-4498\(05\)80012-8](https://doi.org/10.1016/S1573-4498(05)80012-8)>.
- Busch, U. (2012), *Credit Cycles and Business Cycles in Germany: A Comovement Analysis*, mimeo., febrero, <<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2015976>>.
- Caballero, R., y A. Krishnamurthy (1998), *Emerging Market Crises: An Asset Markets Perspective*, Working Papers, núm. 98-18, MIT.
- Céspedes, L. F., R. Chang, y A. Velasco (2004), “Balance Sheets and Exchange Rate Policy”, *American Economy Review*, vol. 94, núm. 4, septiembre, pp. 1183-1193.
- Chen, X., A. Kontonikas, y A. Montagnoli (2012), “Asset Prices, Credit and the Business Cycle”, *Economics Letters*, vol. 117, núm. 3, pp. 857-861, <[doi:10.1016/j.econlet.2012.08.040](https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.08.040)>.
- Claessens, S., M. A. Kose, y M. E. Terrones (2011), *How do Business and Financial Cycles Interact?*, CEPR Discussion Paper, núm. DP8396.
- Gómez-González, J., J. Ojeda-Joya, F. Tenjo-Galarza, y H. Zárate (2013), *The Interdependence Between Credit and Business Cycles in Latin America Economies*, Borradores de Economía, núm. 768.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hayek, F. (1929), *Monetary Theory and the Trade Cycle*, Jonathan Cape, Londres.
- Helbling, T., R. Huidrom, M. A. Kose, y C. Otrok (2010), *Do Credit Shocks Matter? A Global Perspective*, IMF Working Paper, núm. WP/10/261.

- Kiyotaki, N. (1998), "Credit and Business Cycles," *Japanese Economic Review*, vol. 49, núm. 1, pp. 18-35, <<https://doi.org/10.1111/1468-5876.00069>>.
- Kiyotaki, N., y J. Moore (1997), "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, vol. 105, núm. 2, pp. 211-248, <<http://dx.doi.org/10.1086/262072>>.
- Kocherlakota, N. R. (2000), "Creating Business Cycles Through Credit Constraints", *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, vol. 24, núm. 3, verano, pp. 2-10.
- Minsky, H. (1982), "The Financial-Instability Hypothesis: Capitalist Processes and the Behavior of the Economy", en C. P. Kindleberger y J. Laffargue, *Financial Crises*, capítulo 2, University Press.
- Reyes, N. R., J. E. Gómez-González, y J. Ojeda-Joya (2013), *Bank Lending, Risk Taking, and the Transmission of Monetary Policy: New Evidence for Colombia*, Borradores de Economía, núm. 772.
- Zhu, F., (2011), *Credit and Business Cycles: Some Stylized Facts*, mimeo., BIS.

Colchones de capital bancario y prociclicidad en América Latina

Óscar A. Carvalho
Leslie A. Jiménez

Resumen

En este capítulo estudiamos empíricamente los patrones de fluctuación de los colchones regulatorios de capital respecto al ciclo económico, para el periodo de 2001 a 2013, con datos de 18 países y 456 bancos de América Latina y el Caribe. Además, se presentan resultados para Argentina, Brasil, México, Panamá y Venezuela. Nuestros resultados indican que, aunque la intuición general que sustenta la propuesta anticíclica de los colchones de capital de Basilea III se conforma de datos, se registran patrones diferenciados en los distintos países, siendo variables determinantes el tamaño, el tipo de organización de los bancos y el grado de competitividad de los sistemas bancarios de la región.

Palabras clave: capital bancario, prociclicidad, ciclo económico, colchones de capital, Basilea III, América Latina.

Clasificación JEL: G21, G28, E32.

1. INTRODUCCIÓN

La crisis financiera que experimentó la economía mundial desde 2007 fue enfrentada con esfuerzos coordinados en varios frentes. Por un lado, se acometió la reestructuración y el fortalecimiento, en escala mundial, del sistema de regulación financiera. Se procedió igualmente a la aportación de capital y a la nacionalización

Ó. Carvalho <ocarvalho@cemla.org>, subgerente de Investigación Financiera, y L. Jiménez <ajimenez@cemla.org>, economista, Gerencia de Investigación Económica, CEMLA.

parcial de gran parte de los principales bancos, proceso ya totalmente revertido. Se sucedieron programas masivos de estímulo fiscal en forma simultánea, así como estímulos de demanda mediante una política monetaria extremadamente laxa en el ámbito internacional.

Las reformas en la regulación financiera que se han llevado a cabo incluyen la nueva propuesta de estándares de capital regulatorio (Basilea III), así como las profundas reformas regulatorias en Estados Unidos (Ley Dodd-Frank de reforma de Wall Street y protección del consumidor, de julio de 2010) y en la Unión Europea (Nuevo Marco Europeo de Regulación Financiera, aprobado por la Comisión Europea en septiembre de 2010).¹

Liderado por el G20, el Comité de Basilea generó una serie de propuestas en 2008, que sirvieron de base, luego de un largo y arduo proceso de negociación internacional, a las nuevas reglas anunciadas el 12 de septiembre de 2010. Estas reglas, conocidas como Basilea III, forman parte del paquete internacional de reformas y tratan de lograr dos objetivos generales: 1) fortalecer las bases patrimoniales bancarias, exigiendo una evaluación de riesgo más rigurosa, y 2) contribuir a la recuperación de la economía mundial mediante la institución de normas que a futuro reduzcan la probabilidad de crisis e incrementen la confianza en el sistema financiero.

Se trató de conjuntar ambos objetivos por medio de un periodo de transición relativamente largo, en el que se establece un límite superior al apalancamiento bancario y se incorporan elementos anticíclicos en la propuesta. El esquema de fortalecimiento patrimonial progresivo, que inició el 1 de enero de 2013 y concluirá el 1 de enero de 2019, persigue contribuir a la estabilidad financiera a largo plazo, haciendo que los bancos puedan acometer los nuevos requerimientos mientras sostienen la recuperación económica mediante el crédito bancario. El ajuste del capital regulatorio, si bien puede calificarse inicialmente como una medida de corte restrictivo que

¹ Ley H.R. 4173: “Para promover la estabilidad financiera de Estados Unidos mediante la mejora de la rendición de cuentas y la transparencia en el sistema financiero, a fin de terminar con ‘el demasiado grande para quebrar’, para proteger al contribuyente estadounidense mediante el fin de los rescates, para proteger a los consumidores contra las prácticas abusivas de los servicios financieros, así como para otros propósitos”, Congreso de Estados Unidos, julio de 2010. Jacques de Larosière (2009), *The High-level Group on Financial Supervision in the EU-Report*, Bruselas, 25 de febrero de 2009.

podiera comprometer la fase de recuperación del ciclo expansivo, no pareciera afectar, en principio, el crecimiento económico dada la transitoriedad establecida.

Los documentos consultivos originales, *Strengthening the Resilience of the Banking Sector: International Framework for Liquidity Risk Measurement, Standards and Monitoring* (BCBS, 2009a y 2009b), introducen reformas fundamentales en los siguientes aspectos: exigencia de un capital de mayor calidad, transparencia y consistencia; fortalecimiento de la cobertura de riesgo y aumento de estándares mínimos; introducción de un coeficiente de apalancamiento máximo; mitigación de la prociclicidad de los requerimientos de capital; establecimiento de nuevos estándares internacionales de liquidez, e incremento de la supervisión de instituciones y mercados sistemáticamente importantes.

Una visión común en todas las iniciativas es que la regulación del sistema financiero debe tener en cuenta los riesgos sistémicos que se derivan de la cada vez mayor interconexión de los mercados financieros y la mayor complejidad que se deriva de la rápida innovación tecnológica. Esta nueva visión, dada a conocer como regulación *macrofinanciera*, debe ser un complemento de la tradicional regulación *microfinanciera*, la cual, de por sí, sería insuficiente para dar cuenta del creciente entramado entre instituciones y mercados financieros, y entre instituciones y mercados del sector no financiero con las del financiero, de la presencia de un sistema financiero paralelo alimentados por la innovación financiera y la circunvención de la regulación microfinanciera. La atención en el riesgo sistémico y la regulación macrofinanciera, unida a concomitantes sistemas comprensivos de alerta temprana, será una característica perdurable de la regulación bancaria y de la banca central en general en los próximos años.

1.1 En torno a la prociclicidad financiera

Cabe preguntarse qué se entiende por ciclicidad. Reinhart *et al.* (2011), quienes estudian la graduación de los países de episodios de crisis de impago de deuda externa, inflación y bancarías, plantearon el concepto de *graduación de la prociclicidad*. De igual modo, Frankel *et al.* (2013) estudian la graduación respecto a la prociclicidad fiscal, en tanto que Shin y Shin (2011) analizan la prociclicidad de los agregados monetarios, en particular, respecto al financiamiento *no estable*

(*noncore funding*). La graduación de prociclicidad se puede entender como la adquisición, por parte los agentes (sean países, bancos o gobiernos), de la capacidad de disminuir el riesgo de recurrencia de episodios de crisis, en forma procíclica, ya sea con los agregados monetarios, fiscales, financieros o externos.

El ciclo financiero también ha llegado a tener una acepción más amplia en la literatura, entendido como “una interacción autorreforzada entre percepciones y tolerancia de/al riesgo y restricciones financieras” (Borio, 2014), la cual ocurre en ciclos de menor frecuencia respecto al ciclo de negocios, así como desacoplamiento entre dinero, ahorro y crédito. De igual modo, modelos teóricos como los de Kiyotaki y Moore (1997), y Adrian y Boyarchenko (2012) generan ciclos de crédito y apalancamiento. Schularick y Taylor (2009) examinan el comportamiento del crédito, el dinero, el apalancamiento y las hojas de balance de los sistemas bancarios de economías avanzadas, tanto en el periodo previo como en el posterior a la segunda guerra mundial. Ellos encontraron un cambio estructural en el apalancamiento en el segundo lapso, acompañado por una aceleración del crédito en relación con el producto y el crecimiento del dinero.

La bibliografía reseñada sobre la graduación de la prociclicidad y sus factores determinantes converge hacia dos factores: la importancia de las instituciones (contratos y cómo hacerlos valer) y el nivel de integración financiera de las economías. Por ejemplo, Gavin, Hausmann *et al.* (1996), así como Gavin y Perotti (1997), argumentan que el acceso limitado a los mercados de capital internacionales determina la posibilidad de los países de implantar políticas anticíclicas. En el caso de la ciclicidad monetaria, trabajos como los de Shin y Shin (2011) y Adrian y Shin (2010) destacan el papel de la integración financiera en el aumento del financiamiento no estable, el cual termina relacionándose con auges de apalancamiento crediticio y riesgo sistémico. Cetorelli y Goldberg (2012) encuentran que los bancos internacionales gerencian la liquidez en escala mundial de manera centralizada, movilizando recursos a través de fronteras en respuesta a choques locales, contribuyendo así a la propagación de los mismos. Bruno y Shin (2014) proponen un modelo de banca y liquidez mundial, en el cual bancos internacionales interactúan con sus pares locales. Surgen ciclos de apalancamiento, determinados por la transmisión de condiciones financieras internacionales de flujos de capitales bancarios.

1.2 Basilea III y la respuesta regulatoria ante la prociclicidad

La normativa regulatoria anterior a la crisis, conocida como Basilea II, fue aprobada recién en 2004, y la mayoría de los bancos internacionales aún estaban en proceso de instrumentación cuando estalló la crisis financiera internacional, en 2007. Basilea II no pudo probar legítimamente su potencial regulatorio. Sin embargo, la gravedad de la crisis llevó al convencimiento de que este marco era aún insuficiente para servir de soporte al actual sistema financiero internacional. Algunos problemas que se evidenciaron fueron:

- excesivo endeudamiento de consumidores, empresas y de los mismos bancos, que en un escenario de virulenta aversión al riesgo desencadenó iliquidez e insolvencia generalizada;
- efectos de contagio entre sectores: la pérdida de capacidad de pago de algunos sectores de la economía terminaba reduciendo la capacidad de pago y de endeudamiento de otros sectores económicos, incluso en escala mundial; y
- los bancos experimentaron mayor necesidad de recolectar capital justo en momentos cuando los mercados de capital se estaban cerrando.

Este último efecto, reflejado en la llamada prociclicidad de los colchones de capital bancario, resulta particularmente nocivo en su interacción con el ciclo económico. Los colchones de capital son tenencias de capital regulatorio bancario por arriba de los mínimos regulatorios exigidos. Cuando los bancos no acumulan reservas de capital durante periodos de auge económico, estos pueden quedar atrapados en una situación de insuficiencia de capital durante la fase recesiva del ciclo. En estas circunstancias, y para evitar intervención regulatoria excesiva y costosa, los bancos tenderán a ajustar sus niveles de capitalización. Este ajuste ocurre mediante reducciones en los activos, principalmente préstamos, o mediante recomposiciones en la ponderación de riesgo de los activos. Ambas reacciones tienden a contraer la oferta de crédito de los bancos, lo cual acentúa el ciclo. La otra opción posible es obtener nuevo capital, lo cual se torna más costoso en la etapa recesiva. Se espera entonces una fluctuación de signo negativo entre los colchones de capital y el ciclo económico. De este modo, esta conducta cíclica de los colchones de capital

regulatorio ampliaría el efecto de choques al producto (Repullo y Suárez, 2013; Borio y Zhu, 2012).

Con el propósito de aminorar estos efectos cíclicos, Basilea III requiere que los bancos aumenten sus colchones de capital durante periodos de auge económico, mediante: 1) un colchón de capital obligatorio del 2.5%, e 2) un *colchón de capital anticíclico discrecional* del 2.5% durante el periodo de auge económico. Mientras que estas propuestas han sido calibradas con datos de economías avanzadas, menos evidencia se ha presentado respecto al comportamiento dinámico de los colchones de capital en economías emergentes. Este trabajo pretende ayudar a subsanar esta laguna, mediante el estudio del comportamiento cíclico de los colchones de capital en una región emergente, América Latina y el Caribe.

El estudio empírico utiliza datos bancarios de los sistemas de la región, y examinan el vínculo de los colchones de capital con el ciclo, mientras se consideran otros factores determinantes de los colchones que se han señalado en la bibliografía. En la siguiente sección se revisan estos factores a la luz de la literatura. En la sección 3 se presenta el modelo de ajuste parcial que sirve de marco para el trabajo empírico. En la sección 4 se introducen los datos y resultados de las estimaciones. La última sección presenta las conclusiones. Nuestros resultados indican que, aunque la intuición general que sustenta la propuesta anticíclica de los colchones de capital de Basilea III se sustenta en datos, patrones diferenciados se registran en los distintos países, siendo variables determinantes el tamaño, el tipo de organización de los bancos y el grado de competitividad de los sistemas bancarios de la región.

2. FACTORES DETERMINANTES DE LOS COLCHONES DE CAPITAL

Con el fin de identificar vínculos que permitan explicar la dinámica que siguen los colchones de capital, se han evaluado diferentes indicadores de los costos bancarios relacionados, los cuales, siguiendo a Fonseca y González (2010), se pueden clasificar en tres categorías: costos de ajuste, costos de financiamiento y de tensión financiera. De igual manera, el poder de mercado y la regulación, en tanto condicionan la magnitud y dirección de estos costos, son parte importante del análisis.

En relación con los costos de ajuste, es frecuente en la bibliografía la idea de que los bancos mantienen colchones suficientes para tomar oportunidades de inversión repentinas o para ser capaces de soportar el golpe de choques adversos (Berger, 1995), sobre todo si su coeficiente de capital es muy volátil. Además, mayores colchones de capital están asociados con la imposición de sanciones altas por incumplimiento de requerimientos mínimos o con costos de incremento de capital significativos.

Por el lado de los costos de financiamiento, en Fonseca y González (2010) se argumenta que los incentivos que tengan los accionistas de los bancos para elevar los coeficientes de capital dependerán del margen entre el costo de financiamiento y el costo de capital. Ante una situación de elevado apalancamiento, los accionistas requerirán un mayor rendimiento del capital debido al mayor riesgo. En el caso del costo de financiamiento, una situación de riesgo mayor incrementará la tasa de depósitos sólo en caso de que no se cuente con disciplina en el mercado; es decir, que el pago de los depósitos no pueda asegurarse. En este caso, el aumento en la tasa de financiamiento llevará a los accionistas a mantener colchones de capital elevados, con el fin de evitar altos pagos por financiamiento; por eso se espera una relación positiva entre el costo de financiamiento y los colchones de capital.

En Fonseca y González (2010) se sigue una metodología propuesta por Demirgüç-Kunt y Huizinga (2004) para medir los costos de depósito, definidos como el coeficiente entre gastos por pago de intereses y la deuda financiera total menos la tasa gubernamental. En cambio, como medida aproximada del costo de oportunidad del capital, en Ayuso *et al.* (2004) se incluye el rendimiento sobre (ROE), con la expectativa de una relación negativa entre el ROE y el colchón de capital.

En cuanto a costos por tensiones financieras, en Keeley (1990) y Acharya (1996) se ha destacado el vínculo entre el nivel de capital que mantiene una institución y su perfil de riesgo. Los resultados sugieren que la disminución del valor de franquicia de los bancos (*charter value*), como consecuencia de la modificación de las condiciones de competencia, deriva en la asunción de mayores riesgos, y que un alto poder de mercado asociado con un mayor valor de franquicia reduce los incentivos para la toma de decisiones riesgosas, con el fin de mantener en niveles altos este valor. Siguiendo la lógica de que el grado de competencia tienen efecto en el perfil de riesgo

y en los colchones de capital, Fonseca y González (2010) incluyeron en su análisis el índice de Lerner como una medida del poder de mercado de los bancos.

Como alternativa para la medición del poder de mercado, en Boone (2008) se introduce una nueva aproximación basada en las utilidades de las empresas. La idea es que el efecto que tenga un incremento en el grado de competencia en una industria sobre una empresa específica depende de qué tan eficiente sea esta: el efecto será mayor entre menor sea la eficiencia con la que opera. Si se define eficiencia como la capacidad de producir la misma cantidad de producto a menores costos, entonces la comparación de las utilidades relativas de alguna empresa eficiente y los de una menos eficiente aporta información acerca del grado de competencia en esa industria. Entre más competido es el mercado, más fuerte es la relación entre diferencias de eficiencia y diferencias en rendimiento.

En general, la mayor parte de la evidencia empírica internacional para economías avanzadas y algunas emergentes apunta hacia una fluctuación negativa entre los colchones de capital y el ciclo económico.² Algunos estudios, sin embargo, registran patrones cíclicos diferenciados. Por ejemplo, Jokipii y Milne (2008) estudian los sistemas de la Unión Europea, así como los llamados países de reciente adhesión, EU15 y EU25, separadamente. Los autores encontraron que los colchones de capital de bancos de ahorro, comerciales y grandes fluctúan en forma negativa, en tanto que los de bancos cooperativos y más pequeños lo hacen positivamente. Fonseca y González (2010) encuentran patrones diferenciados entre economías avanzadas y emergentes, así como dentro de sus respectivos sistemas bancarios. Carvallo *et al.* (2015), estudiando los patrones cíclicos de los colchones de capital en América Latina y el Caribe, encontraron diferencias entre los signos asociados al ciclo entre países, cuando se usan variables específicas a los bancos.

Finalmente, Barth, *et al.* (2004) han buscado determinar los efectos que tienen las prácticas de supervisión y regulación sobre la eficiencia, la fragilidad y el desarrollo del sector bancario. Se encontró evidencia de la relación entre el desempeño de los bancos y este tipo de indicadores.

² Ver Ayuso *et al.* (para España, 2004), Lindquist (Noruega, 2004), Bikker y Metzmakers (mundial, 2004), Stoltz y Wedow (Alemania, 2006), García Suaza *et al.* (Colombia, 2012), Tabak (Brasil, 2011) y Shim (Estados Unidos, 2013).

3. MODELO EMPÍRICO

La estimación mediante el método generalizado de momentos en diferencias (*difference* GMM) en grupos dinámicos, desarrollado por Arellano y Bond (1991), permite explotar de manera óptima tres cuestiones relevantes para este trabajo: 1) la presencia de efectos no observables específicos de cada banco, que son eliminados al tomar primeras diferencias de todas las variables; 2) el proceso autorregresivo en los datos, es decir, la necesidad del uso de variables dependientes rezagadas en el modelo para registrar la naturaleza dinámica de los colchones de capital, y 3) la posibilidad de tener variables explicativas no estrictamente exógenas. Así queda resuelto el problema de posible endogeneidad derivado de la inclusión de un término rezagado de la variable dependiente ($BUF_{i,t}$) en el modelo.

Sin embargo, el estimador desarrollado por Arellano y Bond (1991) asume que todas las variables explicativas están potencialmente relacionadas con los efectos individuales, por lo que, en el caso de que haya instrumentos disponibles que no lo estén, se pierde la información que pudieran aportar en niveles sobre la dinámica de las variables relevantes. Un esquema capaz de extraer información de variables en niveles es presentado en Arellano y Bover (1995), el cual lleva del estimador en diferencias GMM al sistema estimador GMM. En Blundell y Bond (1998) se presentan las restricciones que justifican el uso de un sistema estimador GMM, que utiliza variables en niveles como instrumentos para ecuaciones en primeras diferencias y aporta una estructura de varianza-covarianza más flexible; de igual forma, demuestra que hay una ganancia en eficiencia en el uso de este último.

En Blundell y Bond (1998) se caracteriza el problema de debilidad de instrumento que está vinculado con el estimador de Arellano y Bond (1991) y muestra que este se evita con el uso del sistema estimador GMM. Considerando estos elementos, para este trabajo se eligió como estimador el sistema GMM en dos pasos.

Siguiendo las referencias previas (Carvalho *et al.*, 2015; Fonseca y González, 2010; Ayuso *et al.*, 2004; y Jokipii y Milne, 2008), en este trabajo se plantea un esquema de ajuste parcial para dilucidar los efectos del ciclo económico sobre los colchones de capital bancarios de la forma siguiente:

$$1 \quad BUF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 BUF_{i,t-1} + \alpha_2 CYCLE_t + \delta X_{i,t} + \eta_i + u_{i,t}.$$

Aquí, $BUF_{i,t}$ representa el colchón de capital del banco i en el tiempo t y el coeficiente asociado α_1 refleja los costos de ajuste; η_i está asociado con factores específicos que afectan la constitución del capital de cada banco y $u_{i,t}$ es el término de error independiente con media cero. La variable $CYCLE_t$ es una medida del ciclo económico en el tiempo t , de modo que el signo del coeficiente α_2 aporta información sobre si las fluctuaciones del colchón de capital son negativas o positivas con respecto al indicador de actividad económica.

Con la finalidad de hallar el conjunto de variables específicas por banco i en el tiempo t que describa correctamente la dinámica del colchón de capital, en este trabajo se proponen diversos vectores $X_{i,t}$ teniendo en cuenta las relaciones descritas anteriormente.

4. DATOS Y RESULTADOS EMPÍRICOS

Los resultados presentados en este estudio fueron obtenidos con datos de Bankscope en cuanto a los bancos y de las bases regulatoria y de desarrollo financiero internacionales del Banco Mundial, y cubren el periodo de 2001 a 2013. En el ámbito regional, los resultados incluyen datos de 18 países y 456 bancos. Además, se presentan resultados para Argentina, Brasil, México, Panamá y Venezuela. Al final se cuenta con un conjunto de datos desequilibrado debido a que en el periodo en consideración algunos de los bancos empezaron a operar mientras que otros dejaron de hacerlo. En el anexo A se presentan medidas estadísticas descriptivas de las variables bancarias utilizadas en la estimación. En el cuadro A se presentan estadísticas descriptivas de las variables dependiente y explicativas; en tanto en el cuadro 1 se presentan sus definiciones.

Además se incluyeron controles sobre el tamaño del banco. De acuerdo con lo presentado en Ayuso *et al.* (2004), se generó una variable binaria (*SizeCo*) que vale uno para aquellos bancos cuyo tamaño es superior al percentil 75 en su país, con el fin de probar la hipótesis frecuente sobre que los bancos grandes tienden a mantener bajos niveles de capital debido a que confían en que son *muy grandes para caer*. Se mide también la significancia de la interacción de esta variable asociada al crecimiento del producto (*GPIB*).

Se consideran para el análisis bancos comerciales, cooperativos, de ahorro, inmobiliarios e hipotecarios. Al igual que en Jokipii y Milne (2008), se crearon variables binarias para el tipo de especialización

para identificar desviaciones por tipo de banco y además se cuantifica la significancia de las interacciones de estas variables binarias y el *GPIB*.

En el cuadro 2 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación 1, considerando todos los países de la región para los que se cuenta con información y diferentes formulaciones para el vector $X_{i,t}$, incluyendo sólo aquellas variables que resultaron generalmente significativas. Se muestran los resultados de las pruebas de Arellano-Bond y Hansen para verificar que no haya correlación serial en los términos de error y la validez de los instrumentos.

Se observa que para cada especificación, el coeficiente que describe la relación entre el crecimiento del $GPIB_t$ y los colchones de capital es significativo y negativo, de modo que se tiene evidencia de que, considerando los cinco diferentes modelos, hay una fluctuación negativa respecto al ciclo económico si se tienen en cuenta los 18 países de la región.

En cuanto al costo de ajuste denotado por BUF_{t-1} , se obtiene que los costos de ajuste son significativos en la región, y si consideramos los modelos que contienen sólo un nivel de rezago, es posible contrastar los resultados con lo obtenido en Carvallo *et al.*, (2015), en donde se argumenta que este coeficiente también aporta información sobre la velocidad de ajuste, que entre más cercano a cero sea, refleja mayor rapidez de recuperación del capital; se puede decir que al considerar todos los países de la región, hay una relativa rapidez de acceso al capital.

Los resultados de la variable $SIZE_t$ son significativos y negativos para tres formulaciones; en este caso indican que el tamaño del banco está inversamente relacionado con el colchón de capital, lo que es congruente con la hipótesis de *muy grande para caer*, ya que las previsiones que incitan a estos a mantener niveles altos de capital disminuyen a medida que aumenta su tamaño.

Los coeficientes asociados al $ROAA_t$, que son positivos y significativos, indican que cuando el rendimiento de los bancos de América Latina se incrementa, estos tienden a aumentar los niveles de su colchón de capital. Los bancos más rentables tienen una base de crecimiento de sus capitales más sólida, como cabría esperar. En cuanto a LLR_t , que tiene coeficiente positivo y significativo en algunas de las regresiones, indica una tendencia de aumentar los colchones de capital cuando hay altas pérdidas esperadas.

Cuadro 1

DEFINICIONES

<i>Variable</i>	<i>Definición¹</i>	<i>Fuentes</i>
Colchón de capital (BUF)	Monto del coeficiente de capital de los bancos que excede el requerimiento mínimo de capital (MCR). ² El capital se aproxima por la variable de coeficiente de capital total (<i>total capital ratio</i> , TCR).	MCR, ³ BM, TCR, Bankscope
Tamaño del banco (SIZE)	Se aproxima a partir del cálculo del logaritmo natural de la variable de activos totales de Bankscope.	Bankscope
Utilidad, rendimiento sobre activos promedio (ROAA)	Así como en la bibliografía previa ⁴ se utiliza el rendimiento sobre capital (ROE), aquí se toma como aproximación al costo de oportunidad del capital.	
Reserva para préstamos incobrables/ préstamos brutos (LLRGL)	Es una medida del monto de reservas que mantienen los bancos ante posibles pérdidas en sus carteras y se utiliza como indicador del riesgo detectado por cada institución.	
Ciclo económico (CYCLE)	Se utiliza el indicador de crecimiento económico (GPIB) como referente del ciclo económico y su coeficiente aporta información sobre la prociclicidad que se busca identificar.	Banco Mundial
Indicador de Boone (BOONE)	Se calcula como la elasticidad de la utilidad a los costos marginales. Un incremento en el indicador de Boone implica un deterioro del conducto competitivo de los intermediarios financieros.	
Escasez de capital general (OCS)	Indica si el requerimiento de capital refleja ciertos elementos de riesgo y reduce ciertas pérdidas en valor de mercado del capital antes de determinar el capital mínimo adecuado.	
Poder de supervisión oficial (OSP)	Indicador de si las autoridades de supervisión tienen el poder para tomar acciones específicas para prevenir y corregir problemas.	
Dinero y cuasidinero (MCM)	Comprende billetes y monedas en posesión del público, las cuentas de cheques en poder de residentes del país, depósitos en cuenta corriente, la captación bancaria de residentes, los valores públicos y privados en poder de residentes y los fondos para el retiro.	

Cuadro 1 (cont.)

<i>Variable</i>	<i>Definición¹</i>	<i>Fuentes</i>
Índice de vigilancia privada (PMI)	Mide si hay incentivos o capacidad para la vigilancia privada de las empresas. Altos valores indican más monitoreo privado.	
Restricciones generales sobre actividades bancarias (ORBA)	Refleja la suma de: 1) actividades de valores, definidas como el grado en el que pueden participar los bancos en actividades de suscripción, corretaje y operaciones de valores, y todos los aspectos de la industria de fondos mutuos; 2) actividades de seguros, que mide el grado en el que pueden participar los bancos en la suscripción y venta de seguros, y 3) actividades inmobiliarias, definidas como el grado de participación al que pueden acceder los bancos en inversión, desarrollo y manejo de bienes raíces.	
Contabilidad bancaria (BACC)	Refleja si la cuenta de resultados incluye intereses acumulados o sin pagar, o el principal de los préstamos en mora, y si los bancos están obligados a producir estados financieros consolidados.	
Limitaciones a la entrada de bancos extranjeros/ propiedad (LFBE0)	Especifica si los bancos extranjeros podrían ser dueños de bancos nacionales o si estos podrían entrar a la industria bancaria del país.	
Financiamiento con depósitos asegurados (FID)	Mide en qué grado hay riesgo moral.	
Bancos de propiedad extranjera (FOB)	La extensión de la propiedad extranjera en el sistema bancario.	

¹ Las definiciones de supervisión y regulación siguen a *Barth et al.* (2004).

² Definido de acuerdo con Jokipii y Milne (2008).

³ El MCR se obtuvo de las Bank Regulation and Supervision Surveys del Banco Mundial para los años 2000, 2003, 2007 y 2012.

⁴ Ayuso *et al.* (2004); se incluye el rendimiento sobre capital (ROE) con la expectativa de una relación negativa entre este y el colchón de capital.

Cuadro 2

AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE: RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES					
<i>Variable</i>	<i>M1_LA</i>	<i>M2_LA</i>	<i>M3_LA</i>	<i>M4_LA</i>	<i>M5_LA</i>
GPIB _t	-0.406 ^c (0.06)	-0.224 ^c (0.06)	-0.092 ^a (0.05)	-0.415 ^c (0.06)	-0.093 ^a (0.04)
BUF _{t-1}	0.178 ^c (0.01)	0.175 ^c (0.01)	0.731 ^c (0.02)	0.185 ^c (0.01)	0.759 ^c (0.02)
BUF _{t-2}			0.034 ^a (0.02)		0.037 ^a (0.02)
SIZE _t	-2.797 ^c (0.21)	-2.886 ^c (0.25)	-0.121 (0.13)	-2.848 ^c (0.19)	-0.156 (0.14)
ROAA _t	0.941 ^c (0.10)		0.154 (0.10)	0.862 ^c (0.11)	0.121 (0.10)
LLR _t	0.337 ^a (0.15)	0.213 (0.21)	0.253 ^b (0.08)	0.228 (0.16)	0.218 ^c (0.06)
BOONE _t	35.690 ^c (9.20)	37.874 ^c (9.40)	14.784 ^b (5.30)	33.240 ^c (7.42)	13.188 ^b (4.37)
OCS _t	-0.851 ^b (0.32)	-0.970 ^b (0.35)	-0.325 (0.18)	-0.889 ^c (0.26)	-0.082 (0.17)
OSP _t	0.04 (0.23)	0.121 (0.23)	-0.282 ^a (0.11)		
CF _t		-0.016 ^c (0.00)	-0.005 ^a (0.00)	-0.002 (0.00)	-0.006 ^a (0.00)
MCM _t				-0.001 (0.02)	0.034 ^a (0.02)
Constante	54.036 ^c (5.97)	41.632 ^c (5.42)	2.455 (3.80)	41.799 ^c (3.41)	-28.247 ^b (10.83)
N	700	646	525	760	634
j	74	72	75	73	75
Hansen	55.556	60.312	39.017	51.613	42.412
Hansen <i>p</i>	0.454	0.228	0.959	0.528	0.91
AR1	-1.364	-1.754	-2.784	-1.675	-1.898
AR1 <i>p</i>	0.173	0.079	0.005	0.094	0.058
AR2	0.119	0.08	-1.211	0.639	-0.644
AR2 <i>p</i>	0.905	0.937	0.226	0.523	0.52

Nota: errores estándar entre paréntesis. ^ap < 0.05; ^bp < 0.01; ^cp < 0.001.

Los coeficientes positivos y significativos asociados con el indicador Boone reflejan que ante un deterioro en las condiciones de competencia, los colchones de capital se incrementan; de acuerdo con la teoría, esto está relacionado con una modificación del perfil de riesgo de los bancos, validando la hipótesis de *valor de franquicia*.

Las estimaciones para la variable OCS_t y OSP_t , al ser negativos y significativos, indican que ante una mayor rigurosidad en la regulación o un mayor poder por parte de las autoridades regulatorias, los colchones de capital son menores. Este comportamiento podría relacionarse con que, al estar más vigiladas, sea mayor la confianza que cada institución asocia con su capital y deje de tomar medidas precautorias más allá de las mínimas. La regulación más rigurosa estaría actuando, entonces, como un sustituto en el papel prudencial de los colchones.

Con el fin de identificar características específicas en el comportamiento de los colchones de capital en la región, se realizó la estimación del primero de los modelos presentados en el cuadro 2, pero considerando el tamaño del banco relativo a su país de origen y por tipo de especialización, además de las respectivas interacciones con el ciclo. En el cuadro 3 se presentan los resultados.

Hay dos resultados significativos respecto a este nuevo conjunto de modelos. En primer lugar, el coeficiente de la variable binaria para los bancos grandes y su respectiva interacción con el ciclo resulta significativo y negativo, lo cual aporta evidencia que nuevamente confirma la hipótesis de *muy grande para caer*. Aquellos bancos que son relativamente grandes en su país tienden a conservar colchones de capital de niveles menores a los demás. De igual manera, la magnitud del coeficiente de tamaño interactuado con el ciclo es mayor que el asociado con el resto de bancos. En segundo lugar, el resultado significativo y positivo de la variable binaria asociada con los bancos de ahorro indica que estos tienden a comportarse de forma positiva con el ciclo, además de que presentan mayores colchones que el resto de los bancos, lo cual podría estar asociado con un perfil más conservador de este conjunto de bancos.

Con el fin de identificar relaciones específicas para algunos países de la región, se realizaron estimaciones para Argentina, Brasil, México, Panamá y Venezuela, los cuales se presentan en el cuadro 4. Este grupo es representativo, en cuanto a dimensión y heterogeneidad, de los sistemas bancarios de la región. Para los cinco países se disponía de una muestra adecuada a la metodología y especificación

Cuadro 3

AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE: RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DEL MODELO 1

<i>Variable</i>	<i>M1_LA</i>	<i>M2_LA</i>	<i>M3_LA</i>	<i>M4_LA</i>	<i>M5_LA</i>
GPIB _t	-0.406 ^c (0.06)	-0.360 ^c (0.06)	-0.270 ^c (0.08)	-0.397 ^c (0.06)	-0.411 ^c (0.06)
BUF _{t-1}	0.178 ^c (0.01)	0.189 ^c (0.01)	0.207 ^c (0.02)	0.179 ^c (0.01)	0.183 ^c (0.01)
SIZE _t	-2.797 ^c (0.21)			-2.822 ^c (0.21)	-2.861 ^c (0.22)
ROAA _t	0.941 ^c (0.10)	0.874 ^c (0.12)	0.889 ^c (0.12)	0.949 ^c (0.10)	0.968 ^c (0.12)
LLR _t	0.337 ^a (0.15)	0.465 ^b (0.14)	0.594 ^c (0.15)	0.329 ^a (0.15)	0.391 ^b (0.15)
BOONE _t	35.690 ^c (9.20)	33.697 ^c (9.36)	44.021 ^c (9.76)	35.536 ^c (9.22)	39.858 ^c (9.12)
OCS _t	-0.851 ^b (0.32)	0.463 (0.33)	-0.953 ^b (0.32)	-0.853 ^b (0.32)	-0.939 ^b (0.32)
OSP _t	-0.04 (0.23)	0.3 (0.22)	0.17 (0.22)	0.012 (0.23)	0.049 (0.23)
SizeCo _t		-5.721 ^c (0.59)			
SizeCo _t *GPIB			-0.310 ^b (0.10)		
Bancos cooperativos				-0.013 (2.94)	
Bancos de ahorro				6.792 ^c (1.16)	
BancosCoop*GPIB					-0.161 (0.61)
BancosAhorro*GPIB					
Constante	54.036 ^c (5.97)	7.27 (3.93)	4.864 (2.51)	53.844 ^c (6.13)	43.272 ^c (4.70)
N	700	700	700	700	700
j	74	74	74	76	76
Hansen	55.556	51.203	56.223	56.789	60.204

Cuadro 3 (cont.)

<i>Variable</i>	<i>M1_LA</i>	<i>M2_LA</i>	<i>M3_LA</i>	<i>M4_LA</i>	<i>M5_LA</i>
Hansen p	0.454	0.62	0.429	0.408	0.293
AR1	-1.364	-1.317	-1.288	-1.367	-1.388
AR1 p	0.173	0.188	0.198	0.172	0.165
AR2	0.119	-0.224	0.358	0.088	0.159
AR2 p	0.905	0.823	0.72	0.93	0.874

Nota: errores estándar entre paréntesis. ^a $p < 0.05$; ^b $p < 0.01$; ^c $p < 0.001$.

Cuadro 4

AMÉRICA LATINA: RESULTADOS POR PAÍS EL MODEL 1

<i>Variable</i>	<i>Argentina</i>	<i>Brasil</i>	<i>México</i>	<i>Panamá</i>	<i>Venezuela</i>
GPIB _t	-0.195 (0.17)	0.347 ^c (0.01)	-0.110 ^c (0.02)	-0.031 (0.02)	-0.044 (0.03)
BUF _{t-1}	0.525 ^c (0.05)	0.205 ^c (0.00)	0.668 ^c (0.01)	0.282 ^c (0.01)	0.279 ^c (0.04)
SIZE _t	-1.3 (1.16)	-2.544 ^c (0.08)	-1.278 ^c (0.18)	-1.658 ^c (0.09)	-4.286 ^c (0.44)
ROAA _t	-1.976 (0.94)	-0.398 ^c (0.01)	0.463 ^c (0.04)	0.613 ^c (0.00)	1.551 ^c (0.11)
LLR _t	-1.277 ^a (0.55)	-0.235 ^c (0.01)	0.117 ^a (0.05)	1.557 ^c (0.04)	0.932 ^c (0.06)
Constante	17.137 (18.98)	46.720 ^c (1.09)	21.723 ^c (2.91)	26.006 ^c (1.05)	58.155 ^c (6.93)
N	41	806	191	214	165
j	13	82	40	76	78
Hansen	3.574	83.479	26.885	32.712	23.395
Hansen p	0.827	0.261	0.802	1.000	1.000
AR1	-1.660	-1.725	-1.777	-1.405	-2.495
AR1 p	0.097	0.085	0.076	0.160	0.013
AR2	-1.332	-1.352	-1.228	0.854	-0.551
AR2 p	0.183	0.177	0.220	0.393	0.581

Nota: errores estándar entre paréntesis. ^a $p < 0.05$; ^b $p < 0.01$; ^c $p < 0.001$.

adoptada al ámbito de país. Se puede ver que se preserva el comportamiento anticíclico que fue detectado en la región, salvo para Brasil. En cuanto al costo de ajuste y la velocidad de acceso al capital, hay diferencias significativas por país; por ejemplo, Argentina y México muestran una mayor facilidad de acceso al capital que el resto del grupo. Al igual que para toda la región, se observa que el tamaño de los bancos es una variable de fuerte significancia para el movimiento de los colchones de capital. En cuanto a los indicadores LLR_t y $ROAA_t$, Brasil presenta un comportamiento contrario al del resto de los países, al reflejar una disminución de los colchones de capital como respuesta a un incremento en los rendimientos o en las pérdidas esperadas.

En los cuadros 1 al 4 del anexo B, se muestran algunos resultados de robustez y diferenciación de resultados. En el cuadro B.1 se observan los resultados de reemplazar la variable binaria de tamaño relativo al país por la de tamaño en términos absolutos; resulta significativo que los bancos más grandes tienden a tener menores colchones de capital, lo que confirma los anteriores resultados relacionados con la hipótesis de *demasiado grande para quebrar*. En el cuadro B.2 se muestra la interacción de la variable de tamaño y el $GPIB_t$, que resulta significativa para Brasil, México y Panamá. Para estos países, no sólo los bancos grandes tienen una significativa fluctuación negativa con el ciclo, sino además el signo y significación cambia para el resto de los bancos. En el cuadro B.3 se presentan los resultados de incluir variables binarias por tipo de especialización de los bancos; es de interés que en Brasil son los bancos cooperativos los que mantienen un comportamiento anticíclico, y en Panamá los bancos de ahorro muestran una fluctuación positiva en cuanto a los colchones de capital. En el cuadro B.4 se muestran los resultados de incluir interacciones de las variables binarias por tipo de especialización de los bancos y el $GPIB_t$.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo estudiamos empíricamente los patrones de fluctuación de los colchones de capital regulatorio respecto al ciclo económico, para el periodo de 2001 a 2013, con datos de 18 países y 456 bancos de América Latina y el Caribe. Además, se presentan resultados específicos para Argentina, Brasil, México, Panamá y Venezuela.

Nuestros resultados indican que, aunque la intuición general que sustenta la propuesta anticíclica de los colchones de capital de Basilea III se sustenta en los datos, se registran patrones diferenciados en los distintos países. Se observa que para cada distinta especificación, el coeficiente que describe la relación entre el $GPIB_t$ y los colchones de capital es significativo y negativo, de modo que se tiene evidencia de que, considerando los cinco diferentes modelos, hay una fluctuación negativa respecto al ciclo económico si se tienen en cuenta los 18 países de la región. En cuanto al costo de ajuste asociado con la variable rezagada BUF_{t-1} , se obtiene que los costos de ajuste son significativos en la región.

Entre las variables que diferencian los patrones de cíclicidad y el nivel de los colchones están el tamaño, el tipo de organización de los bancos y los niveles de competitividad de los sistemas bancarios de la región. En general, los bancos más rentables y más riesgosos tienden a presentar mayor nivel de colchones. Los bancos de ahorro parecen ser más prudentes en su comportamiento cíclico y los bancos más grandes presentan menores niveles de colchones de capital. Menores niveles de competencia se asocian con bancos con mayor nivel en los colchones. Una regulación bancaria más estricta en la región parece servir como un sustituto de los colchones, en tanto que tiende a disminuir sus niveles.

Así, aunque en el agregado los bancos de la región presentan una fluctuación negativa con el ciclo, lo que concuerda con la propuesta de Basilea III, hay diferentes patrones cuando los datos se examinan y desagregan en el entorno de países, tamaño y tipo de organización. Esta diferenciación en los patrones cíclicos de los colchones de capital invita a una calibración más a la medida de los colchones de capital regulatorio anticíclicos, en particular, en su componente discrecional.

ANEXOS

Anexo A

Cuadro A

AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE VARIABLES UTILIZADAS

País	Número de bancos	BUF		ROAA		GDPC		SIZE		LLRGL	
		Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar
Argentina	17	3.285	17.801	-0.710	11.193	4.065	6.075	12.616	2.019	8.473	13.381
Brasil	149	14.812	25.526	1.975	5.284	3.280	2.222	13.709	2.058	6.826	14.764
Chile	30	24.125	39.949	1.049	2.459	4.108	1.926	14.506	2.158	3.087	2.337
Colombia	17	9.027	14.676	1.575	2.712	4.291	1.664	14.080	1.672	6.771	11.742
Costa Rica	10	5.902	6.130	2.310	2.712	4.389	2.559	11.414	2.098	2.194	1.474
Ecuador	20	7.503	14.071	-12.619	52.496	4.550	2.065	11.519	2.155	34.072	59.592
El Salvador	13	17.649	62.141	1.047	1.242	1.778	1.745	13.078	1.571	5.185	9.788
Guatemala	3	5.422	2.921	-1.039	21.288	3.410	1.359	12.427	1.462	7.634	19.517
Guyana	3	13.801	6.710	1.779	0.722	2.342	3.353	12.229	0.653	6.500	5.484
Honduras	7	16.358	29.087	1.186	2.904	3.989	2.259	12.457	1.096	4.288	3.413
Jamaica	9	13.592	13.654	2.127	2.852	-0.020	1.978	13.321	1.319	2.229	1.833
México	45	18.469	46.446	0.039	6.890	2.065	2.739	14.042	2.109	6.292	8.460
Nicaragua	7	5.879	2.777	-5.730	38.444	3.450	2.266	12.450	1.692	7.293	14.453
Panamá	47	11.639	15.811	1.280	3.558	7.025	3.283	12.963	1.492	2.200	2.887
Perú	14	5.115	13.507	1.447	4.150	5.732	2.520	13.862	1.811	5.905	3.806
Surinam	3	1.801	3.340	0.904	1.699	4.452	1.509	12.239	1.025	9.766	1.090
Trinidad y Tobago	7	20.702	14.139	2.187	1.306	4.407	5.292	13.990	1.367	1.786	1.543
Venezuela	55	23.489	59.302	3.432	6.580	3.468	7.229	13.418	2.109	6.910	9.107

Anexo B

Cuadro B.1					
AMÉRICA LATINA: RESULTADOS POR PAÍS PARA EL MODELO 1 CON VARIABLE BINARIA PARA EL 25% DE BANCOS MÁS GRANDES					
<i>Variable</i>	<i>Argentina</i>	<i>Brasil</i>	<i>México</i>	<i>Panamá</i>	<i>Venezuela</i>
GPIB _t	-0.161 (0.22)	0.300 ^c (0.01)	-0.091 ^c (0.02)	-0.048 ^c (0.01)	-0.217 ^c (0.02)
BUF _{t-1}	0.512 ^c (0.06)	0.235 ^c (0.00)	0.685 ^c (0.00)	0.305 ^c (0.01)	0.229 ^c (0.02)
SizeCo _t	5.881 (5.71)	-6.917 ^c (0.22)	-2.134 ^c (0.30)	-2.594 ^c (0.21)	-6.373 ^c (0.44)
ROAA _t	2.045 (1.00)	-0.338 ^c (0.01)	0.186 ^c (0.03)	0.676 ^c (0.00)	1.985 ^c (0.13)
LLR _t	-1.447 ^a (0.59)	-0.166 ^c (0.01)	0.136 ^c (0.04)	1.649 ^c (0.03)	1.142 ^c (0.06)
Constante	-1.91 (6.81)	11.992 ^c (0.09)	3.024 ^c (0.31)	3.900 ^c (0.19)	-2.648 ^a (1.05)
N	41	806	191	214	165
j	13	82	40	76	78
Hansen	3.317	85.999	27.926	30.190	18.472
Hansen <i>p</i>	0.854	0.203	0.759	1.000	1.000
AR1	-1.442	-1.669	-1.804	-1.408	-1.353
AR1 <i>p</i>	0.149	0.095	0.071	0.159	0.176
AR2	-1.335	-1.298	-1.161	0.858	-0.592
AR2 <i>p</i>	0.182	0.194	0.246	0.391	0.554
Nota: errores estándar entre paréntesis. ^a p < 0.05; ^b p < 0.01; ^c p < 0.001.					

Cuadro B.2

**AMÉRICA LATINA: RESULTADOS POR PAÍS PARA EL MODELO
ICON INTERACCIÓN DE LA VARIABLE BINARIA
PARA EL 25% DE BANCOS MÁS GRANDES Y EL PIB**

<i>Variable</i>	<i>Argentina</i>	<i>Brasil</i>	<i>México</i>	<i>Panamá</i>	<i>Venezuela</i>
GPIB _t	-0.854 (0.66)	0.794 ^c (0.01)	-0.061 (0.04)	0.064 ^b (0.02)	-0.274 ^c (0.05)
BUF _{t-1}	0.508 ^c (0.06)	0.243 ^c (0.00)	0.695 ^c (0.00)	0.315 ^c (0.00)	0.292 ^c (0.02)
SizeCo _t *GPIB	-0.685 (0.71)	-1.417 ^c (0.04)	-0.216 ^c (0.05)	-0.290 ^c (0.02)	0.048 (0.05)
ROAA _t	-2.035 (0.99)	-0.330 ^c (0.00)	0.134 ^c (0.02)	0.657 ^c (0.01)	2.020 ^c (0.10)
LLR _t	-1.447 ^a (0.60)	-0.150 ^c (0.01)	0.155 ^c (0.04)	1.594 ^c (0.04)	1.137 ^c (0.09)
Constante	-3.833 (2.99)	9.425 ^c (0.11)	2.145 ^c (0.24)	2.857 ^c (0.26)	-6.488 ^c (0.71)
N	41	806	191	214	165
j	13	82	40	76	78
Hansen	3.23	92.20	27.25	31.37	18.42
Hansen <i>p</i>	0.863	0.100	0.787	1.000	1.000
AR1	-1.321	-1.680	-1.809	-1.434	-1.460
AR1 <i>p</i>	0.186	0.093	0.070	0.152	0.144
AR2	-1.340	-1.371	-1.153	0.817	-0.744
AR2 <i>p</i>	0.180	0.170	0.249	0.414	0.457

Nota: errores estándar entre paréntesis. ^ap < 0.05; ^bp < 0.01; ^cp < 0.001.

Cuadro B.3

**AMÉRICA LATINA: RESULTADOS POR PAÍS PARA EL MODELO 1
CON VARIABLE BINARIA DE ESPECIALIZACIÓN DE BANCOS
COOPERATIVOS Y DE AHORRO**

<i>Variable</i>	<i>Argentina</i>	<i>Brasil</i>	<i>México</i>	<i>Panamá</i>	<i>Venezuela</i>
GPIB _t	-0.223 (0.19)	0.342 ^c (0.01)	-0.132 ^c (0.03)	-0.026 ^c (0.01)	-0.303 ^c (0.02)
BUF _{t-1}	0.442 ^c (0.06)	0.257 ^c (0.00)	0.677 ^c (0.01)	0.359 ^c (0.00)	0.290 ^c (0.02)
ROAA _t	1.916 (1.27)	-0.304 ^c (0.01)	0.171 ^c (0.04)	0.602 ^c (0.00)	1.974 ^c (0.07)
LLR _t	-0.876 (0.68)	-0.149 ^c (0.01)	0.307 ^b (0.10)	1.525 ^c (0.02)	1.047 ^c (0.11)
Bancos cooperativos	-9.092 (8.36)	-7.544 ^c	-0.847		
Bancos de ahorro			-24.836	1.870 ^c	0.704 (2.86)
Constante	1.663 (3.53)	9.420 ^c (0.10)	1.881 ^c (0.41)	2.145 ^c (0.08)	-5.941 ^c (0.69)
N	41	806	191	214	165
j	13	82	41	76	78
Hansen	4.699	91.505	25.906	31.633	17.526
Hansen <i>p</i>	0.697	0.109	0.839	1.000	1.000
AR1	-1.676	-1.635	-1.783	-1.470	-1.339
AR1 <i>p</i>	0.094	0.102	0.075	0.142	0.181
AR2	-1.278	-1.309	-1.071	0.888	-0.742
AR2 <i>p</i>	0.201	0.190	0.284	0.375	0.458

Nota: errores estándar entre paréntesis. ^ap < 0.05; ^bp < 0.01; ^cp < 0.001.

Cuadro B.4

**AMÉRICA LATINA: RESULTADOS POR PAÍS PARA EL MODELO 1
CON INTERACCIÓN DE LA VARIABLE BINARIA
DE ESPECIALIZACIÓN DE BANCOS COOPERATIVOS
Y DE AHORRO Y EL PIB**

<i>Variable</i>	<i>Argentina</i>	<i>Brasil</i>	<i>México</i>	<i>Panamá</i>	<i>Venezuela</i>
GPIB _t	-0.224 (0.19)	0.375 ^c (0.01)	-0.168 ^c (0.02)	-0.042 ^c (0.01)	-0.311 ^c (0.02)
BUF _{t-1}	0.439 ^c (0.06)	0.257 ^c (0.00)	0.693 ^c (0.00)	0.356 ^c (0.00)	0.290 ^c (0.02)
ROAA _t	-1.901 (1.25)	-0.301 ^c (0.01)	0.126 ^c (0.02)	0.606 ^c (0.00)	1.961 ^c (0.07)
LLR _t	0.906 (0.67)	-0.145 ^c (0.01)	0.139 ^c (0.04)	1.548 ^c (0.02)	1.059 ^c (0.11)
Bancos cooperativos*GPIB	1.076 (0.98)	-1.496 ^c (0.19)	0.450 ^c (0.06)		
Bancos de ahorro*GPIB			-0.025 (0.06)	0.212 ^c (0.04)	0.122 (0.24)
Constante	1.805 (3.49)	9.278 ^c (0.09)	2.176 ^c (0.20)	2.269 ^c (0.16)	-5.832 ^c (0.71)
N	41	806	191	214	165
j	13	82	41	76	78
Hansen	4.681	93.096	27.105	33.314	17.196
Hansen <i>p</i>	0.699	0.089	0.793	1.000	1.000
AR1	-1.689	-1.640	-1.808	-1.464	-1.344
AR1 <i>p</i>	0.091	0.101	0.071	0.143	0.179
AR2	-1.277	-1.311	-1.205	0.891	-0.745
AR2 <i>p</i>	0.202	0.190	0.228	0.373	0.456

Nota: errores estándar en paréntesis. ^ap < 0.05; ^bp < 0.01; ^cp < 0.001.

Bibliografía

- Acharya, S. (1996), "Charter Value, Minimum Bank Capital Requirement and Deposit Insurance Pricing in Equilibrium", *Journal of Banking & Finance*, vol. 20, núm. 2, pp. 351-375.
- Adrian, T., y N. Boyarchenko (2012), *Intermediary Leverage Cycles and Financial Stability*, Becker Friedman Institute for Research in Economics Working Paper.
- Adrian, T., y H. S. Shin (2010), "Liquidity and Leverage", *Journal of Financial Intermediation*, vol. 19, núm. 3, pp. 418-437.
- Arellano, M., y S. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *The Review of Economic Studies*, vol. 58, núm. 2, pp. 277-297.
- Arellano, M., y O. Bover (1995), "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models", *Journal of Econometrics*, vol. 68, núm. 1, pp. 29-51.
- Ayuso, J., D. Pérez, y J. Saurina (2004), "Are Capital Buffers Procyclical?: Evidence from Spanish Panel Data", *Journal of Financial Intermediation*, vol. 13, núm. 2, pp. 249-264.
- Barth, J. R., G. Caprio, y R. Levine (2004), "Bank Regulation and Supervision: What Works Best?", *Journal of Financial Intermediation*, vol. 13, núm. 2, pp. 205-248.
- Berger, A. N. (1995), "The Relationship between Capital and Earnings in Banking", *Journal of Money, Credit and Banking*, pp. 432-456.
- Bikker, J., y P. Metzmakers (2004), *Is Bank Capital Procyclical? A Cross-country Analysis*, De Nederlandsche Bank Working Paper, núm. 009.
- Blundell, R., y S. Bond (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, vol. 87, núm. 1, pp. 115-143.
- Boone, J. (2008), "A New Way to Measure Competition", *The Economic Journal*, vol. 118, núm. 531, pp. 1245-1261.
- Borio, C. (2014), "The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt?", *Journal of Banking & Finance*, vol. 45, pp. 182-198.

- Borio, C., y H. Zhu (2012), "Capital Regulation, Risk-taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?", *Journal of Financial Stability*, vol. 8, núm. 4, pp. 236-251.
- Bruno, V., y H.S. Shin (2014), "Cross-border Banking and Global Liquidity", *The Review of Economic Studies*.
- Carvalho, O., A. Kasman, y S. Kontbay Busun (2015), "The Latin American Bank Capital Buffers and Business Cycle: Are They Pro-Cyclical?", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 36, pp. 148-160.
- Cetorelli, N., y L. S. Goldberg (2012), "Banking Globalization and Monetary Transmission", *The Journal of Finance*, vol. 67, núm. 5, pp. 1811-1843.
- Comité de Supervisión Bancaria de Basilea, BCBS (2009a), *Strengthening the Resilience of the Banking Sector*, documento consultivo, diciembre.
- Comité de Supervisión Bancaria de Basilea, BCBS (2009b), *International Framework for Liquidity Risk Measurement, Standards and Monitoring*, documento consultivo, diciembre.
- De Larosière, J. (2009), *The High-level Group on Financial Supervision in the EU: Report*, Comisión Europea.
- Demirgüç Kunt, A., y H. Huizinga (2004), "Market Discipline and Deposit Insurance", *Journal of Monetary Economics*, vol. 51, núm. 2, pp. 375-399.
- Fonseca, A. R., y F. González (2010), "How Bank Capital Buffers Vary across Countries: The Influence of Cost of Deposits, Market Power and Bank Regulation", *Journal of Banking & Finance*, vol. 34, núm. 4, pp. 892-902.
- Frankel, J. A., C. A. Végh, y G. Vuletin (2013), "On Graduation from Fiscal Procyclicality", *Journal of Development Economics*, vol. 100, núm. 1, pp. 32-47.
- García Suaza, A. F., J. E. Gómez González, A. M. Pabón, y F. Tenjo Galarza (2012), "The Cyclical Behavior of Bank Capital Buffers in an Emerging Economy: Size Does Matter", *Economic Modelling*, vol. 29, núm. 5, pp. 1612-1617.
- Gavin, M., R. Hausmann, R. Perotti, y E. Talvi (1996), *Gestión de la política fiscal en América Latina y el Caribe: volatilidad, propensión a los ciclos y solvencia limitada*, Inter-American Development Bank Working Paper, núm. 4033.

- Gavin, M., y R. Perotti (1997), "Fiscal Policy in Latin-America", *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 12, MIT Press, pp. 11-72.
- Jokipii, T., y A. Milne (2008), "The Cyclical Behavior of European Bank Capital Buffers", *Journal of Banking & Finance*, vol. 32, núm. 8, pp. 1440-1451.
- Keeley, M. C. (1990), "Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking", *The American Economic Review*, pp. 1183-1200.
- Kiyotaki, N., y J. Moore (1997), "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, vol. 105, núm. 2, pp. 211-248.
- Lindquist, K. (2004), "Banks' Buffer Capital: How Important Is Risk", *Journal of International Money and Finance*, vol. 23, núm. 3, pp. 493-513.
- Qian, R., C. M. Reinhart, y K. S. Rogoff (2011), "On Graduation from Default, Inflation and Banking Crises: Elusive or Illusion?", *NBER Macroeconomics Annual 2010*, vol. 25, University of Chicago Press, pp. 1-36.
- Repullo, R., y J. Suárez (2013), "The Procyclical Effects of Bank Capital Regulation", *Review of Financial Studies*, vol. 26, núm. 2, pp. 452-490.
- Schularick, M., y A. M. Taylor (2009), *Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles and Financial Crises, 1870-2008*, NBER Working Paper, núm. 15512.
- Shim, J. (2013), "Bank capital Buffer and Portfolio Risk: The Influence of Business Cycle and Revenue Diversification," *Journal of Banking and Finance*, vol. 37, núm. 3, pp. 761-772.
- Shin, H. S., y K. Shin (2011), *Procyclicality and Monetary Aggregates*, NBER Working Paper, núm. 16836.
- Shin, H. S. (2013), *Procyclicality and the Search for Early Warning Indicators*, Fondo Monetario Internacional.
- Stolz, S., y M. Wedow (2006), "Banks' Regulatory Capital Buffer and the Business Cycle: Evidence for Germany", *Journal of Financial Stability*, vol. 7, núm. 2, pp. 98-110.
- Tabak, B. M., A. Noronha, y D. Cajueiro (2011), *Bank Capital Buffers, Lending Growth and Economic Cycle: Empirical Evidence for Brazil*, 2nd BIS CCA Conference on Monetary Policy, Financial Stability and the Business Cycle.

Metas de tasas de interés a largo plazo en un modelo con fricciones financieras y cambio de régimen

Alberto Ortiz Bolaños
Sebastián Cadavid-Sánchez
Gerardo Kattan Rodríguez

Resumen

Las bajas (subas) de las tasas de interés a largo plazo provocadas por compresiones (dilaciones) de las primas por plazo podrían ser financieramente expansivas (contractivas) y podrían requerir de restricciones (estímulos) de política monetaria. En este capítulo se usan las medidas de primas por plazo calculadas por Adrian et al. (2013) para realizar estimaciones bayesianas de modelos de vectores autorregresivos con cambio de régimen tipo Markov (MS-VAR) tal como realizan Hubrich y Tetlow (2015) y se halla evidencia de que permitir parámetros cambiantes (no lineales) y varianzas cambiantes (no gaussianas) es importante al analizar las vinculaciones macrofinancieras en Estados Unidos. Usando la especificación que mejor se ajusta a los datos de dos estados de Markov para parámetros y de tres estados de Markov para varianzas, estimamos un modelo macroeconómico de equilibrio general dinámico y estocástico con cambio de régimen tipo Markov (MS-DSGE por sus siglas en inglés) con fricciones financieras en instrumentos de deuda a largo plazo, desarrollado por Carlstrom et al. (2017) para mostrar la evolución de las condiciones financieras en Estados Unidos desde 1962 y la respuesta de

A. Ortiz Bolaños <ortiz@cemla.org>, CEMLA y Escuela de Graduados en Administración y Dirección de Empresas (EGADE) del Instituto Tecnológico de Monterrey, México; S. Cadavid-Sánchez <scadavid@cemla.org>, CEMLA; y G. Kattan Rodríguez <a00807607@itesm.mx>, EGADE. Los autores agradecen a Junior Maih por permitir el libre acceso a la RISE *toolbox* para la solución y estimación de los modelos de expectativas racionales de Markov switching (https://github.com/jmaih/rise_toolbox) y por responder pacientemente todas nuestras preguntas. Las opiniones expresadas en ese capítulo son exclusivas de los autores y no necesariamente son las del CEMLA o del EGADE.

la Reserva Federal a la evolución de las primas por plazo. Usando el modelo estimado, realizamos un análisis contrafáctico de la evolución potencial de las variables macroeconómicas y financieras ante condiciones financieras alternas y de las respuestas de política monetaria. Analizamos seis episodios con presencia de grandes fricciones financieras, o volatilidades de choques medianos y grandes. En tres de ellas se observó una alta respuesta de política monetaria a los factores financieros: en 1978t4-1983t4 que ayudaron a mitigar la inflación a costa de la actividad económica, y los episodios de 1990t2-1993t4 y 2010t1-2011t4 en los cuales la respuesta alta sirvió para mitigar las contracciones económicas. Mientras tanto, en tres episodios donde la respuesta a los factores financieros fue baja, si la autoridad monetaria hubiera respondido más agresivamente, en 1971t1-1978t3 podría haber atenuado la baja inflación a costa de un PIB más bajo, en 2000t4-2004t4 podría haber demorado la contracción del PIB de 2002t3, pero esta hubiera sido más profunda y la inflación mayor, y en 2006t1-2009t4 podría haber precipitado la contracción del PIB. La presencia de grandes fricciones financieras y de volatilidad de choques alta hacen que las recesiones sean más profundas y que las recuperaciones sean más lentas, lo que señala la importancia del nexo financiero-macroeconómico.

Palabras clave: política monetaria, estructura de plazos, fricciones financieras, VAR con cambio de régimen tipo Markov, DSGE con cambio de régimen tipo Markov, métodos bayesianos de máxima verosimilitud.

Clasificación JEL: E12, E43, E44, E52, E58, C11.

En la medida que la caída en las tasas futuras pueda atribuirse a una caída en la prima por plazo, ..., el efecto es financieramente estimulante y argumenta a favor de una mayor contracción de política monetaria, todo lo demás igual. Específicamente, si el gasto depende de las tasas de interés a largo plazo, los factores especiales que bajan el diferencial entre las tasas a corto y largo plazo podrían estimular la demanda agregada. Así, cuando cae la prima por plazo, se requiere de una tasa a corto plazo más alta para obtener la tasa a largo plazo y la combinación general de condiciones financieras coherente con el empleo sostenible máximo y precios estables.

*“Reflections on the Yield Curve and Monetary Policy”,
Ben S. Bernanke, presidente de la Junta de Gobierno de la Reserva Federal,
20 de marzo de 2006.*

1. INTRODUCCIÓN

La cita anterior establece que los rendimientos de deuda a largo plazo y especialmente las primas por plazos, que es la compensación adicional requerida por los inversionistas para soportar el riesgo de tasa de interés asociado con los rendimientos a corto plazo cuando no evolucionan como se espera, son un determinante importante de la demanda agregada.¹ Subraya además que la autoridad monetaria debería responder a los movimientos de la prima por plazo para estabilizar los efectos que el sector financiero podría tener en la macroeconomía. Sin embargo, esta tarea se complica por el hecho de que la prima por plazo no es observable y porque los mecanismos mediante los cuales eventos de los instrumentos de deuda a largo plazo afectan a la macroeconomía no se comprenden en profundidad.

El Banco de la Reserva Federal de Nueva York refiere a una medida de prima por plazo calculada por Adrian *et al.* (2013), la cual usamos en este estudio. Antes de debatir algunos de los mecanismos potenciales que vinculan los eventos en los mercados de deuda a largo plazo y la macroeconomía, es útil analizar los movimientos cíclicos entre el producto interno bruto (PIB), la tasa de fondos federales y la prima por plazo.² La gráfica 1 muestra la diferencia entre las series observadas y las que se producen aplicando un filtro Hodrick Prescott. Existe una fuerte correlación negativa de -0.53 entre los componentes cíclicos del PIB y la prima por plazo. Mientras tanto, la correlación entre los componentes cíclicos de la tasa de fondos federales y la prima por plazo es -0.36 y la correlación entre los componentes cíclicos del PIB y la tasa de fondos federales es de 0.47 .

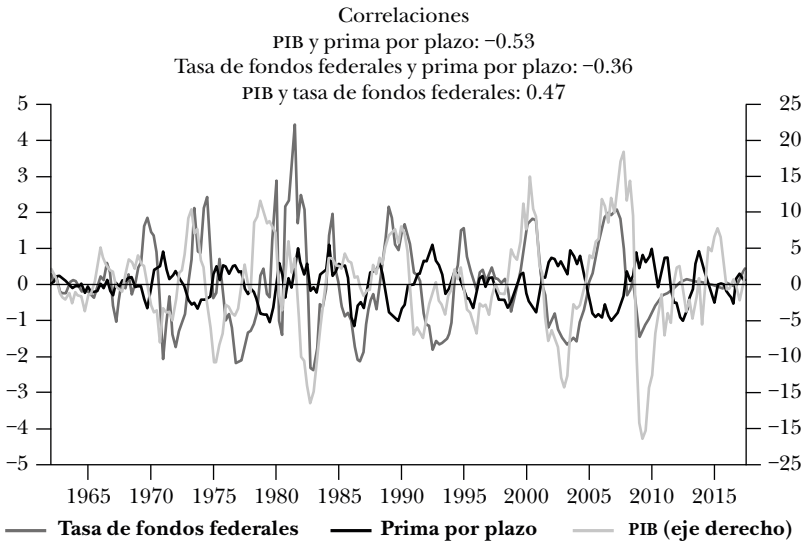
Para investigar con detalle la relación entre los mercados de deuda a largo plazo y la macroeconomía, estimamos un modelo de vectores autorregresivos con cambio de régimen tipo Markov (MS-VAR)

¹ Rudebusch *et al.* (2006) muestran que en general, una caída en la prima por plazo se asocia con un crecimiento del PIB a futuro mayor.

² Agradecemos a Robert E. Lucas por su sugerencia de retirar los movimientos de alta frecuencia usando un filtro estadístico para mostrar si existe una relación a largo plazo entre estas tres series de manera similar a lo que este autor realizó para analizar la inflación y el crecimiento del dinero en <<https://files.stlouisfed.org/files/htdocs/publications/review/2014/Q3/lucas.pdf>>

Gráfica 1

MOVIMIENTOS CÍCLICOS DEL PIB, LA TASA DE FONDOS FEDERALES Y LA PRIMA POR PLAZO: 1961T1-2017T4



Nota: Esta gráfica muestra la desviación de cada serie original de su filtro HP. El PIB es el producto interno bruto real (GDPC1 de la base de datos económicos Fred del Banco de la Reserva Federal de San Luis), la tasa de fondos federales efectiva (FEDFUNDS también de la base de datos económicos Fred) y la prima por plazo es la prima por plazo de los bancos del Tesoro a 10 años computados según la metodología de Adrián *et al.* (2013) e informados por el Banco de la Reserva Federal de Nueva York (ACM10TP).

siguiendo a Hubrich y Tetlow (2015), donde reemplazamos el índice de condiciones financieras del personal de la Junta de la Reserva Federal, posterior a diciembre de 1988, con la prima por plazo posterior a enero de 1962 para identificar los *eventos de tensión*. Primero, analizamos si los datos favorecen una especificación con cambio de régimen tipo Markov donde los coeficientes, las varianzas o ambos pueden cambiar en relación con un modelo VAR gaussiano no variable en el tiempo. Nuestros resultados muestran que el ajuste óptimo se logra cuando se tienen en cuenta los dos estados independientes de Markov que rigen el cambio de coeficiente y los tres estados independientes de Markov que gobiernan el cambio de varianza en todas las ecuaciones, ofreciendo pruebas de fenómenos no lineales y

no gaussianos. Segundo, usando la especificación de mejor ajuste a los datos, identificamos la probabilidad de estar en un estado de coeficiente específico y en un estado de varianza específica. Tercero, las funciones de respuesta al impulso muestran grandes diferencias en la transmisión de choques en distintos regímenes de coeficientes y varianzas.

Guiado por dos especificaciones de cambios de coeficiente y tres de cambios de varianza para nuestro MS-VAR, modificamos el modelo macroeconómico con fricciones financieras en los instrumentos de deuda a largo plazo desarrollado en Carlstrom *et al.* (2017) por una versión de equilibrio general dinámico con cambio de régimen tipo Markov (MS-DSGE). Este modelo ayuda a: 1) estudiar cómo han evolucionado las condiciones financieras, medidas por el grado de fricciones y volatilidades financieras de los choques de mercados de crédito en Estados Unidos desde 1962; 2) medir cómo ha respondido el Banco de la Reserva Federal a la evolución de las primas por plazo; y 3) realizar un análisis contrafáctico de la evolución potencial de las variables macroeconómicas y financieras ante condiciones financieras alternativas, de las respuestas de política monetaria y de las volatilidades de choques de crédito.

El ejercicio contrafáctico permite analizar de manera separada los efectos de las fricciones financieras, las respuestas de política monetaria y la volatilidad de los choques del mercado de crédito en la evolución de variables macroeconómicas y financieras. Analizamos seis episodios en los cuales la estimación asigna una probabilidad alta³ a altas fricciones financieras o a altas volatilidades por choques medios o grandes. En tres de ellos: 1978t4-1983t4, 1990t2-1993t4 y 2010t1-2011t4, la estimación sugiere que la política monetaria reaccionó a las condiciones financieras con las tasas de interés a corto plazo, que mostraron una gran elasticidad a la prima por plazo del -1.16 . En otros tres episodios: 1971t1-1978t3, 2000t4-2004t4, y 2006t1-2009t4, a pesar de un empeoramiento en las condiciones financieras la estimación sugiere que hubo baja respuesta a los factores financieros con una elasticidad del -0.24 . La fuerte reacción monetaria permitió a la autoridad mitigar la inflación a costa de la actividad económica en el episodio de 1978t4-1983t4 y mitigar las contracciones económicas en los episodios de 1990t2-1993t4 y de

³ Consideramos como *alta* la probabilidad de un estado de Markov dado cuando esta es mayor o igual al 50 por ciento.

2010t1-2011t4. Si la autoridad monetaria hubiese respondido más agresivamente, cuando decidió no hacerlo, podría haber logrado menor inflación a costa de un PIB más bajo en el episodio 1971t1-1978t3, podría haber demorado la contracción del PIB en 2002t3, pero hubiese sido más profunda, y la inflación habría sido mayor en 2000t4-2004t4, pudiéndose haber precipitado la contracción del PIB en 2006t1-2009t4. La presencia de grandes fricciones financieras y de alta volatilidad en los choques hace que las recesiones sean más profundas y la recuperación más lenta.

El resto del capítulo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 presenta el modelo MS-VAR e incluye su especificación y resultados. La sección 3 presenta una versión MS-DSGE de un modelo de mercados financieros segmentados donde el patrimonio neto de las instituciones limita el grado de arbitraje entre la estructura financiera (una fricción financiera), una restricción de *préstamo anticipado* que aumenta el costo privado de la compra de bienes de inversión (creando efectos reales de las fricciones financieras), y una política monetaria aumentada con respuesta a la prima por plazo. La sección 4 presenta las técnicas de solución y estimación del modelo MS-DSGE. La sección 5 primero presenta los resultados de las estimaciones de parámetros; luego las funciones de respuesta al impulso para los distintos regímenes asociados con las fricciones financieras, la política monetaria y las volatilidades de los choques de crédito; y las probabilidades de los regímenes; y finalmente, los ejercicios contrafácticos para analizar el papel de las fricciones financieras, de las políticas monetarias y de las volatilidades de choques de crédito en la evolución de variables financieras y macroeconómicas en el periodo 1962-2017. La sección 6 presenta nuestras conclusiones.

2. MODELO MS-VAR

En esta sección presentamos la especificación del modelo MS-VAR y los resultados de la estimación que 1) ofrecen pruebas del beneficio de tener en cuenta los modelos de cambio de régimen en coeficientes y varianzas tipo Markov, en tanto se identifica el modelo con la mejor bondad de ajuste de datos, 2) brindan las probabilidades del régimen de coeficientes y varianzas para el modelo con el modo posterior más grande, y 3) reportan las funciones de respuesta al impulso en relación con la conducta de cada par de coeficiente-varianza.

2.1 Especificación del modelo

Presentamos un MS-VAR para explorar si los datos macroeconómicos y financieros ofrecen pruebas de parámetros cambiantes y varianza cambiante y para identificar periodos de alta tensión financiera en la muestra para la economía de Estados Unidos y, por lo tanto, destacar la importancia de introducir estas características en un modelo estructural. Seguimos el enfoque de Hubrich y Tetlow (2015), quienes usan un índice (FSI) para medir la tensión financiera en la estimación de un MS-VAR; sin embargo, en su lugar proponemos usar la prima por plazo calculada por Adrian *et al.* (2013), que también usamos en nuestro MS-DSGE estructural, para medir *fricciones financieras*.

Esta especificación adopta el espíritu de los parámetros de variación en el tiempo atenuada de los modelos VAR presentados por Primiceri (2005), Cogley y Sargent (2005), y Bianchi y Melosi (2017). Siguiendo la notación de Hubrich y Tetlow (2015), se puede expresar el sistema no lineal de la siguiente manera:

$$\mathbf{1} \quad y_t' A_0 (s_t^c) = \sum_{l=1}^p y_{t-l}' A_l (s_t^c) + z_t' B (s_t^c) + \varepsilon_t' \Xi^{-1} (s_t^v),$$

donde y_t es un vector $n \times 1$ de variables endógenas y A_0 y A_l son matrices $n \times n$ que contienen los parámetros de las variables endógenas contemporáneas y rezagadas, respectivamente; z_t es una matriz $n \times 1$ de variables endógenas y B es una matriz $n \times n$ que incluye parámetros de variables exógenas. Las variables de estado no observables s_t^c y s_t^v controlan los regímenes operativos para los coeficientes y matriz de covarianza, respectivamente. Estas variables latentes evolucionan de acuerdo con los procesos de primer orden de Markov⁴ con matrices de probabilidades de transición H^c y H^v , respectivamente.

Usamos series de datos trimestrales para una muestra de 1962t1 a 2017t3. En la estimación, usamos cinco variables: diferencias logarítmicas de los gastos de consumo personal mensuales, C_t , diferencias logarítmicas del índice de precios al consumidor (IPC) sin incluir los precios de los alimentos y la energía, P_t , tasa de interés nominal, R_t , crecimiento en el agregado monetario nominal M2, M_t , y la prima por plazo, TP_t ; que corresponden al vector de datos $y_t = [C_t \quad P_t \quad R_t \quad M_t \quad TP_t]'$. Usamos la prima por plazo del Tesoro

⁴ $\Pr(s_t^y = j | s_{t-1}^y = k) = p_{jk}^y, i, k = 1, 2, \dots, h^y, \text{ para } y = \{c, v\}.$

estimada por Adrian *et al.* (2013), disponible en el sitio web del Banco de la Reserva Federal de Nueva York. Todos los otros datos se toman del Banco de la Reserva Federal de San Luis. Siguiendo a Sims *et al.* (2008), se introducen *priors* estándar de Minnesota para realizar una estimación bayesiana.

2.2 Resultados de la estimación

2.2.1 ¿Existe cambio de régimen tipo Markov en los coeficientes, las varianzas o ambos?

Para determinar si los datos favorecen la especificación con cambio de régimen tipo Markov donde los coeficientes o las varianzas pueden cambiar con respecto a un modelo VAR gaussiano no cambiante en el tiempo, comparamos la bondad de ajuste con respecto a modelos alternativos. Específicamente, usamos $\#c$ para designar los posibles estados de las cadenas de Markov que gobiernan el punto de intercesión y pendientes de los coeficientes, y $\#v$ para indicar los posibles estados de la cadena de Markov que gobierna la varianza cambiante del sistema, donde $\# = 1, 2$, y 3 . Además, podríamos restringir los cambios en los parámetros estructurales para que se limiten a una ecuación(es) particular(es), que se indican por la fijación posterior de letras a las variables, $l = \{ \}$, C, P, R, M, TP , donde $\{ \}$ representa una entrada nula donde se permite que los parámetros cambien en todas las ecuaciones. Por lo tanto, un modelo etiquetado como $1c1v$ corresponde al modelo VAR gaussiano de tiempo no cambiante, mientras que $2c1v$ tiene dos regímenes para los coeficientes con variaciones en todas las ecuaciones y un régimen para las varianzas, y $2cTPR3v$ tiene dos regímenes para los coeficientes restringidos para las ecuaciones de prima por plazo y de tasa de interés y tres regímenes para las varianzas.

El cuadro 1 presenta el modo posterior para cada especificación del modelo. Los modelos se ordenan de acuerdo al criterio de bondad de ajuste en el modo. Vale la pena destacar dos resultados: primero, se prefieren todas las especificaciones que permiten un cambio de régimen a la versión del modelo constante, $1c1v$; segundo, el modelo con el mejor desempeño es $2c3v$, que permite dos estados en la cadena de Markov para controlar los parámetros en los coeficientes e interceptar simultáneamente en todas las ecuaciones del sistema, y tres estados en las cadenas de Markov que controlan las varianzas; este resultado es similar a la especificación seleccionada en la estimación

Cuadro 1	
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN MS-VAR	
<i>Especificación del modelo</i>	<i>Densidad posterior</i>
2c3v	-1,961.13
2cRM3v	-1,986.39
2cTPRM3v	-1,996.48
2cRMC3v	-2,008.31
1c3v	-2,014.16
2cTP3v	-2,039.96
3c3v	-2,052.12
2cTPCP3v	-2,066.24
2cTPC3v	-2,071.41
2cTPR3v	-2,074.19
2c2v	-2,087.19
1c2v	-2,091.26
2c1v	-2,116.98
1c1v	-2,134.26

Nota: los modos posteriores están en logaritmos para los modelos estimados.

de Hubrich y Tetlow (2015) usando el índice de tensión financiera para datos mensuales que abarca desde 1988m12 a 2011m12.

2.2.2 Probabilidades de cambios en los coeficientes y en los estados de varianza

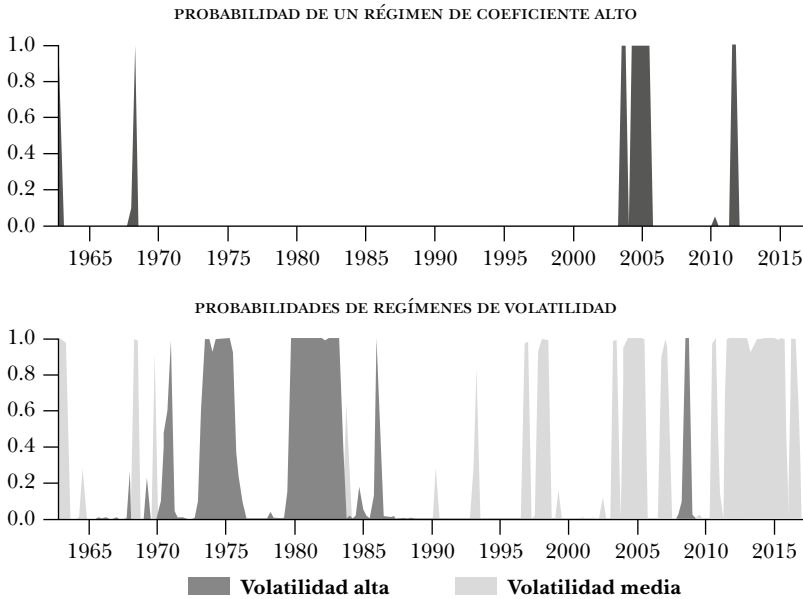
La gráfica 2 muestra las probabilidades atenuadas en el modo posterior para el coeficiente de tensión alta y la varianza de tensión alta y media para el modelo 2c3vMS-VAR, el que mejor se ajusta a los datos.

La estimación MS-VAR identifica 12 trimestres (5.5% de la muestra MS-VAR que abarcan desde 1962t4 a 2017t1) con probabilidad alta de un estado de coeficientes de tensión alta y los 206 trimestres restantes (94.5%) en un estado de coeficiente de tensión baja.⁵ Mientras

⁵ Los resultados para el modelo 2c3v no muestran muchos cambios en las probabilidades de coeficientes. Sin embargo, si restringimos el modelo a otras especificaciones en las ecuaciones de tasa de interés, de oferta de dinero y primas por plazo, tales como 2cRM3v, 2cTPR3v y 2cTPRM3v, las probabilidades atenuadas para los coeficientes tienen

Gráfica 2

PROBABILIDADES ATENUADAS DE LOS RÉGIMENES DE COEFICIENTES Y VARIANZAS DEL MODELO MS-VAR



Nota: el panel superior presenta la probabilidad de un régimen de coeficiente de tensión alta. El panel inferior reporta las probabilidades de regímenes de tensión media y alta.

tanto, en cuanto al cambio de la varianza, la estimación identifica 32 trimestres (14.7%) de probabilidad alta de un estado de varianza de tensión alta, 49 trimestres (22.5%) de estado de varianza de tensión media y 137 trimestres (62.8%) de estado de varianza de tensión baja. Reservamos la narrativa histórica del cambio de regímenes en coeficientes y varianzas para la subsección 5.4 donde analizamos los cambios de regímenes de los modelos DSGE.

mayor fluctuación. Estos modelos señalan fricciones para los coeficientes en los siguientes porcentajes de la muestra: 18%, 32%, y 32%, respectivamente. Como se muestra en la sección 5.3, estos resultados son más coherentes con los resultados de la especificación MS-DSGE, donde las fricciones financieras altas están presentes en un 26.5% de la muestra, mientras que la respuesta de la política monetaria alta está presente en un 19.3 por ciento.

2.2.3 Funciones de respuesta al impulso del modelo MS-VAR

La gráfica 3 presenta las funciones de respuesta al impulso para el modelo 2c3v MS-VAR, el cual tiene el mejor ajuste a los datos. Allí vemos que los coeficientes cambiantes y las volatilidades cambiantes generan diferentes respuestas para cualquier variable dada. Son notables las diferencias en magnitud y persistencia para los regímenes de coeficientes altos (rojo) contra de coeficientes bajos (azul), lo cual produce una escala distorsionada en algunas respuestas. También, existen diferencias significativas en las respuestas al comparar regímenes de varianza alta (color más oscuro), media y baja. Por ejemplo, para un choque de prima por plazo, un régimen de coeficiente alto tiene un efecto transitorio sobre las primas por plazo, una caída marcada en el crecimiento del consumo y un alza en las tasas de interés, lo cual contrasta con el régimen de coeficiente bajo donde el efecto sobre la prima por plazo se extiende por más tiempo y no provoca la contracción en el crecimiento del consumo, ni cambios en las tasas de interés. Otro ejemplo es el comportamiento de las variables ante un choque de tasa de interés, donde con el régimen de coeficientes altos, la prima por plazo sube abruptamente y el crecimiento del consumo baja, excepto en el caso de régimen de coeficientes altos con régimen de varianza baja (lo cual sucedió solo en 2003t4) donde parte de las dinámicas se asemejan al régimen de coeficientes bajos.

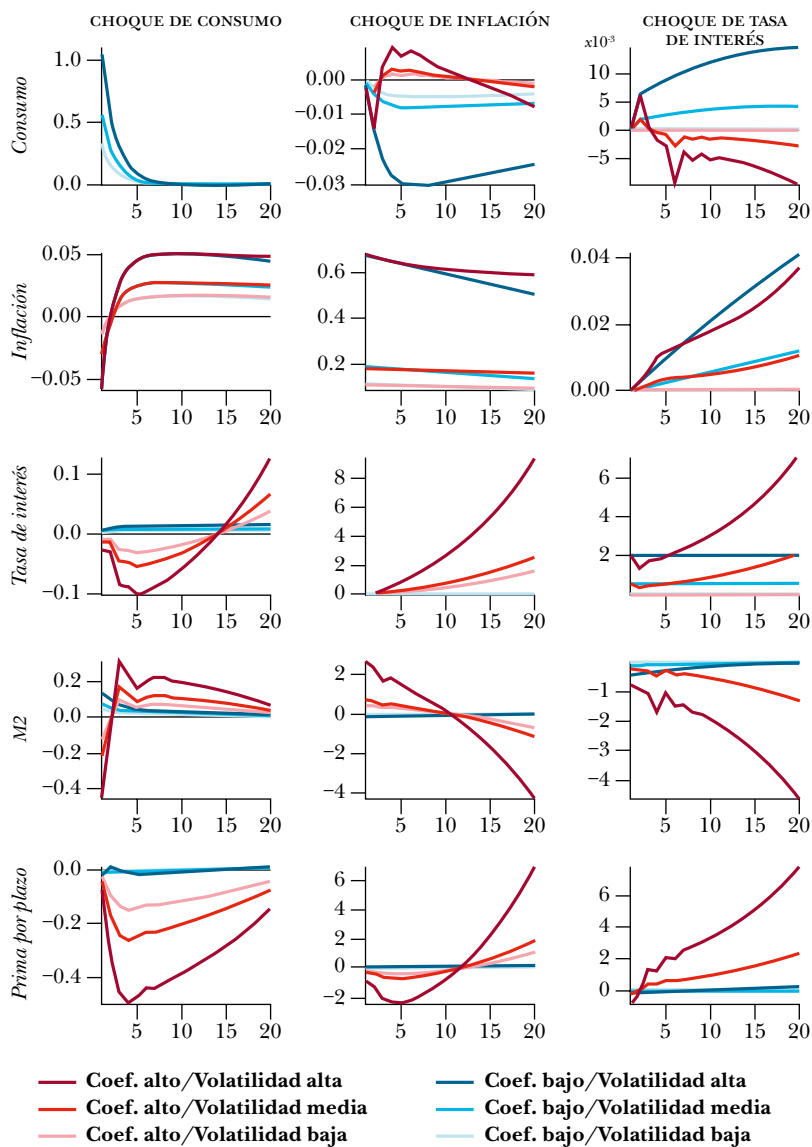
Nuestras estimaciones coinciden con los enfoques econométricos empíricos que dan forma al papel de las fricciones financieras como fuente de amplificación de los choques, lo que permite dinámicas con cambio de régimen tipo Markov usando modelos VAR para la economía estadounidense (ver Davigy Hakkio, 2010; y Hubrich y Tetlow, 2015). Guiado por la evidencia en este MS-VAR de coeficientes y varianzas cambiantes, avanzamos ahora al modelo MS-DSGE con vinculaciones macrofinancieras para analizar los mecanismos potenciales.

3. MODELO MS-DSGE

Si bien el enfoque econométrico menos restrictivo del MS-VAR nos permite identificar los cambios de régimen, no deja margen para una interpretación económica de los cambios en los parámetros y las varianzas. Exploramos la posibilidad de que los cambios de régimen

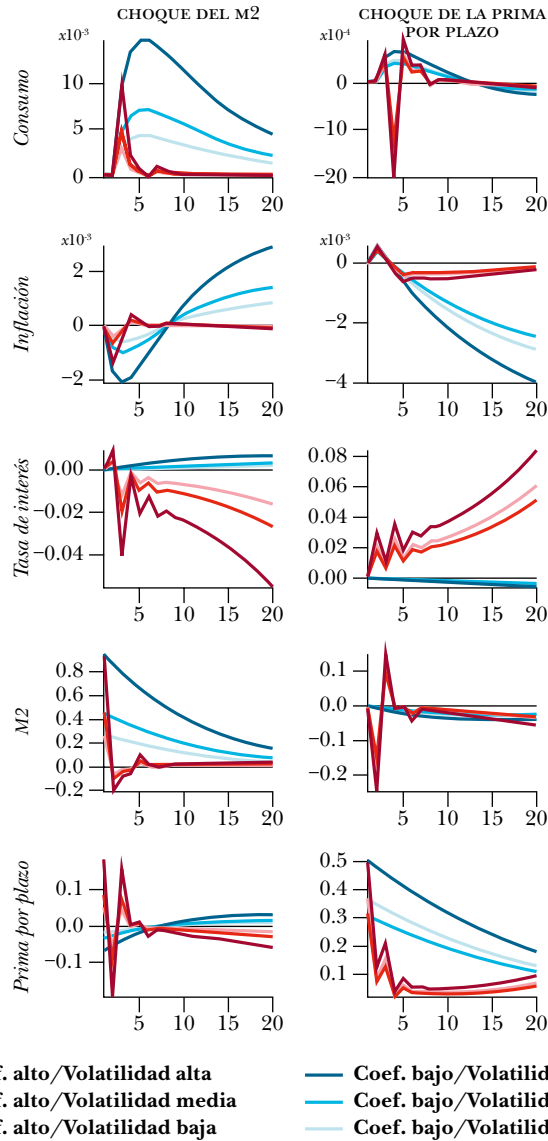
Gráfica 3

FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO PARA LAS CINCO ECUACIONES DEL MODELO 2C3V MS-VAR



Gráfica 3 (cont.)

**FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO
PARA LAS CINCO ECUACIONES DEL MODELO 2C3V MS-VAR**



Nota: los regímenes de coeficientes altos se presentan en colores rojos, mientras que los regímenes de coeficiente bajo en colores azules. Mientras más oscuro es el color, mayor es la volatilidad de la varianza del régimen.

observado estén relacionados con los cambios en las condiciones financieras mediante cambios en las fricciones financieras y de la volatilidad de los choques de los mercados de crédito. Al hacerlo, usamos el modelo propuesto por Carlstrom *et al.* (2017), y tenemos en cuenta dos regímenes de coeficiente asociados con las fricciones financieras y tres regímenes de varianza ordenados por la volatilidad de los choques de los mercados de crédito. Además, para analizar si la política monetaria responde a estas condiciones financieras, se permiten dos cambios de régimen independientes de una función de reacción de la tasa de interés de política monetaria aumentada por la prima por plazo. Con ese modelo identificamos para Estados Unidos cómo han evolucionado las fricciones financieras, las volatilidades de choques del mercado de crédito y la política monetaria desde 1962. El modelo estimado ofrece un marco congruente para realizar un análisis contrafáctico de lo que podría haber sucedido bajo condiciones financieras alternas, varianzas de choques de crédito y respuestas de política monetaria.

3.1 Modelo

Esta sección presenta elementos clave del modelo DSGE de Carlstrom *et al.* (2017) con nuestra modificación del cambio de régimen tipo Markov en los parámetros que registran las fricciones financieras, las respuestas de política monetaria y la volatilidad estocástica de todos los choques en el modelo. Los cambios potenciales en las fricciones financieras se registran mediante los cambios en el parámetro asociados con los costos de ajuste de cartera de los intermediarios financieros (IF), ψ_n , lo que también se relaciona con los problemas de cautividad de los IF. Usamos una variable de estado, ξ_t^{ff} , para distinguir el nivel de régimen de fricciones financieras a un tiempo t . Por otra parte, para los cambios de régimen de la respuesta de política monetaria a la prima por plazo usamos una variable de estado, ξ_t^{mp} , para diferenciar entre las elasticidades de las tasas de interés a corto plazo con respecto al régimen de prima por plazo τ_{tp} en el tiempo t . De forma concurrente, para tener en cuenta los cambios de régimen en las volatilidades estocásticas, hacemos un tercer proceso independiente con cambio de régimen tipo Markov y usamos una variable de estado ξ_t^{vol} para distinguir el régimen de volatilidad en el tiempo t .

La economía está constituida por hogares, intermediarios financieros y agencias de gobierno. Muchos de estos ingredientes son estándar siendo la novedad principal los supuestos de las interacciones entre los hogares y los intermediarios financieros. Específicamente, los individuos no tienen acceso a los mercados de deuda a largo plazo, mientras que los IF sí, creando una segmentación del mercado de crédito. Los hogares enfrentan una restricción de préstamo anticipado para financiar inversión lo que le asigna a la segmentación de mercado un papel relevante para las colocaciones reales. Los IF tienen un problema de cautividad ya que pueden incumplir los pagos a los depositantes quienes sólo podrían recuperar una fracción $(1 - \Psi_t)$ de los activos de los IF, donde Ψ_t es una función decreciente del patrimonio neto de los IF, creando un tipo de mecanismo de aceleración financiera. Los IF se enfrentan a los costos de ajuste de cartera lo cual limita su capacidad para responder ante los cambios en la oferta relativa de los gobiernos de deuda a largo plazo, con efecto sobre el crédito y la inversión, ya que el patrimonio neto y los depósitos no pueden esterilizar rápidamente las compras de deuda a largo plazo de los bancos centrales. Finalmente, la función reacción de la tasa de interés del banco central aumenta con una respuesta potencial a la prima por plazo. Estos son los elementos clave del nexo entre política macro, financiera, y monetaria del modelo destacado aquí.

En Carlstrom *et al.* (2017), el lector puede encontrar otros elementos del modelo como la descripción de oferta de mano de obra monopolísticamente especializada de los hogares como en Erceg *et al.* (2000), que sirve para introducir las rigideces de salarios y los choques de márgenes salariales. También, existe la descripción del problema del productor de bienes finales perfectamente competitivo que produce el agregado de un continuo de bienes intermedios para la oferta agregada. Se presenta el problema de los productores de bienes intermedios monopolísticamente competitivos como en Yun (1996). Estas empresas se usan también para introducir choques neutrales de tecnología y rigideces de precios como también choques de márgenes de precios. El problema de los productores de capital nuevo que transforman los bienes de inversión en nuevos bienes de capital mediante costos de ajuste de la inversión e introducen un choque tecnológico específico de inversión.

3.1.1 Hogares

Cada hogar elige un consumo, C_t ; una oferta laboral, H_t ; unos depósitos a corto plazo en los IF, D_t ; unos bonos de inversión, F_t ; una inversión, I_t ; y un capital físico para el próximo periodo K_{t+1} para maximizar el problema de optimización dado por:

$$2 \quad \max_{C_t, H_t, D_t, F_t, I_t, K_{t+1}} E_0 \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s e^{m_{t+s}} \left\{ \ln(C_{t+s} - hC_{t+s-1}) - L \frac{H_{t+s}^{1+\eta}}{1+\eta} \right\},$$

sujeto a:

$$3 \quad C_t + \frac{D_t}{P_t} + P_t^k I_t + \frac{F_{t-1}}{P_t} \leq W_t H_t + R_t^k K_t \\ -T_t + \frac{D_{t-1}}{P_t} R_{t-1} + \frac{Q_t(F_t - \kappa F_{t-1})}{P_t} + div_t,$$

$$4 \quad K_{t+1} \leq (1 - \delta) K_t + I_t,$$

$$5 \quad P_t^k I_t \leq \frac{Q_t(F_t - \kappa F_{t-1})}{P_t} = \frac{Q_t C I_t}{P_t}.$$

Antes de definir las variables y parámetros, es importante destacar que los hogares no tienen acceso a bonos a largo plazo, mientras que los IF sí, creando una segmentación de mercado. También, muy importante para los nexos macrofinancieros, la ecuación 5 es una restricción de préstamos anticipados según la cual toda compra de inversión debe ser financiada emitiendo bonos de inversión, F_t , que se compran por medio de los IF. El comportamiento endógeno de la distorsión relacionada con el multiplicador de Lagrange de la restricción de préstamos anticipados es fundamental para los efectos reales que surgen de la segmentación del mercado.

En esta optimización, $h \in (0, 1)$ es el grado de formación de hábito, $\beta^t \in (0, 1)$ es el factor de descuento de los choques de

preferencias intertemporales, e^m , que sigue el proceso estocástico $m_t = \rho_m m_{t-1} + \sigma_{m, \xi_t^{vol}} \varepsilon_{m,t}$, donde $\sigma_{m, \xi_t^{vol}}$ es la desviación estándar de la volatilidad estocástica de las preferencias intertemporales $\varepsilon_{m,t} \sim \text{iid } N(0, \sigma_m^2)$, cuyo subíndice ξ_t^{vol} denota que puede cambiar en distintos regímenes en el tiempo t . Seguimos la misma convención de notación para cada choque. Dejando de lado la volatilidad cambiante, el problema de los hogares no tiene coeficientes cambiantes.

La ecuación 3 nos dice que las fuentes de ingreso de los hogares son la oferta de mano de obra con salario real W_t ; las rentas de capital a una tasa real R_t^k ; las tenencias de depósitos de periodos anteriores con tasa de interés nominal bruta R_{t-1} ; las nuevas emisiones de bonos de inversión a perpetuidad $CI_t = F_t - \kappa F_{t-1}$ con precio Q_t ; y el flujo de dividendos de los IF div_t .⁶ Los hogares usan sus recursos para pagar un monto fijo por impuestos T_b , consumir, tener depósitos en los IF, comprar bienes de inversión a precios reales de capital P_t^k y pagar bonos de inversión en circulación. P_t es el nivel de precios. Mientras tanto, la ecuación 4 es la ecuación de acumulación de capital estándar con tasa de depreciación δ y, como ya se mencionó, la ecuación 5 es la restricción de préstamos anticipados para las compras de inversión.

3.1.2 Intermediarios financieros

Los intermediarios financieros eligen el patrimonio neto, N_t , y los dividendos para maximizar su función de valor, V_t , para resolver el problema de la optimización dado por:

$$6 \quad V_t = \max_{N_t, div_t} E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta \zeta)^j \Lambda_{t+j} div_{t+j},$$

Sujeto a la restricción de recursos:

$$7 \quad div_t + N_t [1 + f(N_t)] \leq \frac{P_{t-1}}{P_t} [(R_t^L - R_{t-1}^d) L_{t-1} + R_{t-1}^d] N_{t-1}$$

⁶ Los hogares también reciben un flujo de ganancias de los productores de bienes intermedios y de los productores de nuevo capital, pero a fin de simplificar la notación, se omite esta parte.

y la restricción de compatibilidad de incentivos que garantiza que el IF reembolsa los depósitos, dado que los depositarios pueden apoderarse en el mejor de los casos de una fracción $(1 - \Psi_t)$ de los activos de un IF:

8

$$E_t V_{t+1} \geq \Psi_t E_t R_{t+1}^L \left(\frac{D_t}{P_t} + N_t \right),$$

donde $\zeta \in (0, 1)$ es una tasa de impaciencia adicional para evitar que la segmentación a corto y largo plazo del mercado desaparezca mediante la acumulación *excesiva* de patrimonio neto, Λ_t es la utilidad marginal del consumo de los hogares.

Con respecto a la restricción de recursos, los IF usan el patrimonio neto acumulado, N_t , y los pasivos a corto plazo, D_t , para financiar los bonos de inversión, F_t , y los bonos a largo plazo B_t . Por lo tanto, el balance de un IF está dado por $\frac{B_t}{P_t} Q_t + \frac{F_t}{P_t} Q_t = \frac{D_t}{P_t} + N_t = L_t N_t$ donde Q_t es el precio de una nueva emisión de deuda en el tiempo

t y donde $R_t^L \equiv \left(\frac{1 + \kappa Q_t}{Q_{t-1}} \right)$ es el rendimiento del préstamo, R_t^d es la tasa de interés sobre los depósitos. Del lado izquierdo de la ecuación 7, estas ganancias se usan para distribuir dividendos y acumular patrimonio neto, el cual tiene una función de costo de

ajuste $f(N_t) \equiv \frac{\psi_{n, \xi^{ff}}}{2} \left(\frac{N_t - N_{ss}}{N_{ss}} \right)^2$ que disminuye la habilidad del

IF para ajustar el tamaño de su cartera en respuesta a los choques. El subíndice ξ^{ff} indica la posible variación de este parámetro de segmentación del mercado financiero en relación con las fricciones financieras, en distintos regímenes en tiempo t .

Asumiendo que $\Psi_t \equiv \Phi_t \left[1 + \frac{1}{N_t} \left(\frac{E_t g_{t+1}}{E_t X_{t+1}} \right) \right]$, es una función de patrimonio neto de manera simétrica con $f(N_t)$, la restricción del incentivo vinculante 8, que rinde apalancamiento como una función de las variables agregadas pero independiente de cada patrimonio neto de los IF, está dada por:

9

$$E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \Lambda_{t+1} \left[\left(\frac{R_{t+1}^L}{R_t^d} - 1 \right) L_t + 1 \right] = \Phi_t L_t E_t \Lambda_{t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{R_{t+1}^L}{R_t^d}.$$

Entonces, la decisión óptima de acumulación de los IF está dada por

$$10 \quad \Lambda_t \left[1 + N_t f'(N_t) + f(N_t) \right] = E_t \beta \zeta \Lambda_{t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} \left[(R_{t+1}^L - R_t^d) L_t + R_t^d \right],$$

donde $\Phi_t \equiv e^{\phi_t}$ es un choque de crédito que en logaritmos sigue un proceso AR(1):

$$11 \quad \phi_t = (1 - \rho_\phi) \phi_{ss} + \rho_\phi \phi_{t-1} + \sigma_{\phi, \xi_t^{vol}} \varepsilon_{\phi, t},$$

donde $\sigma_{\phi, \xi_t^{vol}}$ es la desviación estándar de la volatilidad estocástica del choque de crédito, $\varepsilon_{\phi, t} \sim \text{iid } N(0, \sigma_\phi^2)$, cuyo subíndice ξ_t^{vol} denota que puede cambiar entre regímenes en el tiempo t . Cuando tenemos en cuenta los cambios de régimen en volatilidades, los regímenes se clasificarán por la magnitud de este choque.

Los aumentos en ϕ_t exacerbarán el problema de cautividad, y actúan como *choques de crédito*, lo cual incrementará el diferencial y disminuirá la actividad real.

3.1.3 Efectos de la fricción financiera

Para entender mejor las fricciones financieras, primero realizamos una linealización logarítmica de la restricción de compatibilidad del incentivo de los IF (ecuación 9) y la decisión de acumulación óptima de patrimonio neto de los IF (ecuación 10) para obtener

$$12 \quad E_t (r_{t+1}^L - r_t) = \nu l_t + \left[\frac{1 + (s-1)L_{ss}}{L_{ss} - 1} \right] \phi_t$$

y

$$13 \quad \psi_{n, \xi_t^{ff}} n_t = \left[\frac{sL_{ss}}{1 + L_{ss}(s-1)} \right] E_t (r_{t+1}^L - r_t) \left[\frac{(s-1)L_{ss}}{1 + L_{ss}(s-1)} \right] l_t,$$

donde $\nu \equiv (L_{ss} - 1)^{-1}$ es la elasticidad del diferencial de la tasa de interés a apalancamiento; s denota la prima bruta en estado estacionario. La ecuación 12 es cualitativamente idéntica a la relación

correspondiente al entorno de verificación de estado más costosa y más compleja de Bernanke *et al.* (1999). Combinando 10 y 11, obtenemos la siguiente ecuación:

$$14 \quad E_t \left(r_{t+1}^L - r_t \right) = \frac{1}{L_{ss}} \psi_{n, \xi_t^{ff}} n_t + (s-1) \phi_t.$$

Esta expresión muestra la importancia de $\psi_{n, \xi_t^{ff}}$ para la oferta de crédito. Si $\psi_{n, \xi_t^{ff}} = 0$, la oferta de crédito es perfectamente elástica independientemente del patrimonio neto de los intermediarios financieros. En la medida que $\psi_{n, \xi_t^{ff}}$ se hace más grande, la fricción financiera se vuelve más intensa y la oferta de crédito depende positivamente del patrimonio neto de los intermediarios financieros.

3.1.4 Política fiscal

La política fiscal es totalmente pasiva. Los gastos de gobierno se fijan en cero. Los impuestos de suma fija se mueven de manera endógena para respaldar los pagos de interés en la deuda a corto y largo plazo.

3.1.5 Política del mercado de deuda

Consideramos un régimen de política de deuda exógena. Se asume que la deuda a largo plazo sigue

$$15 \quad b_t = \rho_1^b b_{t-1} + \rho_2^b b_{t-2} + \epsilon_{b,t},$$

donde $b_t \equiv \ln \left(\frac{\bar{B}_t}{\bar{B}_{ss}} \right)$ y podría fluctuar debido a las compras de bonos a largo plazo (QE) o a los cambios en la combinación de deuda a corto y largo plazo. Un proceso AR(2) que sea coherente con la política de expansión cuantitativa y que señale la persistencia de choques de política monetaria.

3.1.6 Política del banco central

Asumimos que el banco central sigue una regla de Taylor de prima por plazo (tp_t) aumentada con respecto de la tasa a corto plazo (letras del Tesoro y depósitos):

$$\ln(R_t) = \rho_{R, \xi_t^{mp}} \ln(R_{t-1}) + \left(1 + \rho_{R, \xi_t^{mp}}\right) \left(\tau_{\pi, \xi_t^{mp}} \pi_t + \tau_{y, \xi_t^{mp}} y_t^{gap} + \tau_{lp, \xi_t^{mp}} lp_t\right) + \sigma_{r, \xi_t^{vol}} \epsilon_{r,t},$$

donde $y_t^{gap} \equiv (Y_t - Y_t^f) / Y_t^f$ denota la desviación del producto de su contraparte de precio flexible, π_t es la tasa de inflación del IPC, y $\epsilon_{r,t}$ es un choque de política exógeno y autocorrelacionado con el coeficiente AR(1) ρ_m . El coeficiente $\rho_{R, \xi_t^{mp}}$ registra el grado de persistencia de la tasa de interés, y los parámetros $\tau_{\pi, \xi_t^{mp}}$, $\tau_{y, \xi_t^{mp}}$, y $\tau_{lp, \xi_t^{mp}}$, registran la elasticidad de la tasa de interés a la inflación, la brecha de producto y la prima por plazo, respectivamente. Además, ξ_t^{mp} indica que estos parámetros pueden cambiar en distintos regímenes en el tiempo t . Ordenaremos los regímenes de acuerdo a la respuesta relativa a la prima por plazo.

La prima por plazo se define como la diferencia entre el rendimiento observado en un bono a diez años y el rendimiento correspondiente implicado por la aplicación de la hipótesis de expectativa de la estructura por plazos a la serie de tasas a corto plazo.

4. SOLUCIÓN Y ESTIMACIÓN DEL MODELO MS-DSGE

4.1 Métodos de solución del modelo MS-DSGE

Dado que los conceptos tradicionales de estabilidad para modelos DSGE constantes no aplican para el caso de cambio de régimen tipo Markov, para resolver la versión lineal del modelo usamos el método de solución propuesto por Maih (2015),⁷ que usa el concepto de variable mínima de estado⁸ para presentar la solución al sistema de la siguiente manera:

$$X_t(s_t, s_{t-1}) = T(\xi_t^{sp}, \theta^{sp}) X_{t-1}(s_{t-1}, s_{t-2}) + R(\xi_t^{vol}, \theta^{sp}) \epsilon_t,$$

⁷ Con base en métodos de perturbación como el enfoque que presentan Barthélemy y Marx (2011) y Foerster *et al.* (2014).

⁸ Ver McCallum (1983).

Donde las matrices T y R contienen los parámetros del modelo. X_t representa el vector $(n \times 1)$ de variables endógenas, ε_t es el vector $(k \times 1)$ de procesos exógenos.

Como se mencionó en la sección anterior, introducimos la posibilidad de un cambio de régimen para dos parámetros estructurales (sp) y de volatilidades de choque (vol) mediante tres cadenas de Markov independientes: ξ_t^{ff} , ξ_t^{mp} y ξ_t^{vol} , respectivamente. Las tres cadenas denotan los regímenes no observables asociados con la segmentación de mercado, $\psi_{n, \xi_t^{ff}}$, la respuesta de la política monetaria a la prima por plazo, $\tau_{tp, \xi_t^{mp}}$, y las volatilidades. Estos procesos están sujetos a cambios de régimen y adoptan valores discretos $i \in \{1, 2\}$, donde el régimen 1 implica valores absolutos altos para los parámetros de segmentación del mercado, la respuesta de política monetaria a la prima por plazo y las volatilidades; lo opuesto sucede con los parámetros bajos.⁹

Se asume que las tres cadenas de Markov siguen un proceso de primer orden con las siguientes matrices de transición respectivamente:

$$18 \quad H^i = \begin{pmatrix} H_{12} & H_{12} \\ H_{21} & H_{22} \end{pmatrix} \text{ para } i=ff, mp, vol,$$

donde $H_{ij} = p(sp_t = j | sp_{t-1} = i)$, para $i, j = 1, 2$. Luego, H_{ij} representa la probabilidad de estar en un régimen j en t dado que uno estaba en el régimen i en $t-1$.

Diversos autores se han enfocado en el concepto de soluciones de estabilidad media cuadrática¹⁰ para el sistema 17. Como destacan Maih (2015) y Foerster (2016), esta condición implica primeros y segundos momentos finitos en expectativas para el sistema:

$$19 \quad \lim_{j \rightarrow \infty} \mathbb{E}_t [X_{t+j}] = \bar{x},$$

$$20 \quad \lim_{j \rightarrow \infty} \mathbb{E}_t [X_{t+j} X'_{t+j}] = \Sigma.$$

⁹ La identificación para cada régimen se detalla en la subsección 4.4.

¹⁰ Ver Costa *et al.* (2006); Cho (2014); Foerster *et al.* (2014); y Maih (2015).

Además, como lo destacan Costa *et al.* (2006), y Foerster (2016), la solución del sistema 17 dado que la matriz $T(\xi^{sp}, \theta^{sp}, H)$ no satisface la condición de estabilidad estándar: una condición necesaria y suficiente de estabilidad media cuadrática implica que todos los valores propios de la matriz Ψ estén en el círculo unitario (Alstadheim *et al.*, 2013):

$$21 \quad \Psi = \left(\mathbb{H} \otimes I_{n^2} \right) \begin{bmatrix} T_1 T_1 & & \\ & \ddots & \\ & & T_h T_h \end{bmatrix}.$$

Finalmente, para completar la forma de estado del modelo, se combina 17 con la ecuación de medición 22:

$$22 \quad Y_t^{obs} = M X_t,$$

donde Y_t^{obs} son los observables.

4.2 Métodos de estimación del modelo MS-DSGE

Como el filtro de Kalman estándar no puede usarse para computar la verosimilitud, debido a la presencia de estados de las cadenas de Markov no observables, las inferencias a partir del filtro deben estar condicionadas a la información de los estados actual y pasado del sistema, s_t y s_{t-1} , respectivamente. Si el filtro considera todas las trayectorias posibles del sistema, en cada iteración, estos se multiplicarán por la cantidad de regímenes posibles, h . En unos pocos pasos, la cantidad de trayectorias de los sistemas se podría incrementar, lo que haría la computación del problema inviable como señalan Alstadheim *et al.* (2013). Para hacer que el problema sea viable, Kim y Nelson (1999) proponen una aproximación que promedia entre estados.¹¹ Siguiendo el enfoque que bosquejan Alstadheim *et al.* (2013) y Bjørnland *et al.* (2018), la operación promediada (*collapse*) se aplica durante el procedimiento de filtrado. Esta forma de cálculo

¹¹ Este algoritmo implica ejecutar el filtro de Kalman para cada una de las trayectorias y tomar un promedio ponderado usando las ponderaciones dadas por la probabilidad asignada a cada trayectoria del filtro propuesto por Hamilton (1989).

tiene ahorros computacionales y resultados numéricos similares al enfoque de Kim-Nelson (Kim y Nelson, 1999; Bjørnland *et al.*, 2018).

Para este capítulo se usa un enfoque bayesiano para estimar el modelo con el siguiente procedimiento:

- 1) Computamos la solución del sistema usando un algoritmo de Maih (2015) y empleando una versión modificada del filtro de Kim y Nelson (1999) para computar la verosimilitud con la distribución *prior* de los parámetros.
- 2) Construimos el resultado de kernel posterior de las rutinas de optimización de búsqueda estocástica.¹²
- 3) Usamos el modo de distribución posterior como valor inicial para un algoritmo de Metropolis-Hasting,¹³ con 500,000 iteraciones, para construir la distribución posterior completa.
- 4) Utilizando la media y varianzas de las últimas 100,000 iteraciones computamos los momentos.

4.3 Base de datos

Usamos datos de Estados Unidos desde 1962t1 a 2017t3 para la estimación del modelo. La base de datos toma las series originales que se señalan en Carlstrom *et al.* (2017) pero extiende la muestra de 2008t4 a 2017t3.

Las series trimestrales para las tasas de crecimiento anualizadas del PIB real, la inversión real nacional privada bruta, los salarios reales, la tasa de inflación (índice de gastos de consumo personal) y salarios reales.¹⁴ Las series de insumo de trabajo se construyó sustituyendo el componente de tendencia del sector de negocios no agrícolas (horas de todas las personas). Las series para las tasas de fondos federales se obtienen promediando las cifras mensuales descargadas del sitio web del Banco de la Reserva Federal de San Luis. Además, para la prima por plazo, tomamos las series de prima por plazo del Tesoro del sitio web del Banco de la Reserva Federal de

¹² El algoritmo está incluido en el conjunto de herramientas RISE.

¹³ Con una tasa de aceptación de $\alpha = 0.28$.

¹⁴ Definidos por la compensación nominal del sector de negocios no agrícolas dividido por el deflactor del consumo.

Nueva York, estimadas por Adrian *et al.* (2013). Se ha restado el promedio de todos los datos.

4.4 Especificación *prior*

Siguiendo a Carlstrom *et al.* (2017), calibramos los diversos parámetros para emparejar las características de largo plazo de los datos de Estados Unidos, que se presentan en el cuadro 2. Con respecto al bloque de parámetros no cambiantes en el modelo, y siguiendo a Bjørnland *et al.* (2018), en lugar de fijar las medias y las desviaciones estándar para las densidades *priors*, estas se fijan usando cuantiles de las distribuciones. Específicamente, usamos intervalos de probabilidad del 90% de la distribución respectiva para develar los hiperparámetros subyacentes, con base en los resultados que se presentan en Carlstrom *et al.* (2017). Se muestra la elección de distribuciones *priors* para las constantes y los parámetros cambiantes que se muestran en el panel derecho de los cuadros 3 y 4, respectivamente.

Cuadro 2	
PARÁMETROS CALIBRADOS	
Parámetro	Valor
β	0.99
α	0.33
δ	0.025
$\rho_{r_t}^{10}$	0.85
$\epsilon_p = \epsilon_w$	5
Lss	6
S	0.01
R_{ss}^L	$1/\beta$
$(1-\kappa)^{-1}$	40

Con fines de identificación, caracterizamos el régimen de alta segmentación del mercado financiero, $\xi_t^{ff} = 1$, como un régimen donde el mercado de crédito presenta costos elevados de ajuste de cartera (esto es, $\psi_{n,\xi_t^{ff}=1} > \psi_{n,\xi_t^{ff}=2}$). Mientras tanto, para los cambios de régimen en la respuesta de política monetaria a la prima por plazo, definimos que $\xi_t^{mp} = 1$, es el régimen donde el banco central responde fuertemente a los cambios en esta variable (esto es, $|\tau_{\eta,\xi_t^{mp}=1}| > |\tau_{\eta,\xi_t^{mp}=2}|$). El modelo también toma en cuenta los cambios de régimen en todos los choques; por lo tanto, dejamos que los choques de volatilidad sigan un proceso independiente del proceso Markov de tres estados. Luego, indicamos los regímenes de volatilidad alta, media y baja, $\xi_t^{vol} = 1$, $\xi_t^{vol} = 2$, y $\xi_t^{vol} = 3$, respectivamente, que implica la siguiente restricción no lineal: $\sigma_{\phi,\xi_t^{vol}=1} > \sigma_{\phi,\xi_t^{vol}=2} > \sigma_{\phi,\xi_t^{vol}=3}$.

5. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN MS-DSGE

5.1 Estimación de los parámetros

En esta sección, presentamos las estimaciones de los parámetros posteriores. La estimación bayesiana usa el modo posterior como valor inicial. El cuadro 3 muestra las estimaciones de los parámetros constantes y el cuadro 4, las estimaciones de parámetros cambiantes, las desviaciones estándar de los choques y los elementos de las matrices de transición. Enfocamos nuestra presentación de los resultados en los elementos cambiantes.

Lo primero que se nota es que hay grandes diferencias en el parámetro que caracteriza las fricciones financieras relativas al problema de cautividad de los intermediarios financieros. Cabe recordar que si $\psi_n = 0$, la oferta de crédito es perfectamente elástica, independientemente del patrimonio neto de los intermediarios financieros, mientras que en la medida que ψ_n crece, la fricción financiera se hace más intensa y la oferta de crédito depende positivamente del patrimonio neto de los intermediarios financieros. Como se muestra más adelante en las gráficas 4 y 5, el régimen de altas fricciones financieras, con $\psi_{n,\xi_t^{ff}=1} = 1.98$, da un papel importante a los factores financieros en la determinación macroeconómica; mientras el régimen de bajas fricciones financieras, con $\psi_{n,\xi_t^{ff}=2} = 0.11$, es cercano a un caso sin fricción, donde los factores financieros no determinan

Cuadro 3

**MEDIA, MODAS E INTERVALOS DE PROBABILIDAD POSTERIORES
E INTERVALOS DE PROBABILIDAD *PRIORS* DE LOS PARÁMETROS
DEL BLOQUE CONSTANTE**

<i>Parámetro</i>	<i>Densidad</i>	<i>Posterior</i>				<i>Prior</i>	
		<i>Media</i>	<i>Moda</i>	<i>10%</i>	<i>90%</i>	<i>10%</i>	<i>90%</i>
η	Gamma	1.4324	1.4633	1.1024	1.7624	1.2673	2.7526
h	Beta	0.6890	0.7014	0.6367	0.7412	0.5760	0.6687
ψ_i	Gamma	3.4380	3.2967	2.9914	3.8846	2.1857	4.3639
l_p	Beta	0.4118	0.4201	0.2103	0.6133	0.2752	0.5610
l_w	Beta	0.5109	0.5157	0.3987	0.6231	0.4085	0.6205
κ_{pc}	Beta	0.1000	0.0966	0.0014	0.1986	0.0104	0.1544
κ_w	Beta	0.0057	0.0054	0.0020	0.0093	0.0001	0.0004
ρ_a	Beta	0.9659	0.9412	0.9421	0.9898	0.9841	0.9997
ρ_μ	Beta	0.8483	0.8364	0.7853	0.9112	0.8281	0.9122
ρ_ϕ	Beta	0.9919	0.9871	0.9878	0.9960	0.9682	0.9963
ρ_{mk}	Beta	0.5312	0.5501	0.4302	0.6322	0.4945	0.8405
ρ_w	Beta	0.3798	0.3706	0.3556	0.4039	0.1036	0.3027
ρ_m	Beta	0.2240	0.2503	0.0516	0.3963	0.0646	0.2515
ρ_m	Beta	0.9126	0.9361	0.9316	0.9936	0.9212	0.9751

los resultados macroeconómicos. La matriz de transición ya tiene una probabilidad relativamente alta de cambio de régimen con una probabilidad de que las fricciones financieras pasen de altas a bajas $H_{1,2}^{ff} = 21\%$ y una probabilidad de que las fricciones financieras pasen de bajas a altas $H_{2,1}^{ff} = 20\%$.

Cuadro 4

MEDIAS, MODAS E INTERVALOS DE VEROSIMILITUD POSTERIORES Y MEDIAS Y DESVIACIONES ESTÁNDAR PRIORS DE LOS PARÁMETROS DEL BLOQUE CAMBIANTE

Parámetros y varianzas cambiantes y matrices de transición

Parámetro	Densidad	Posterior				Prior	
		Media	Moda	10%	90%	Media	Desviación estándar
$\psi_{n,\xi_t^{ff}=1}$	Uniforme	1.9778	1.9928	1.6412	2.3143	1.00	0.50
$\psi_{n,\xi_t^{ff}=2}$	Uniforme	0.1060	0.0870	0.0124	0.1996	1.00	0.50
$\tau_{\theta,\xi_t^{mp}=1}$	Normal	-1.1597	-1.2100	-1.2280	-1.0914	-1.00	0.50
$\tau_{\theta,\xi_t^{mp}=2}$	Normal	-0.2395	-0.3352	-0.3564	-0.1226	-0.50	0.50
$\rho_{R,\xi_t^{mp}=1}$	Beta	0.6507	0.8016	0.5401	0.7612	0.50	0.30
$\rho_{R,\xi_t^{mp}=2}$	Beta	0.7957	0.8016	0.7401	0.8512	0.50	0.30
$\tau_{\pi,\xi_t^{mp}=1}$	Normal	1.3659	1.2864	1.2813	1.4505	1.50	0.50
$\tau_{\pi,\xi_t^{mp}=2}$	Normal	1.7504	1.6697	1.6532	1.8477	1.50	0.50
$\tau_{y,\xi_t^{mp}=1}$	Normal	0.1330	0.1276	0.1123	0.1538	0.50	0.30
$\tau_{y,\xi_t^{mp}=2}$	Normal	0.0778	0.0771	0.0635	0.0921	0.50	0.30
$\sigma_{\phi,\xi_t^{vol}=1}$	Gamma inversa	7.5666	7.5643	6.1589	8.9712	0.50	1.00
$\sigma_{\phi,\xi_t^{vol}=2}$	Gamma inversa	4.0118	4.1237	3.1283	4.8953	0.50	1.00
$\sigma_{\phi,\xi_t^{vol}=3}$	Gamma inversa	3.8361	3.8928	3.0082	4.6640	0.50	1.00

Cuadro 4 (cont.)							
Parámetro	Densidad	Posterior				Prior	
		Media	Moda	10%	90%	Media	Desviación estándar
$\sigma_{a,\xi_t^{\text{vol}}=1}$	Gamma inversa	0.7868	0.8025	0.7581	0.8154	0.50	1.00
$\sigma_{a,\xi_t^{\text{vol}}=2}$	Gamma inversa	0.6029	0.6087	0.5664	0.6394	0.50	1.00
$\sigma_{a,\xi_t^{\text{vol}}=3}$	Gamma inversa	0.4463	0.4314	0.3733	0.5192	0.50	1.00
$\sigma_{\mu,\xi_t^{\text{vol}}=1}$	Gamma inversa	7.6323	7.6133	7.6041	7.6604	0.50	1.00
$\sigma_{\mu,\xi_t^{\text{vol}}=2}$	Gamma inversa	4.3343	4.2359	4.0826	4.5860	0.50	1.00
$\sigma_{\mu,\xi_t^{\text{vol}}=3}$	Gamma inversa	2.1677	2.1365	2.0281	2.3072	0.50	1.00
$\sigma_{mp,\xi_t^{\text{vol}}=1}$	Gamma inversa	0.4639	0.3254	0.2815	0.6462	0.50	1.00
$\sigma_{mp,\xi_t^{\text{vol}}=2}$	Gamma inversa	0.1371	0.1282	0.0953	0.1789	0.50	1.00
$\sigma_{mp,\xi_t^{\text{vol}}=3}$	Gamma inversa	0.1100	0.1088	0.0944	0.1255	0.50	1.00
$\sigma_{mk,\xi_t^{\text{vol}}=1}$	Gamma inversa	0.4100	0.4068	0.3741	0.4459	0.50	1.00
$\sigma_{mk,\xi_t^{\text{vol}}=2}$	Gamma inversa	0.3119	0.3047	0.2826	0.3411	0.50	1.00
$\sigma_{mk,\xi_t^{\text{vol}}=3}$	Gamma inversa	0.2422	0.2389	0.2217	0.2627	0.50	1.00
$\sigma_{k,\xi_t^{\text{vol}}=1}$	Gamma inversa	1.1244	1.0900	1.0818	1.1670	0.50	1.00
$\sigma_{k,\xi_t^{\text{vol}}=2}$	Gamma inversa	0.5095	0.4953	0.4862	0.5327	0.50	1.00
$\sigma_{k,\xi_t^{\text{vol}}=3}$	Gamma inversa	0.4305	0.4257	0.3989	0.4621	0.50	1.00
$\sigma_{m,\xi_t^{\text{vol}}=1}$	Gamma inversa	0.2338	0.2223	0.2146	0.2530	0.50	1.00
$\sigma_{m,\xi_t^{\text{vol}}=2}$	Gamma inversa	0.0838	0.0793	0.0723	0.0953	0.50	1.00
$\sigma_{m,\xi_t^{\text{vol}}=3}$	Gamma inversa	0.0677	0.0635	0.0559	0.0795	0.50	1.00
$H_{1,2}^{f,f}$	Dirichlet	0.2072	0.2126	0.1803	0.2341	0.05	0.03

Cuadro 4 (cont.)

Parámetro	Densidad	Posterior				Prior	
		Media	Moda	10%	90%	Media	Desviación estándar
$H_{2,1}^{ff}$	Dirichlet	0.2003	0.1974	0.1696	0.2310	0.05	0.03
$H_{1,2}^{mp}$	Dirichlet	0.0850	0.0845	0.0719	0.0981	0.05	0.03
$H_{2,1}^{mp}$	Dirichlet	0.0374	0.0443	0.0216	0.0532	0.05	0.03
$H_{1,2}^{vol}$	Dirichlet	0.0144	0.0100	0.0053	0.0235	0.05	0.03
$H_{1,3}^{vol}$	Dirichlet	0.0697	0.0660	0.0560	0.0833	0.05	0.03
$H_{2,1}^{vol}$	Dirichlet	0.1719	0.1801	0.1528	0.1910	0.05	0.03
$H_{2,3}^{vol}$	Dirichlet	0.1907	0.1803	0.1697	0.2117	0.05	0.03
$H_{3,1}^{vol}$	Dirichlet	0.1728	0.1811	0.1459	0.1996	0.05	0.03
$H_{3,2}^{vol}$	Dirichlet	0.1776	0.1816	0.1569	0.1982	0.05	0.03

Nota: los *priors* reportados para las distribuciones de Dirichlet corresponden a las probabilidades de transición resultante de la respectiva combinación de hiperparámetros.

Con respecto a la política monetaria, cuando esta responde fuertemente a la prima por plazo, $\xi_t^{mp}=1$, la media posterior de la regla de política es

$$\ln(R_t) = 0.65\ln(R_{t-1}) + (1 - 0.65)\left(1.37\pi_t + 0.13y_t^{gap} - 1.16tp_t\right);$$

mientras que para el régimen de respuesta baja, $\xi_t^{mp} = 0$, tenemos

$$\ln(R_t) = 0.80\ln(R_{t-1}) + (1 - 0.80)\left(1.75\pi_t + 0.08y_t^{gap} - 0.24tp_t\right).$$

Como se muestra en las gráficas 4 y 5, las dinámicas del modelo son diferentes ya que la respuesta del banco central a la prima por plazo es más agresiva. Las reglas de política exhiben diferencias importantes entre regímenes en la persistencia de las tasas de interés y las ponderaciones relativas de la inflación y la brecha del producto. La matriz de transición tiene una probabilidad relativamente baja del cambio de régimen con una probabilidad del $H_{1,2}^{mp} = 9\%$ de un cambio de alta a baja respuesta de la tasa de interés a la prima por plazo y sólo una probabilidad $H_{2,1}^{mp} = 4\%$ de pasar de un régimen de respuesta de tasa de interés baja a alta.

Las desviaciones estándar de los siete choques incluidos en el modelo pueden cambiar entre los regímenes. Los regímenes de alta, media y volatilidad baja se clasifican por el tamaño de la desviación estándar $\sigma_{\phi, \xi_t^{vol}}$ de los choques de crédito $\varepsilon_{\phi, t}$. Cabe recordar que este choque, al aumentar el diferencial de la tasa de interés, disminuye la actividad real. Además, para los siete choques, los intervalos de confianza al 90% de los regímenes de volatilidad alta son mayores que los de regímenes de volatilidad media, que a la vez son mayores que los de los regímenes de volatilidad baja.¹⁵ Así, tenemos que la probabilidad de salir de un régimen de volatilidad alta a volatilidad mediana es $H_{1,2}^{vol} = 1\%$, y a volatilidad baja, $H_{1,3}^{vol} = 7\%$. La probabilidad de salir de un régimen de volatilidad mediana a volatilidad alta es $H_{2,1}^{vol} = 17\%$, y a volatilidad baja, $H_{2,3}^{vol} = 19\%$. Finalmente, la probabilidad de salir de un régimen de volatilidad baja a volatilidad alta es $H_{3,1}^{vol} = 17\%$, y a volatilidad media, $H_{3,2}^{vol} = 18\%$.

5.2 Funciones de respuesta al impulso

Esta subsección presenta las funciones de respuesta al impulso para un choque de una desviación estándar al crédito, σ_{ϕ} , y a la política monetaria, σ_{mp} . Las gráficas que muestran la respuesta al impulso de un choque de una desviación estándar a la tecnología neutral, σ_a , específico de la inversión, σ_{μ} , márgenes de precios, σ_{mk} , márgenes salariales, σ_w , y preferencia intertemporal, σ_m . Cada gráfica tiene doce líneas que describen las respuestas bajo las dos alternativas

¹⁵ Las únicas excepciones son los intervalos de confianza del 90% para los regímenes de volatilidad mediana y baja para los choques de crédito y de política monetaria, los cuales exhiben cierto grado de superposición, pero las medias de volatilidad mediana son mayores que las de volatilidad baja.

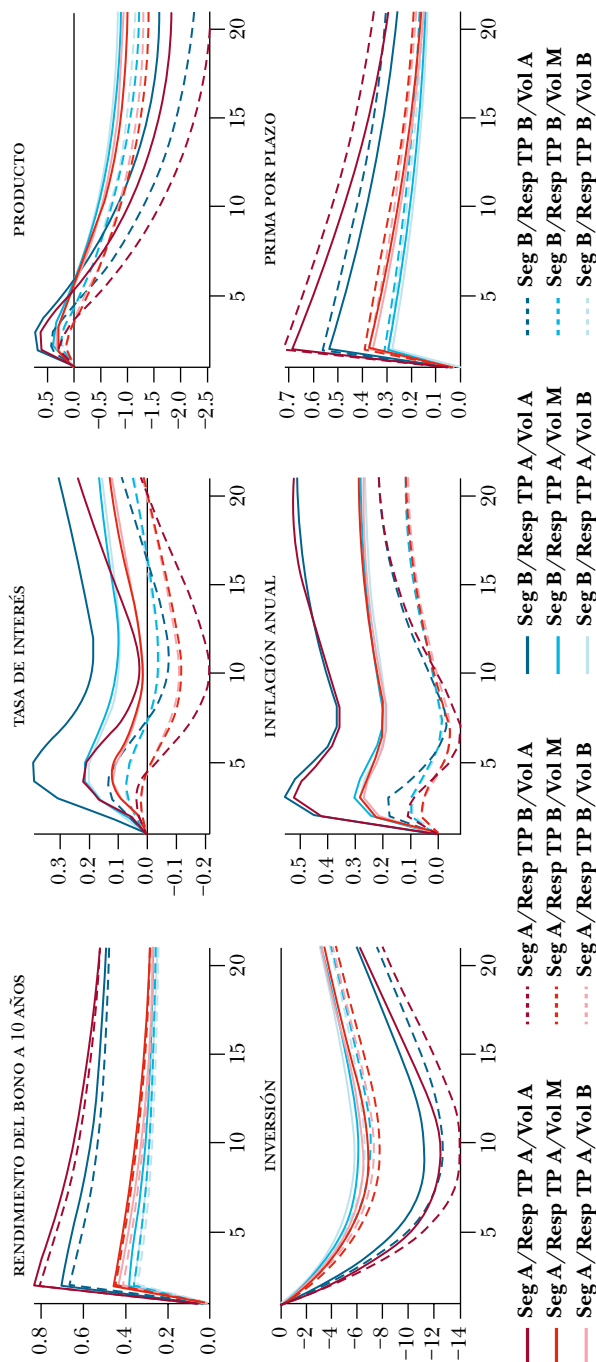
de fricción financiera (Seg A y Seg B), las dos respuestas de política monetaria a la prima por plazo (Resp TP A y Resp TP B), y los tres regímenes de volatilidad del choque de crédito (Vol A, Vol M y Vol B). Los regímenes de fricciones financieras altas se presentan en tonos de rojo, mientras que los de baja se presentan en tonos de azul. Los regímenes de alta respuesta de política monetaria se presentan en líneas sólidas, mientras que los de baja se presentan con líneas discontinuas. Los regímenes de volatilidad alta están en tonos oscuros, los de mediana en tonos medios y los de baja en tonos más claros.

La gráfica 4 muestra las funciones de respuesta al impulso de las variables seleccionadas ante un choque de crédito de una desviación estándar. Un aumento inesperado del choque de crédito incrementa el rendimiento de los bonos a 10 años y de la prima por plazo. Todo lo demás constante, el efecto de este choque sobre la prima por plazo es mayor si la economía está bajo un régimen de fricción financiera alta (colores rojos) o si la reacción de la tasa de interés a la respuesta a la prima por plazo es baja (líneas discontinuas). El financiamiento más costoso provoca una caída de la inversión, y el efecto es mayor si hay fricciones financieras altas (colores rojos) o si hay respuestas de tasa de interés bajas (líneas discontinuas). A pesar del crecimiento transitorio del producto, a la larga cae y esta baja es mayor cuando las fricciones financieras son altas (colores rojos) y cuando las respuestas de tasa de interés son bajas (líneas discontinuas). La inflación y las tasas de interés nominal aumentan más ante fricciones financieras bajas (colores azules) y respuestas de tasa de interés altas (líneas sólidas). Sin duda, a mayor volatilidad del choque (colores más oscuros), mayor amplificación de las respuestas.

La gráfica 5 muestra las funciones de respuesta al impulso de las variables seleccionadas ante un choque de política monetaria de una desviación estándar. El aumento no esperado provoca que la inversión, el producto y la inflación disminuyan, con caídas mayores cuando la política monetaria tiene una elasticidad de la tasa de interés de la prima por plazo baja (líneas discontinuas). El aumento de la prima por plazo es más alto cuando hay fricciones financieras (colores rojos) y cuando la respuesta de la tasa de interés es baja (líneas discontinuas).

Gráfica 4

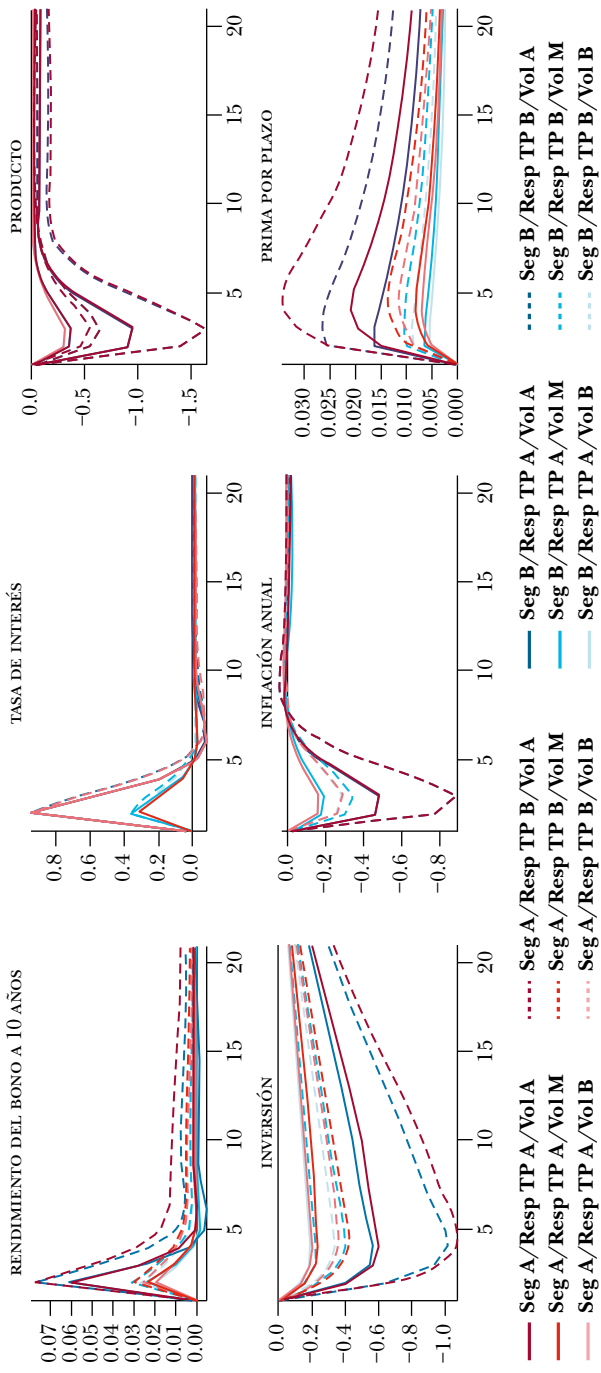
**FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DEL MODELO MS-DSGE A UN CHOQUE DE CRÉDITO DE UNA DESVIACIÓN ESTÁNDAR
BAJO RÉGIMES ALTERNOS DE FRICCIONES FINANCIERAS, POLÍTICA MONETARIA Y VOLATILIDAD**



Nota: los regímenes de fricción financiera alta se presentan en colores rojos, en tanto, los de fricción financiera baja, en azules. Los regímenes de respuesta de política monetaria alta se describen en las líneas continuas y los de baja, en las líneas discontinuas. Mientras más alta es la volatilidad de los regímenes que se muestran más oscuro es color que se usa, y al contrario, cuando la volatilidad es baja, el color es más claro.

Gráfica 5

FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DEL MOD. MS-DSGE A UN CHOQUE DE POLÍTICA MONETARIA DE UNA DESV. ESTÁNDAR CON RÉGIMENES ALTERNOS DE FRICCIONES MONETARIAS, POLÍTICA MONETARIA Y VOLATILIDAD: PROBABILIDADES ATENUADAS



Nota: los regímenes de fricción financiera alta se presentan en colores rojos, en tanto, los de fricción financiera baja, en azules. Los regímenes de respuesta de política monetaria alta se describen en las líneas continuas y los de baja, en las líneas discontinuas. Mientras más alta es la volatilidad de los regímenes que se muestran más oscuro es color que se usa, y al contrario, cuando la volatilidad es baja, el color es más claro.

5.3 Probabilidades de regímenes

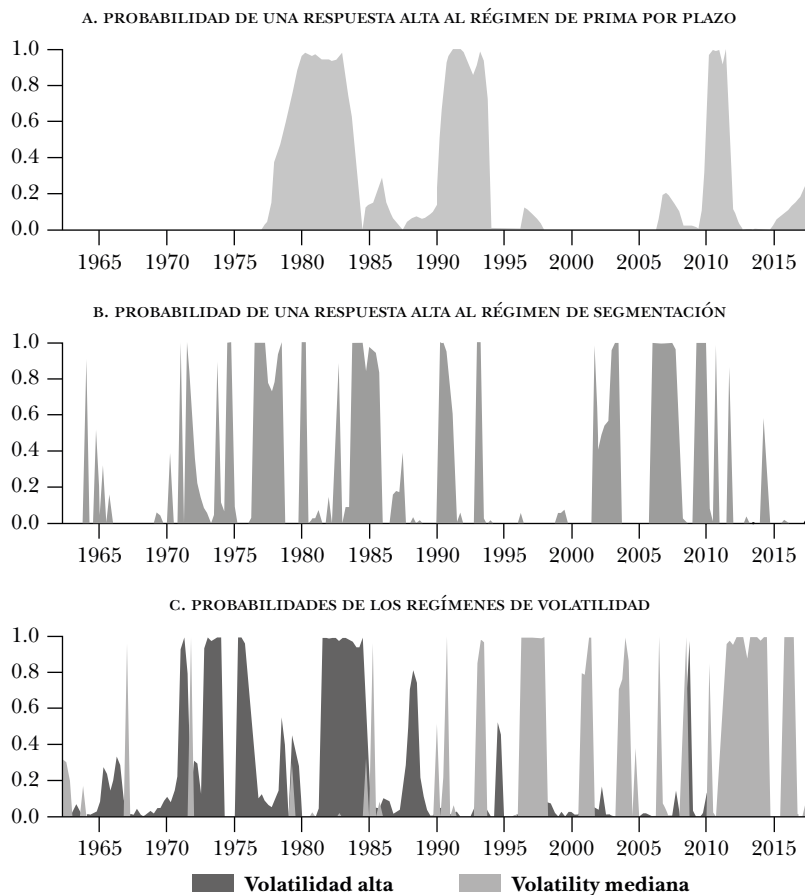
La estimación nos brinda las probabilidades de fricciones financieras altas o bajas y de la respuesta de política monetaria a los regímenes de prima por plazo. La gráfica 6 muestra las probabilidades atenuadas para cada régimen. La estimación bayesiana de máxima verosimilitud del modelo MS-DSGE identifica 59 trimestres (27% de la muestra que abarca desde 1962t1 a 2017t4) cuando las fricciones financieras, medidas por los costos de ajuste de carteras de los intermediarios financieros a su patrimonio neto, tienen una gran probabilidad de ser altas en los siguientes intervalos relevantes: 1971t1-1971t4, 1976t-1978t3, 1983t4-1985t4, 1990t2-1991t2, 2002t3-2003t3, 2006t1-2008t1 y 2009t2-2010t1. Asimismo, hay 43 trimestres en los cuales la respuesta de la tasa de interés a la prima por plazo se estima alta en los siguientes intervalos: 1978t4-1983t4, 1990t2-1993t4 y 2010t1-2011t4. Además, la estimación del modelo MS-DSGE tiene 34 trimestres de mayor probabilidad de volatilidad por choques de crédito alta, 46 trimestres (20.6%) con mayor probabilidad de volatilidad por choques de crédito mediana y 142 trimestres (64%) con mayor probabilidad de volatilidad baja por choques de crédito. En la subsección 5.4 de análisis contrafáctico, ofrecemos una narrativa histórica de lo más representativo de estos episodios de cambio de régimen.

Si se compara el MS-VAR y MS-DSGE, hay 17 trimestres (8%) donde la tensión de la varianza es alta, así como es la volatilidad de choques de crédito; 24 trimestres (11%) donde tanto la tensión de la varianza como la volatilidad de choques de crédito es mediana; y 99 trimestres (45%) donde tanto la tensión de la varianza como la volatilidad de choques de crédito es baja. Sin embargo, como se observa en la gráfica 7, la intersección de los dos modelos produce 43 trimestres (20%) que se identifican al mismo tiempo con tensión de la varianza mediana o alta y con volatilidad de choques de crédito media o alta. Estos trimestres son 1971t1, 1973t2-1974t1, 1975t2 y t3, 1981t3-1983t4, 1993t2, 1996t4-1997t1, 1997t4-1981t1, 2003t3, 2004t1 y t2, 2008t3 y t4, 2011t3-2014t3, 2015t4, y 2016t2 y t3.

En la próxima subsección repasamos los episodios más relevantes.

Gráfica 6

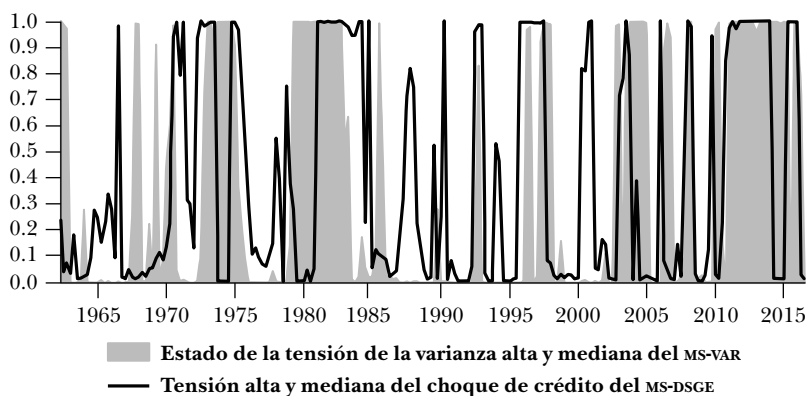
**PROBABILIDADES DEL RÉGIMEN DEL MODELO MS-DSGE
EN EL MODO POSTERIOR**



Notas: el panel A muestra la probabilidad de una respuesta alta al régimen de prima por plazo; el panel B, la probabilidad de un régimen de segmentación alto; y el panel C, las probabilidades de regímenes de volatilidad alta y mediana.

Gráfica 7

COMPARACIÓN DE LOS ESTADOS DE FRICCIONES ALTA Y MEDIANA DEL MS-VAR, Y DE LAS VOLATILIDADES ALTA Y MEDIANA DE LOS CHOQUES DE CRÉDITO DEL MS-DSGE



Nota: el área gris señala las probabilidades de la tensión del régimen de la varianza alta y mediana (como una suma) para el modelo MS-VAR. La línea negra señala las probabilidades del régimen de la varianza alta y mediana (como una suma) para el modelo MS-DSGE.

5.4 Análisis contrafáctico

Para explorar las características del modelo MS-DSGE con múltiples parámetros y regímenes de varianza, en este ejercicio generamos series contrafácticas basadas en simulaciones de proyecciones condicionales. En particular, este análisis permite obtener una idea de lo que podría haber sucedido si las fricciones financieras, los regímenes de política monetaria y los regímenes de volatilidad hubiesen permanecido constantes, una a la vez, en cada uno de los seis episodios seleccionados.

A continuación, examinamos dos bloques de ejercicios de simulación contrafáctica cuando las fricciones financieras, los choques de crédito financiero o ambos se estimaron como altos o medianos; estos se muestran cronológicamente en las gráficas 8 a 13. Las gráficas 9, 10 y 13 corresponden a los tres episodios en los cuales la posición de política monetaria respondió a la prima por plazo en los intervalos 1978t4-1983t4, 1990t2-1993t4, y 2010t1-2011t4, respectivamente. Mientras tanto, las gráficas 8, 11, y 12 son tres episodios en

los cuales la respuesta de la tasa de interés a la prima por plazo fue baja. Estos episodios corresponden a los intervalos: 1971t1-1978t3, 2000t4-2004t4, y 2006t1-2009t4, respectivamente. Para complementar tal evidencia, el cuadro 5 reporta la media y la desviación estándar de cada variable, en desviación del estado estacionario, bajo contrafacticos alternos para los episodios analizados.

Las gráficas de los ejercicios contrafacticos muestran trayectorias alternas donde solo una característica del régimen cambiante puede variar, mientras todo el resto se mantiene constante. Las líneas rojas comparan el resultado contrafactico según el grado de fricciones financieras: cuando se dibujan sólidas muestran la evolución potencial de las variables ante la alta segmentación del mercado de crédito, mientras que las discontinuas reflejan la evolución potencial para el caso de fricciones financieras bajas. Las líneas verdes comparan el resultado contrafactico según la respuesta de política monetaria a la prima por plazo: si las líneas son sólidas muestran el caso de respuesta de política alta y si son discontinuas, la respuesta es baja. Las líneas azules comparan el resultado contrafactico de distintos grados de volatilidad de choques de crédito: en el caso de las líneas sólidas se observa el comportamiento hipotético bajo volatilidad alta; de las discontinuas, el de volatilidad media; y de las punteadas, el de volatilidad baja durante el periodo analizado. La línea sólida de color negro representa los datos desviados con respecto del estado estacionario. Cada gráfica presenta cuatro trimestres antes del cambio de régimen, y condiciona la quinta observación que corresponde al primer trimestre del episodio (por ejemplo, 1971t1 o 1978t4) a que sea la misma y luego se permite que las proyecciones condicionales difieran para cada caso, por ejemplo, fricciones financieras altas cuando se usan otras matrices de transición estimadas para la respuesta de política monetaria y volatilidad de choques. En nuestro intento por determinar el papel de cada régimen específico, aislamos los efectos de las diversas fuentes de cambio de régimen en el modelo.¹⁶

¹⁶ Siguiendo a Sims y Zha (2006) y a Bianchi y Ilut (2017), para aislar los efectos de los cambios en los mecanismos de fricciones financieras o las reglas de política monetaria, removemos los choques de crédito y de política monetaria en las respectivas simulaciones. Para los ejercicios contrafacticos que analizan los cambios en la política monetaria removemos el choque de la regla de Taylor y conservamos las otras secuencias de los choques sin alteraciones; mientras que para los

Cuadro 5

MEDIA Y DESVIACIÓN ESTÁNDAR DE LAS VARIABLES POR PERIODO

Periodo	Variable	MP		Segmentación		Volatilidades			Datos	
		Alto	Bajo	Alto	Bajo	Alto	Medio	Bajo		
1971t1-1978t3	Prima por plazo	M	0.23	0.14	0.02	0.22	-0.07	0.02	0.06	
		SD	0.29	0.40	0.47	0.20	0.58	0.34	0.24	0.41
	Tasa de interés	M	0.85	1.29	1.43	0.58	1.78	0.93	0.71	1.28
		SD	1.52	1.57	1.37	1.37	1.99	1.13	0.73	1.23
	Crecimiento del PIB	M	0.23	0.37	0.05	0.37	1.45	-0.01	0.49	0.24
		SD	5.23	6.39	6.31	5.97	6.78	4.71	5.26	4.56
	Tasa de interés	M	2.03	2.60	3.02	1.86	3.71	2.86	2.49	2.65
		SD	2.43	2.64	2.64	2.11	3.21	2.53	1.96	2.37
1978t4-1983t4	Prima por plazo	M	-0.14	-0.64	-0.29	-0.10	-0.40	-0.21	-0.13	-0.10
		SD	0.50	0.53	0.37	0.49	0.73	0.37	0.31	0.50
	Tasa de interés	M	6.14	7.91	7.21	6.04	9.04	6.72	5.85	5.75
		SD	1.79	2.40	1.92	2.17	2.42	2.12	2.23	2.72
	Crecimiento del PIB	M	-1.10	-2.84	-1.76	-1.37	-1.21	-1.21	-0.73	-0.59
		SD	5.48	4.79	5.53	6.48	7.26	4.56	3.40	5.14
	Tasa de interés	M	4.34	5.44	3.82	4.13	5.28	4.01	2.52	3.89
		SD	1.82	2.41	2.96	2.75	1.99	1.65	2.45	2.32

Cuadro 5 (cont.)

MEDIA Y DESVIACIÓN ESTÁNDAR DE LAS VARIABLES POR PERIODO										
Periodo	Variable	MP		Segmentación		Volatilidades			Datos	
		Alto	Bajo	Alto	Bajo	Alto	Medio	Bajo		
1990t2-1993t4	Prima por plazo	M	0.22	0.52	-0.01	0.32	0.24	0.17	0.08	0.01
		SD	0.48	0.76	0.40	0.60	0.55	0.43	0.36	0.64
	Tasa de interés	M	0.15	-1.60	-0.35	0.52	0.09	0.36	0.94	0.85
		SD	1.67	2.93	2.17	1.32	2.02	1.65	1.33	2.08
	Crecimiento del PIB	M	-0.10	-0.16	-0.23	-0.16	-2.01	-1.08	-1.05	-0.84
		SD	2.53	5.26	3.26	4.42	4.42	2.51	3.56	2.11
	Tasa de interés	M	-0.28	-1.16	-1.03	-0.23	-1.58	-0.02	-0.36	-0.08
		SD	1.32	1.78	1.71	0.86	2.46	1.13	1.28	1.21
2000t4-2004t2	Prima por plazo	M	-0.22	-0.17	-0.09	-0.10	0.55	-0.14	-0.06	0.24
		SD	0.39	0.37	0.32	0.26	0.73	0.33	0.45	0.50
	Tasa de interés	M	-1.93	-2.38	-2.20	-1.89	-4.84	-1.52	-1.50	-1.87
		SD	1.42	1.75	1.53	1.28	3.30	1.33	1.92	1.95
	Crecimiento del PIB	M	-1.87	-1.64	-1.51	-1.23	-1.24	-0.76	-0.77	-0.27
		SD	4.85	4.23	3.29	3.41	5.94	2.88	3.33	2.47
	Tasa de interés	M	-0.54	-2.32	-1.85	-1.43	-3.03	-1.01	-0.10	-1.35
		SD	1.62	1.19	1.48	1.69	1.96	0.93	1.39	0.92

2006t1–2009t4	Prima por plazo	M	-0.27	-0.21	-0.30	-0.31	-0.23	-0.26	-0.37	-0.26
		SD	0.40	0.55	0.62	0.55	0.75	0.56	0.41	0.62
	Tasa de interés	M	-0.76	-2.24	-1.19	0.10	-0.57	-1.09	-1.59	-2.07
		SD	1.59	2.03	2.84	1.27	1.52	0.78	0.90	1.71
	Crecimiento del PIB	M	-3.39	-2.72	-2.81	-1.40	-2.60	-1.82	-1.75	-2.16
		SD	4.23	4.57	3.50	2.11	4.47	1.65	2.60	3.28
	Tasa de interés	M	-1.18	-0.73	-0.99	-0.33	-1.44	-1.14	-1.22	-1.14
		SD	1.66	2.86	2.28	1.80	4.02	1.38	1.26	2.40
	Prima por plazo	M	0.40	0.88	0.49	0.40	0.42	0.52	0.43	0.55
		SD	0.39	0.30	0.31	0.19	0.65	0.34	0.35	0.33
	Tasa de interés	M	-5.53	-5.70	-5.16	-5.03	-5.73	-4.99	-4.93	-4.98
		SD	0.74	0.40	0.25	0.58	0.45	0.11	0.11	0.23
	Crecimiento del PIB	M	-0.97	-1.49	-0.38	0.69	-1.34	-1.29	-0.08	-2.70
		SD	2.99	2.63	2.23	1.26	3.00	1.85	1.91	3.72
	Tasa de inflación	M	-2.31	-3.34	-2.11	-2.05	-0.97	-1.33	-1.32	-2.21
		SD	0.98	1.42	1.04	1.03	1.76	0.90	0.76	2.55

Nota: este cuadro reporta la media y la desviación estándar de cada variable, en desviaciones del estado estacionario, bajo las alternativas contrafácticas para los episodios analizados.

Desde el inicio de nuestra muestra en 1962t2 y hasta 1971t1, la estimación asigna probabilidad alta de una segmentación del mercado de crédito baja [$\psi_{n,\xi_t^{ff}} = 0.11$ (0.01, 0.20)] y un régimen de volatilidad baja por choques de crédito [$\sigma_{\phi,\xi_t^{vol}} = 3.83$ (3.00, 4.67)].¹⁷ Esto a pesar de la contracción del crédito de 1966 y de los gastos derivados de la guerra de Vietnam en que incurrió el gobierno, y de la política monetaria más ajustada en 1967t3 y 1968t3, y de que según el Comité de Fechas de los Ciclos Económicos de la Oficina Nacional de Investigación Económica (NBER) hubo una contracción económica de 1969t4 a 1970t4. Durante este periodo, la estimación asigna una probabilidad alta a la respuesta de la tasa de interés a la prima por plazo baja [$\tau_{tp,\xi_t^{mp}} = -0.24$ (-0.36, -0.12)]. Dado que hay poca evidencia de cambio de régimen de fricciones financieras o de la respuesta de política monetaria durante el periodo 1962t2-1971t1, no realizamos un ejercicio contrafáctico para el mismo.

En contraste, en los 31 trimestres desde 1971t1 a 1978t3, nuestra estimación identifica 15 trimestres con probabilidad alta de segmentación del mercado de crédito [$\psi_{n,\xi_t^{ff}} = 1.98$ con un intervalo de probabilidad del 90% en (1.64, 2.31)] y 14 trimestres de probabilidad alta de varianza del choque de crédito alta [$\sigma_{\phi,\xi_t^{vol}} = 7.57$ (6.16, 8.97)]. A pesar de estos factores financieros, en todo este periodo la estimación no ofrece evidencia de una respuesta de la tasa de interés a la prima por plazo alta aun con el aumento de tasas de la Reserva Federal en 1971t3 y 1972t1 para contrarrestar la inflación. Es importante recordar que, durante este periodo, Richard Nixon canceló unilateralmente la convertibilidad internacional del dólar estadounidense a oro en 1971t3; la economía mundial se enfrentó al choque de petróleo de 1973t3 debido al embargo de la Organización de Países Exportadores de Petróleo; y el gobierno estadounidense tuvo déficits debido a la guerra de Vietnam y a los programas para la creación de una gran sociedad del presidente Lyndon Johnson.

ejercicios contrafácticos que examinan los efectos de los cambios de segmentación, removemos el choque de crédito y mantenemos otra secuencia de choques sin cambios. Para los ejercicios contrafácticos que simulan la prevalencia de los tres choques de volatilidad, toda la secuencia de choques se mantiene invariable.

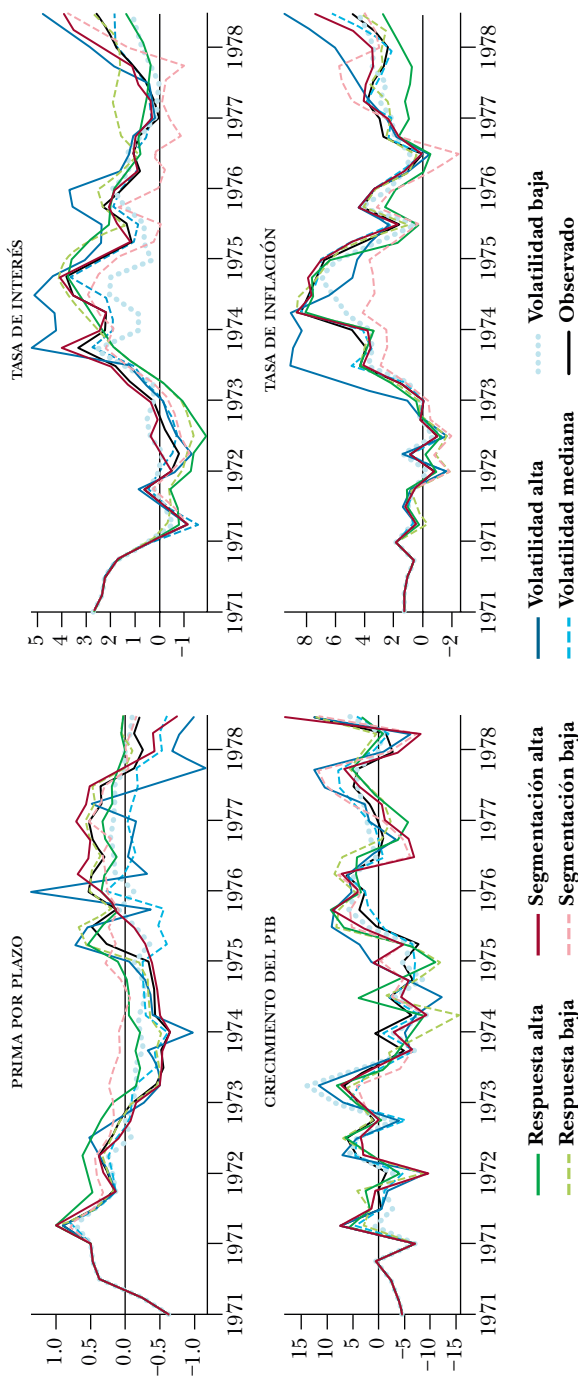
¹⁷ Las únicas excepciones son 1964t1 y t4 cuando la probabilidad de que la segmentación del mercado de crédito fuera alta fue igualmente alta, y 1967t1 cuando la probabilidad de que la varianza del choque de crédito fuera mediana fue alta [$\sigma_{\phi,\xi_t^{vol}} = 4.01$ (3.13, 4.90)].

También, según el Comité de la NBER, hubo contracción económica de 1973t4 a 1975t1.

La gráfica 8 muestra el primer ejercicio contrafáctico enfocado en estos episodios cuando existió probabilidad alta de cambios de régimen relacionados con fricciones financieras y volatilidad de choques. En 1971t1, la prima por plazo estuvo por encima de su nivel de estado estacionario, las tasas de interés cayeron de 8.98% en diciembre de 1970 a 3.72% en febrero de 1971, el crecimiento del PIB fue inferior al de estado estacionario y la inflación fue más baja, pero por encima de la de estado estacionario. En comparación con los efectos de las fricciones financieras, la línea sólida roja de la segmentación del mercado de crédito alta explica de forma parcial el porqué de la caída de la prima por plazo tan marcada, del aumento de la inflación y de las tasas de interés y de la caída de la producción en relación con la línea discontinua roja de baja segmentación del mercado de crédito donde si la prima por plazo hubiese estado más cercana a la de estado estacionario, tanto el aumento de la inflación como de las tasas de interés habrían sido menores, y el crecimiento del producto habría sido mayor que en los datos. Obviamente, hubo otros factores nacionales y externos importantes que afectaron a la economía, pero estos factores habrían estado presentes independientemente del grado de fricción financiera. La cita de Bernanke al inicio de este capítulo se refiere a los efectos peligrosos de las desviaciones persistentes de la prima por plazo de su valor de estado estacionario; aquí vemos que la alta segmentación del mercado de crédito provocó que estas desviaciones fueran más grandes y más persistentes. ¿Qué habría sucedido si la autoridad monetaria hubiese respondido más agresivamente a la prima por plazo (líneas verdes: sólidas contra discontinuas)? Las tasas de interés habrían permanecido más bajas durante todo el episodio y si bien la inflación habría sido ligeramente más alta hasta 1973t2, para el resto de la muestra (1973t3-1978t3) habría promediado un 1% menos que con un 100% de probabilidad de respuesta alta y un 1.2% por debajo de los datos. La compensación por la significativa reducción de la inflación es que el crecimiento del producto podría haber sido un 0.5% inferior. Si los choques de volatilidad hubieran sido menores (líneas azules discontinuas), la inflación y la tasa de interés menores y menos volátiles, mientras que el crecimiento promedio del producto habría sido superior que según los datos.

Gráfica 8

SIMULACIÓN CONTRAFÁCTICA DE 1971T1 A 1978T3



Nota: para los contrafácticos, las líneas verdes continúan las series para el escenario de respuesta alta a la prima por plazo, mientras que las discontinuas, el escenario de respuesta baja a la prima. Las líneas rojas continúan las series para el escenario de segmentación alta, mientras que las discontinuas, el escenario de segmentación baja. En el caso de las líneas azules, estas simulan las series para los escenarios de volatilidad alta (línea sólida), mediana (línea discontinua) y baja (línea de puntos). La línea en negro muestra los valores observados de las series.

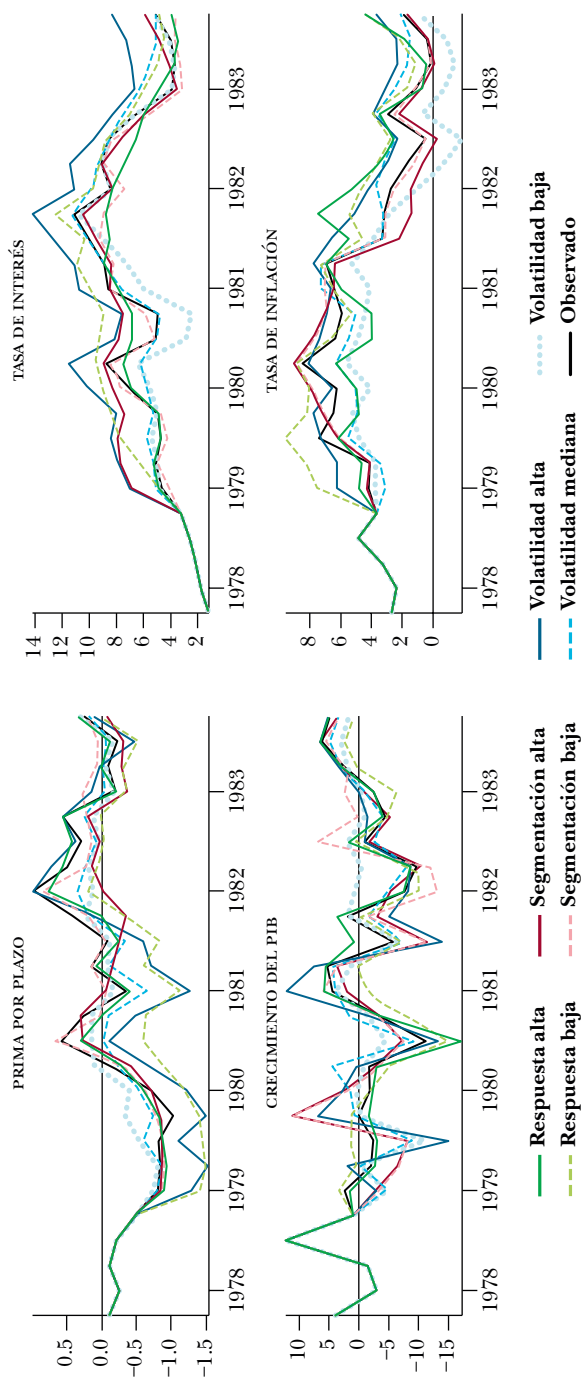
La gráfica 9 muestra la primera vez cuando nuestra estimación asigna una probabilidad alta a una respuesta de la tasa de interés a la prima por plazo alta [$\tau_{tp, \xi^{mp}=1} = -1.16$ (-1.20, -1.10)] de 1978t4 a 1983t4. En este episodio, la estimación asigna una probabilidad alta de segmentación del mercado de crédito alta en 1980t1 y t2, 1982t3 y t4, y 1983t4. Mientras tanto, la estimación asigna una probabilidad alta a una volatilidad de choque de crédito alta de 1981t3 a 1984t4. Con el aumento de la inflación y de las tasas de interés durante finales de los setenta e inicios de los ochenta, las instituciones de ahorro y crédito que tenían reguladas las tasas de interés máximas que podían pagar a los depositantes vieron su base de financiamiento erosionada, mientras que el interés a tasa fija que ganaron en sus hipotecas representó grandes pérdidas por valoración en sus activos. A pesar de la Ley de Desregulación de las Instituciones Financieras y de Control Monetario de 1980, que provocó la desregulación de la industria, esta resultó insuficiente y a la postre resultó necesario el rescate financiero por parte de los contribuyentes.

La respuesta de la tasa de interés a la prima por plazo alta, que de acuerdo con la estimación comenzó tres trimestres antes de que Paul Volcker fuera designado como presidente de la Reserva Federal, llegó cuando la prima por plazo estaba por debajo de la de estado estacionario, la inflación era relativamente alta y estaba creciendo, las tasas de interés también crecían y el PIB estaba por encima de la tendencia. En 1979t4 hubo un choque de oferta del petróleo negativo relacionado con la guerra entre Irak e Irán. El Comité de la NBER identifica dos recesiones en este episodio, de 1980t1 a 1980t3 y de 1981t3 a 1982t4.

¿Qué habría sucedido si la respuesta de la tasa de interés no se hubiera modificado (línea verde discontinua) en relación con un cambio de régimen completamente creíble de política monetaria (línea sólida verde)? Con una respuesta de la tasa de interés baja, la prima por plazo habría sido muy inferior desviándose del estado estacionario hasta 1982t1, el PIB se habría expandido, pero a costa de una inflación mucho más alta, lo cual finalmente habría requerido mayores tasas de interés. Mientras tanto, si la volatilidad del choque de crédito hubiera sido inferior (línea azul discontinua), la prima por plazo habría sido más cercana a su valor de estado estacionario, con inflación más baja y tasas de interés sin excesivas fluctuaciones del PIB.

Gráfica 9

SIMULACIÓN CONTRAFÁCTICA DE 1978T4 A 1983T4



Nota: para los contrafácticos, las líneas verdes continuas simulan las series para el escenario de respuesta alta a la prima por plazo, mientras que las discontinuas, el escenario de respuesta baja a la prima. Las líneas rojas continuas simulan las series para el escenario de segmentación alta, mientras que las discontinuas, el escenario de segmentación baja. En el caso de las líneas azules, estas simulan las series para los escenarios de volatilidad alta (línea sólida), mediana (línea discontinua) y baja (línea de puntos). La línea en negro muestra los valores observados de las series.

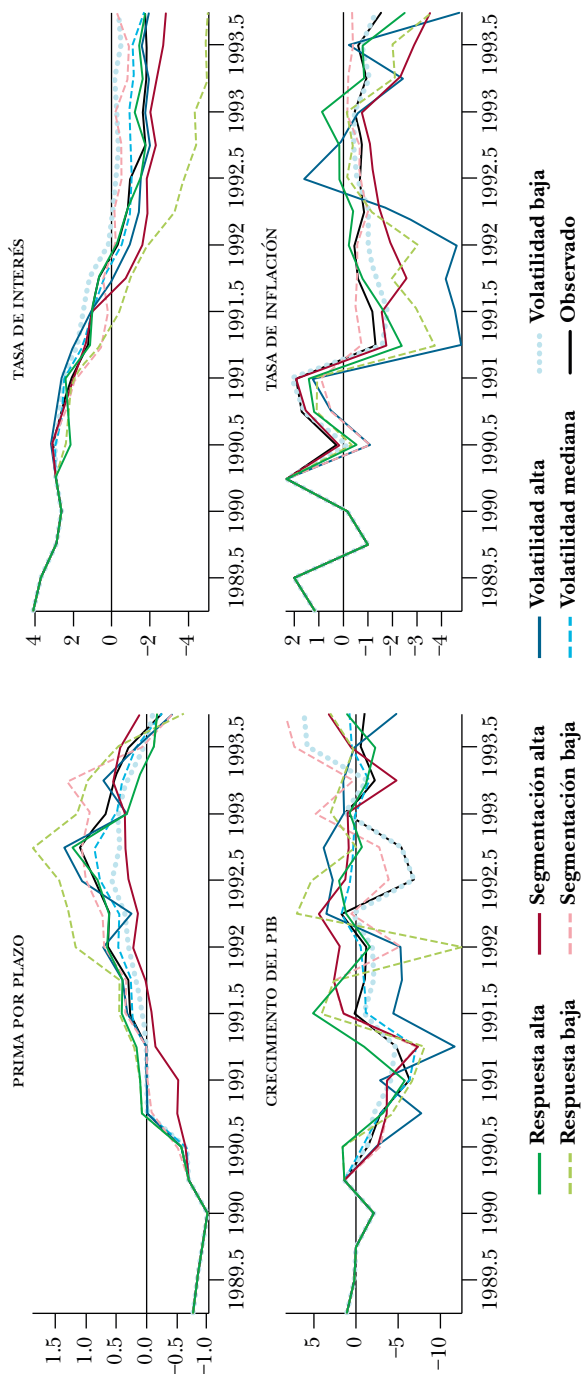
La gráfica 10 muestra el ejercicio contrafáctico para nuestro próximo episodio analizado, 1990t2 a 1993t4, cuando la respuesta de la tasa de interés a la prima por plazo se estima también alta con probabilidad alta. Comenzando en 1990t3, el Comité de Operaciones de Mercado Abierto de la Reserva Federal bajó las tasas de interés de un 8.25% a un 4% para fines de 1991 y a un 3% para 1992t3. Mientras tanto, el Comité del NBER marcó una contracción de 1990t3 a 1991t1.

La estimación asigna una probabilidad alta de fricciones financieras altas de 1990t2 a 1991t2 y en 1993t1 y t2, mientras que la volatilidad del choque de crédito tiene una probabilidad alta de ser de magnitud mediana en 1990t4 y de 1993t1 a 1993t3. La Corporación Federal de Seguro de Depósitos (FDIC) experimentó una mejora después de que el presidente George H. W. Bush diera respuesta a los problemas de las industrias bancarias y del ahorro originados dos decenios antes. Para fines de 1991, casi 1,300 bancos comerciales quebraron o requirieron asistencia de la FDIC provocando su grave descapitalización. Las principales disposiciones generales de la ley de mejora de la FDIC, aplicadas en 1994, incluyeron una *inmediata acción correctiva y resoluciones menos costosas*. A este proceso le siguió la ley Riegle-Neal de septiembre de 1994 que permitió a los bancos la creación de sucursales tanto intraestatales como interestatales.

En este episodio, la prima por plazo estaba por debajo de su valor de estado estacionario, pero subió rápidamente. Una respuesta baja a la prima por plazo (línea verde discontinua) habría implicado un recorte abrupto de las tasas de interés y una recesión más profunda, si bien una respuesta de política completamente creíble y alta (línea verde sólida) habría recortado menos las tasas de interés, pero más pronto, y podría haber acertado y mitigado la recesión. De acuerdo con la respuesta de política baja, la prima por plazo habría alcanzado su máximo y podría haber habido una inmensa contracción económica en 1992t1. Con respecto a las fricciones financieras, llama la atención que con mayor segmentación del mercado de crédito (línea sólida roja), la prima por plazo habría aumentado menos, las tasas de interés habrían caído más desde 1990t3 y la recuperación del crecimiento del PIB habría sido fuerte hasta 1993t1 cuando las fricciones financieras altas observadas arrastraron el crecimiento del PIB. La volatilidad baja de los choques (línea discontinua azul) habría implicado una prima por plazo más baja, y la recesión hubiera sido menor a pesar de los recortes de la tasa de interés menos agresivos,

Gráfica 10

SIMULACIÓN CONTRAFÁCTICA DE 1990T2 A 1993T4



Nota: para los contrafácticos, las líneas verdes continúan las series para el escenario de respuesta alta a la prima por plazo, mientras que las discontinuas, el escenario de respuesta baja a la prima. Las líneas rojas continúan las series para el escenario de segmentación alta, mientras que las discontinuas, el escenario de segmentación baja. En el caso de las líneas azules, estas simulan las series para los escenarios de volatilidad alta (línea sólida), mediana (línea discontinua) y baja (línea de puntos). La línea en negro muestra los valores observados de las series.

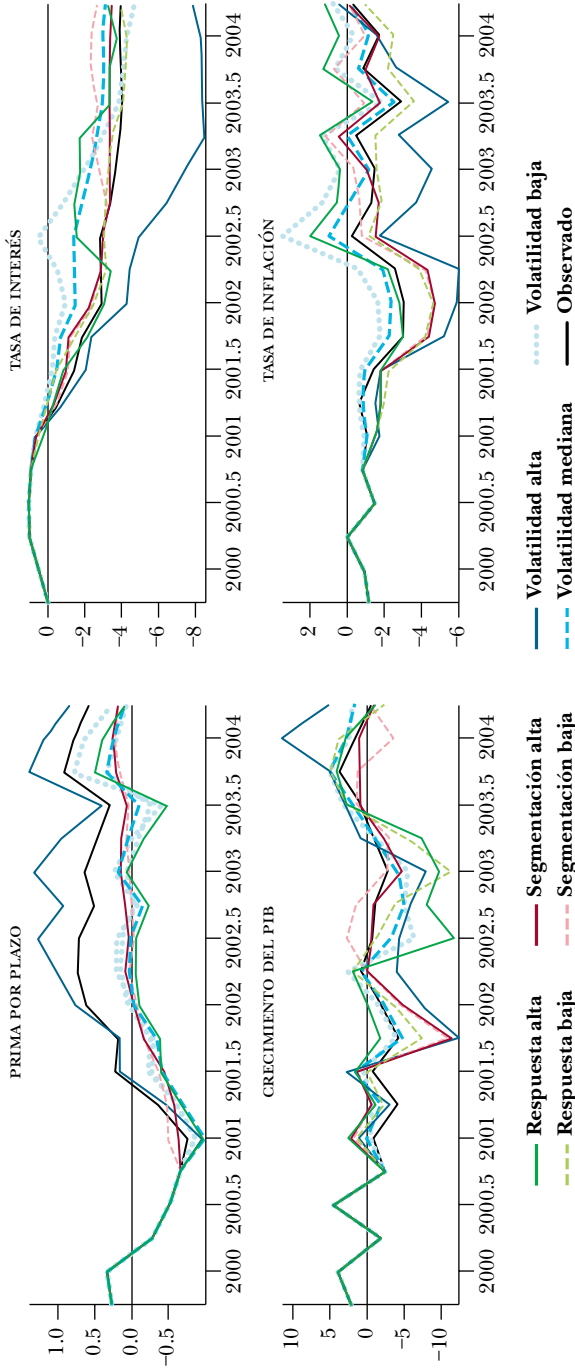
mientras que la volatilidad alta (línea azul sólida) hubiera causado una prima por plazo mayor y una recesión más profunda.

La gráfica 11 muestra que el ejercicio contrafáctico para nuestro próximo episodio analizado es 2000t4 a 2004t2, donde hay probabilidad alta de volatilidad media del choque de crédito de 2000t4 a 2001t3 y de 2003t3 a 2004t2, y de fricciones financieras altas en 2001t4 y de 2002t3 a 2003t3. Es importante mencionar que en 1999t4 el presidente Bill Clinton promulgó la ley de modernización de servicios financieros, conocida como la ley Gramm-Leach-Bliley. Esta ley repelió la ley Glass-Steagall y otorgó nuevos poderes de supervisión a la Reserva Federal. Con esta legislación, se intentaron promover los beneficios de la integración financiera para consumidores e inversionistas, y al mismo tiempo salvaguardar la fortaleza de los sistemas bancarios y financieros. A partir de ese momento la banca comercial y la de inversión, separadas desde 1933, no tendrían restricciones para integrarse entre sí, lo que facilitó la creación de grupos financieros de sociedades de cartera (Mahon, 2013). El caso más emblemático fue la fusión y adquisición de Travelers Group con Citicorp, formando lo que hoy se conoce como Citigroup. En este período, la Reserva Federal desempeño también un papel activo como supervisor de las sociedades de cartera financieras (FHC). La Reserva Federal realiza la supervisión consolidada de estos grupos según los informes y la supervisión de las autoridades estatales y federales responsables de las subsidiarias de las FHC asumiendo el papel de supervisor general coordinador. Esta necesidad surgió porque el riesgo de las grandes FHC estaba disperso entre sus subsidiarias, pero estas se administraban como una entidad consolidada.

En este episodio existe probabilidad baja de una respuesta de política monetaria a la prima por plazo alta. El Comité de la NBER marca una contracción desde 2001t1 a 2001t4 y a partir de enero de 2001, el Comité de Operaciones de Mercado Abierto recortó las tasas de interés 11 veces en ese año, de un 6.5% a un 1.75%. Al comparar las líneas verdes, vemos que una tasa de política monetaria más responsiva que hubiera bajado más abruptamente las tasas de interés, se habría provocado una prima por plazo más baja y podría haber demorado la contracción del producto hasta 2002t3; sin embargo, la contracción podría haber terminado siendo más profunda, mientras que la inflación podría haber sido mayor. La línea roja discontinua ofrece pruebas de que, si las fricciones financieras altas no hubieran estado presentes, la economía habría tenido una

Gráfica 11

SIMULACIÓN CONTRAFÁCTICA DE 2000T4 A 2004T2



Nota: para los contrafácticos, las líneas verdes continuas simulan las series para el escenario de respuesta alta a la prima por plazo, mientras que las discontinuas, el escenario de respuesta baja a la prima. Las líneas rojas continuas simulan las series para el escenario de segmentación alta, mientras que las discontinuas, el escenario de segmentación baja. En el caso de las líneas azules, estas simulan las series para los escenarios de volatilidad alta (línea sólida), mediana (línea discontinua) y baja (línea de puntos). La línea en negro muestra los valores observados de las series.

recuperación más fuerte desde 2002t3. La línea sólida azul muestra que, si los choques hubiesen sido altos, la economía habría pasado un ciclo mucho más volátil con una prima por plazo más alta, tasas de interés mucho más bajas, mayor contracción del producto e inclusive una deflación prolongada.

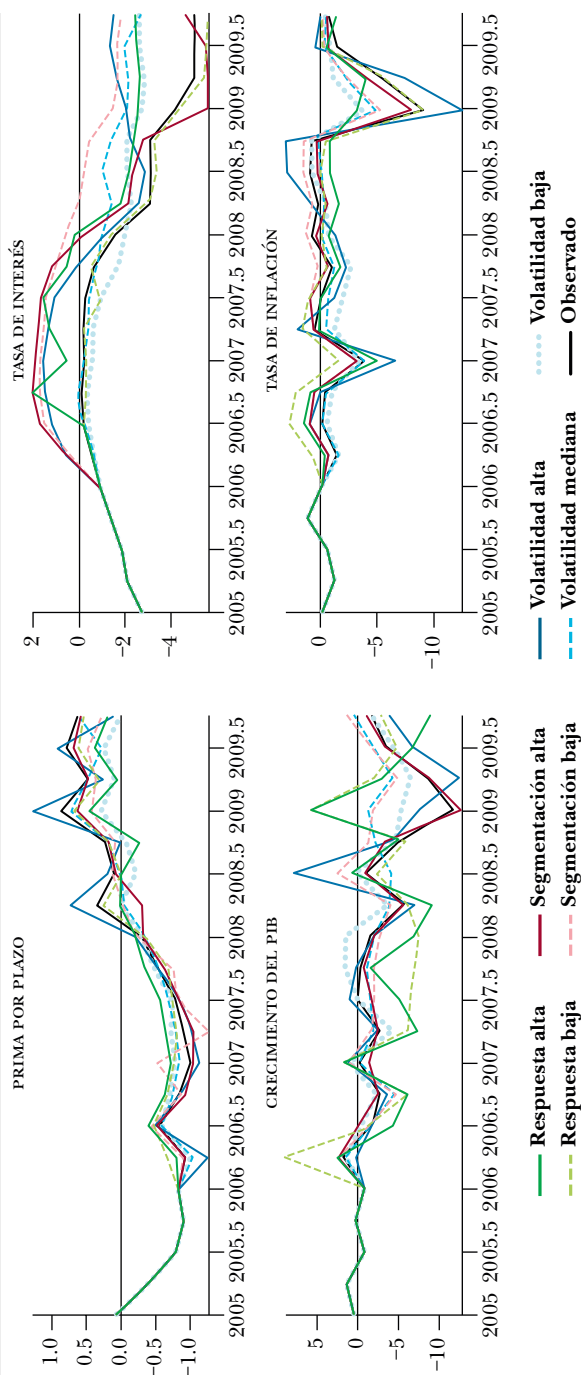
La gráfica 12 muestra un ejercicio contrafáctico para el próximo nuevo episodio analizado que es 2006t1 a 2009t4 cuando existe una probabilidad alta de volatilidad mediana del choque de crédito en 2006t3, 2008t2 y t3, y volatilidad alta en 2008t4, mientras se identifican altas fricciones en 2006t1-2008t1 y 2009t2-2010t1. A pesar de ser un episodio directamente relacionado con nuestra cita de apertura, donde el recientemente designado Bernanke señalaba los riesgos de caídas financieramente estimulantes en la prima por plazo y la necesidad de mayor restricción en la política monetaria, en este episodio hay baja probabilidad de una respuesta de política monetaria a la prima por plazo alta.

Este episodio fue precedido por una meta de tasa de fondos federales que el 30 de junio de 2014 comenzó una tendencia al alza con un 1% desde el 25 de junio 2003 a un 2.25% para fines de 2004, y de un 4.25% para fines de 2005. Durante la primera mitad del año el Comité de Operaciones del Mercado Abierto agregó otros cuatro incrementos de 0.25% hasta la tasa de 5.25% para junio de 2006. ¿Qué podría haber sucedido si la política monetaria fuera más responsiva hacia la prima por plazo? Según el ejercicio contrafáctico, la línea sólida verde muestra que esto habría implicado un aumento en las tasas de interés de un 2% adicional, lo cual habría desacelerado la actividad económica de manera significativa. Sin embargo, el crecimiento del PIB no registró el ciclo de auge y caída que sugiere una probabilidad del 100% de respuesta de política monetaria baja como describe la línea verde discontinua.

La comparación de las líneas rojas, sólidas para las fricciones financieras altas y discontinua para las fricciones financieras bajas, nos permiten observar la importancia del desempeño de las imperfecciones del mercado de crédito en la contracción del producto de 2007t4 a 2009t2. La presencia de altas fricciones financieras también nos permitió entender por qué la Reserva Federal necesitaba ser tan agresiva en la baja de las tasas de interés durante la recesión con una caída del 4.25% para fines de 2007 y del [0%-0.25%] el 16 de diciembre de 2008. Mientras tanto, la comparación de las tres líneas azules en relación con la magnitud de la volatilidad de los choques

Gráfica 12

SIMULACIÓN CONTRAFÁCTICA DE 2006T1 A 2009T4



Nota: para los contrafácticos, las líneas verdes continúan simulando las series para el escenario de respuesta alta a la prima por plazo, mientras que las discontinuas, el escenario de respuesta baja a la prima. Las líneas rojas continúan simulando las series para el escenario de segmentación alta, mientras que las discontinuas, el escenario de segmentación baja. En el caso de las líneas azules, estas simulan las series para los escenarios de volatilidad alta (línea sólida), mediana (línea discontinua) y baja (línea de puntos). La línea en negro muestra los valores observados de las series.

muestra que si hubiesen permanecido altos en 2009t1 y t2, se habría profundizado la contracción del producto.

Este periodo incluye los eventos más críticos de la crisis de las hipotecas de alto riesgo. Según Calomiris y Haber (2014) no existe consenso entre académicos, profesionales y políticos sobre las causas clave de esta crisis. Algunas teorías que la explican incluyen la creación de valores financieros nuevos y más riesgosos tales como los valores con respaldo hipotecario y otros derivados financieros; la excesiva toma de riesgo de empresas respaldadas por el gobierno como Fannie Mae y Freddie Mac; y la ideología de libre mercado de la era Bush. El incentivo para que Fannie y Freddie compraran hipotecas riesgosas sumamente apalancadas y así aumentara la liquidez y la capacidad de otorgamiento de créditos de los prestamistas hacia prestatarios específicos tuvo un fuerte efecto en los mercados hipotecarios. El mercado de valores respaldados por hipotecas estaba sumamente desregulado. Los indicadores financieros como el diferencial Libor/OIS dieron señales de tensión e incertidumbre en la economía de Estados Unidos. Las agencias calificadoras desempeñaron un papel importante en este evento. Las calificaciones de crédito asignadas por estas agencias afectaron la asignación de capital de riesgo en la economía. Las calificaciones crediticias más altas permitieron a las empresas endeudarse en mejores condiciones y por lo tanto afectaron positivamente el valor de las empresas (Bae *et al.*, 2015). Luego de la quiebra del mercado, el gobierno federal de Estados Unidos y la Reserva Federal emprendieron acciones sin precedentes. Fannie Mae y Freddie Mac se convirtieron en bancos estatales después de su rescate. Se elaboraron programas de respaldo de liquidez para apoyar a los distintos mercados en problemas (Calomiris y Haber, 2014). Como medida de prevención y supervisión, el presidente Obama sancionó la ley Dodd-Frank de reforma y regulación del sistema bancario mediante la creación de una serie de agencias gubernamentales.

La gráfica 13 muestra el ejercicio contrafáctico para los últimos episodios analizados: 2010t1 y 2011t4, cuando existió probabilidad alta de una respuesta de tasa de interés a la prima por plazo alta. Se estimó que las fricciones financieras serían altas en 2010t4 y 2011t4, mientras que la probabilidad sería alta para la volatilidad del choque de crédito mediana en 2010t2 y de 2011t2 a 2011t4. Es importante recordar que la tasa de fondos de la Reserva Federal estuvo en límite inferior cero desde diciembre de 2008 hasta diciembre de 2015. La

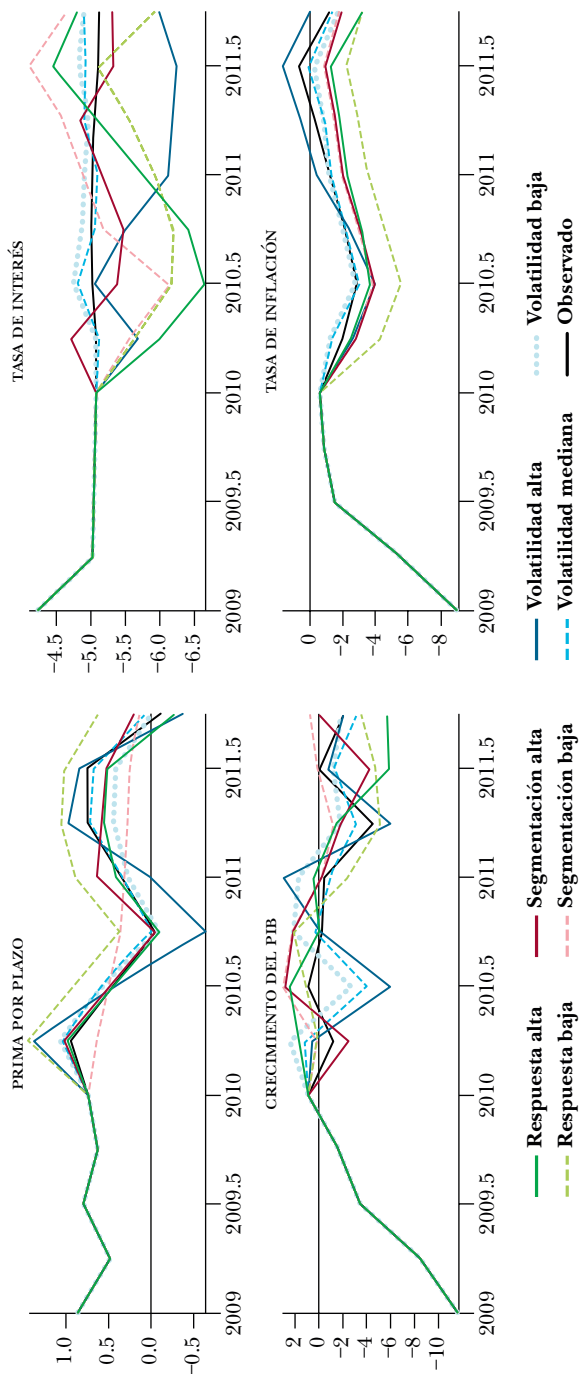
economía se estaba recuperando de la recesión y la prima por plazo estaba por encima de su valor de estado estacionario. Una de estas, la respuesta de la política monetaria alta, las fricciones financieras altas y la volatilidad mediana y baja de los choques sigue de cerca el comportamiento de la prima por plazo. La respuesta alta de las tasas de interés habría implicado bajar la tasa de interés un 1.5% adicional en 2010t4, la cual contrasta con el promedio -0.95% en 2010t4 y -1.23% en 2011 según la tasa de interés sombra ajustada por la flexibilización cuantitativa en Wu and Xia (2015). Si las fricciones financieras hubiesen sido bajas durante todo el episodio, el crecimiento del PIB podría haber estado siempre por encima del nivel observado, mientras que, si la política monetaria responsiva hubiese sido completamente creíble, el crecimiento del PIB también habría sido mayor hasta 2011t2.

En el periodo posterior a la crisis 2007-2009, el presidente Barack Obama señaló que “el sector financiero estaba regido por leyes anticuadas y aplicadas indebidamente que permitieron que algunos asumieran los riesgos que pusieron en peligro a la economía”. El Congreso de Estados Unidos, la Casa Blanca y la Reserva Federal adoptaron medidas para mejorar la regulación sobre el sector financiero. Para los últimos trimestres de 2009, estas autoridades comenzaron a colaborar en la elaboración de la ley de reforma de Wall Street y protección al consumidor Dodd-Frank (Goodwing, 2013).

En 2010Q1, la Reserva Federal anunció su flexibilización cuantitativa 2 (QE2), comprando 600,000 millones de dólares en títulos del Tesoro de más largo plazo. En ese momento, Bernanke iniciaba su segundo mandato como presidente de la Reserva Federal. También, la reforma financiera de Dodd-Frank se convirtió en ley, y la Reserva Federal emitió los lineamientos para evaluar las propuestas de acción de capital de las empresas bancarias tenedoras de acciones. Para 2011, abrió sus puertas la Oficina para la Protección Financiera del Consumidor, buscando la salud y protección de los consumidores al supervisar la información bancaria, de prestamistas y de otras empresas financieras. En el mundo, Grecia admitió una tasa de déficit a PIB del 12% (2009t4) y el Fondo Monetario Internacional y el Banco Central Europeo pusieron en marcha el primer plan de rescate que fue completado dos trimestres después. Para el tercer trimestre de 2011 el Consejo de Estabilidad Financiera europeo despejó la compra de bonos soberanos.

Gráfica 13

SIMULACIÓN CONTRAFÁCTICA DE 2010T1 A 2011T4



Nota: para los contrafácticos, las líneas verdes continúan las series para el escenario de respuesta alta a la prima por plazo, mientras que las discontinuas, el escenario de respuesta baja a la prima. Las líneas rojas continúan las series para el escenario de segmentación alta, mientras que las discontinuas, el escenario de segmentación baja. En el caso de las líneas azules, estas simulan las series para los escenarios de volatilidad alta (línea sólida), mediana (línea discontinua) y baja (línea de puntos). La línea en negro muestra los valores observados de las series.

6. CONCLUSIONES

En este capítulo mediante el uso de MS-VAR mostramos evidencia de la importancia de permitir parámetros cambiantes (no linealidad) y la varianza cambiante (no gaussiana) cuando se analizan los vínculos macrofinancieros en Estados Unidos. Usando la especificación preferida de dos regímenes en coeficientes y de tres regímenes en volatilidades, modificamos el modelo DSGE de Carlstrom *et al.* (2017) permitiendo cambios de régimen tipo Markov en los parámetros que registran las fricciones financieras, la respuesta de la política monetaria y la volatilidad estocástica. Clasificamos los regímenes en fricciones financieras alta y baja, respuesta de la tasa de interés a la prima por plazo alta y baja y volatilidad del choque de crédito alta, media y baja; realizamos una estimación bayesiana del modelo para identificar estos regímenes. La estimación por máxima verosimilitud bayesiana del modelo MS-DSGE identificó 59 trimestres (27% de la muestra que va desde 1962t1 a 2017t4) en los cuales las fricciones financieras, medidas por los costos por ajuste de cartera de los intermediarios financieros a su patrimonio neto, tenían una probabilidad alta de ser altas en los siguientes intervalos relevantes: 1971t1-1971t4, 1976t-1978t3, 1983t4-1985t4, 1990t2-1991t2, 2002t3-2003t3, 2006t1-2008t1 y 2009t2-2010t1. También, hay 43 trimestres (19.3%) en los cuales la respuesta de la tasa de interés a la prima por plazo se estima como alta en los siguientes intervalos: 1978t4-1983t4, 1990t2-1993Q4 y 2010t1-2011t4. Además, la estimación MS-DSGE registra probabilidad alta en 34 trimestres (15.2%) de que la volatilidad del choque de crédito sea alta; en 46 trimestres (20.6%), de que sea mediana; y en 142 trimestres (63.7%), de que sea baja.

Analizamos seis episodios en los cuales las fricciones financieras fueron altas o la volatilidad del choque de crédito fue media o alta lo que señala alteraciones en los mercados financieros. En tres de esos episodios, 1978t4-1983t4, 1990t2-1993t4, y 2010t1-2011t4, las tasas de interés a corto plazo tuvieron una respuesta alta a la prima por plazo. En los otros tres periodos de perturbaciones financieras, 1971Q1-1978Q3, 2000Q4-2004Q4, and 2006Q1-2009Q4, la tasa de interés a corto plazo tuvo una respuesta baja. Los ejercicios contrafácticos nos permitieron analizar qué podría haber sucedido ante condiciones alternas del mercado de crédito y de respuesta de política monetaria. Estos contrafácticos brindan evidencia de los efectos

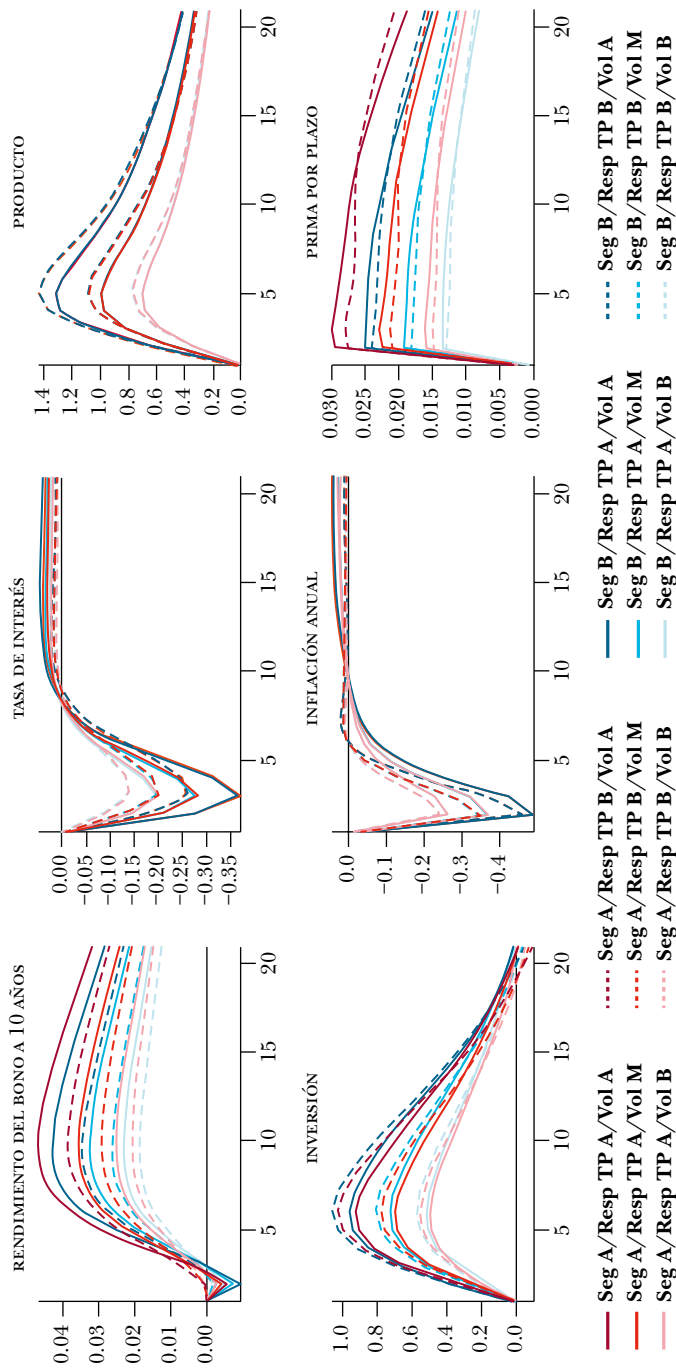
amplificados de los factores financieros y el papel que ha tenido la política monetaria en la mitigación de los ciclos económicos dirigidos por condiciones financieras.

ANEXO

Funciones de respuesta al impulso

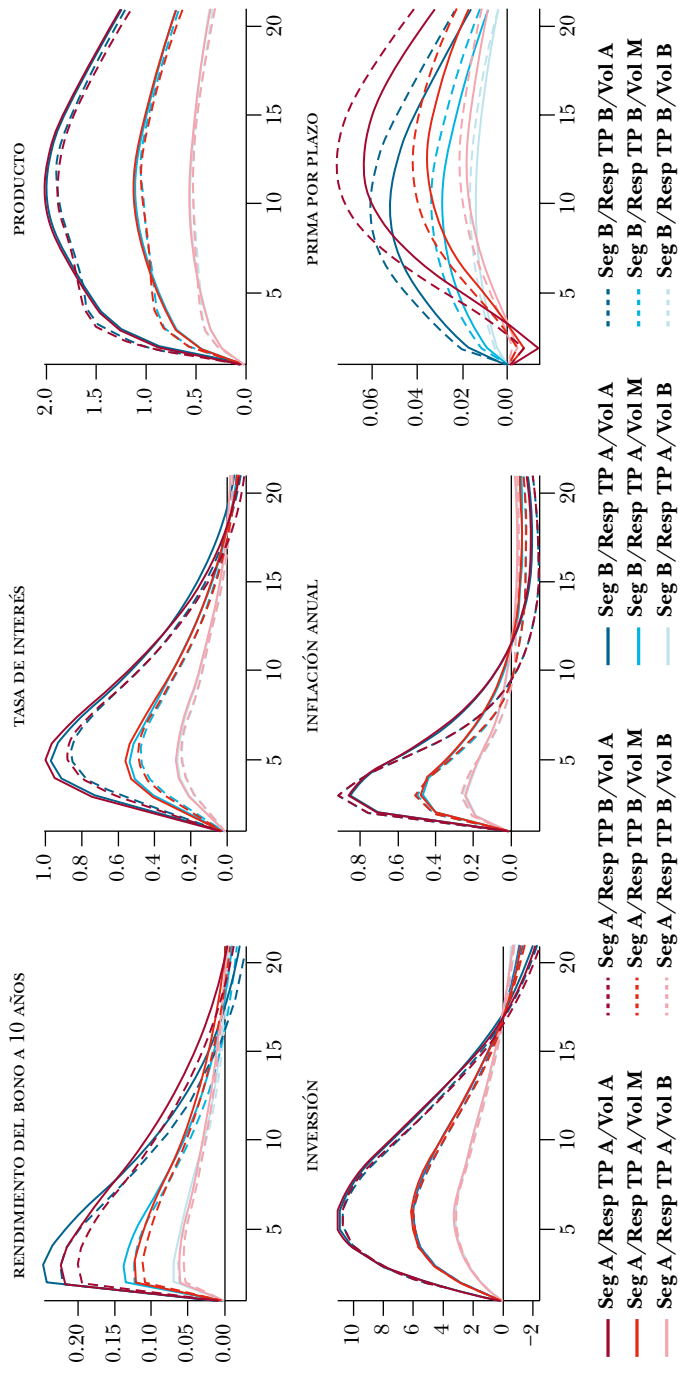
Este anexo muestra la respuesta al impulso a un choque de una desviación de un estándar a la tecnología neutral, σ_a , específico de la inversión, σ_μ , margen de precios, σ_{mk} , ajuste de salarios, σ_w , y preferencia intertemporal, σ_m . Como se describe en el texto, cada figura tiene doce líneas que describen las respuestas bajo dos fricciones financieras alternativas (Seg A y Seg B), las dos respuestas de política monetaria de prima por plazo (Resp TP A y Resp TP B), y los tres regímenes de volatilidad de choque crediticio (Vol A, Vol M y Vol B). Los regímenes de fricciones financieras altas se presentan en tonos rojos, mientras que los de bajas se presentan en tonos azules. Los regímenes de alta respuesta de política monetaria se presentan en líneas sólidas, mientras que los de baja se presentan en líneas discontinuas. Los regímenes de volatilidad alta tienen los tonos más oscuros, de volatilidad mediana los tonos medios, y de volatilidad baja los tonos más claros.

FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DEL MOD. MS-DSGE A UN CHOQUE DE TECNOLOGÍA NEUTRAL DE UNA DESV. ESTÁNDAR CON RÉGIMENES ALTERNOS DE FRICCIONES MONETARIAS, POLÍTICA MONETARIA Y VOLATILIDAD



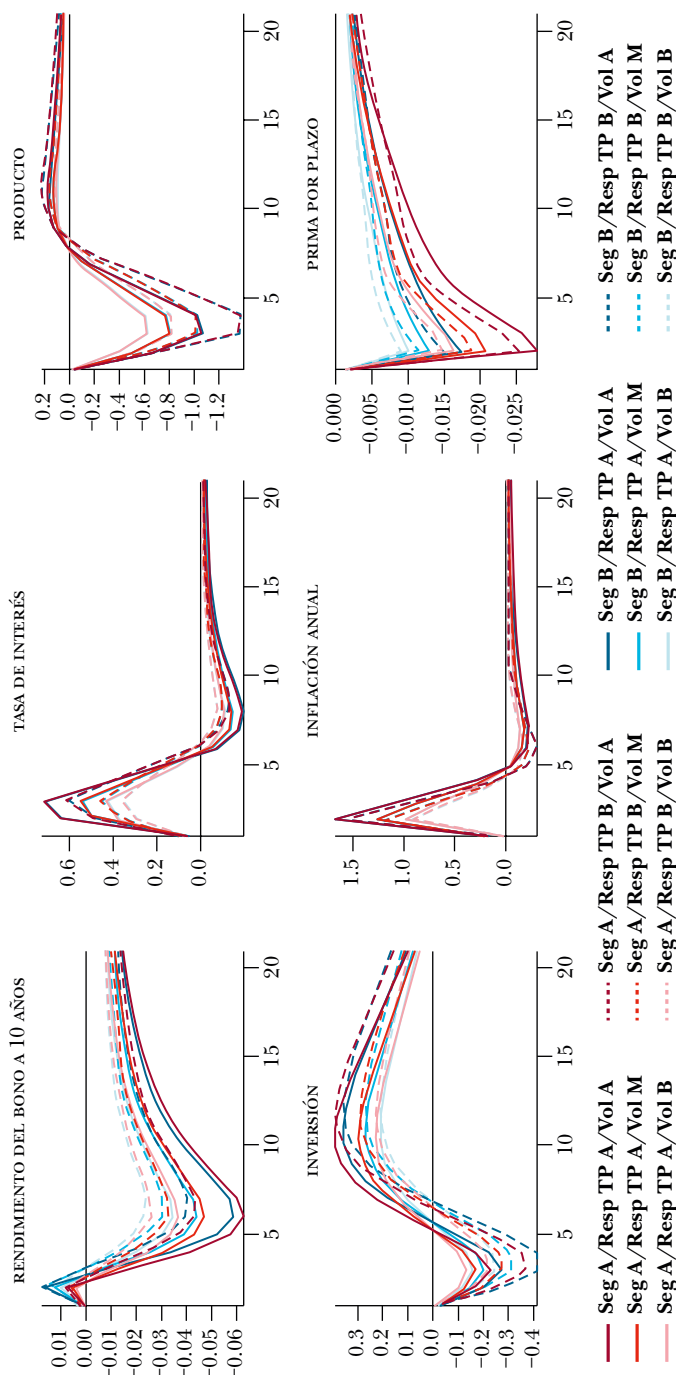
Gráfica 15

FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DEL MOD. MS-DSGE A UN CHOQUE DE TECNOLOGÍA ESPECÍFICO DE INVERSIÓN DE UNA DESV. ESTÁNDAR CON RÉGIMENES ALTERNOS DE FRICCIONES MONETARIAS, POLÍTICA MONETARIA Y VOLATILIDAD



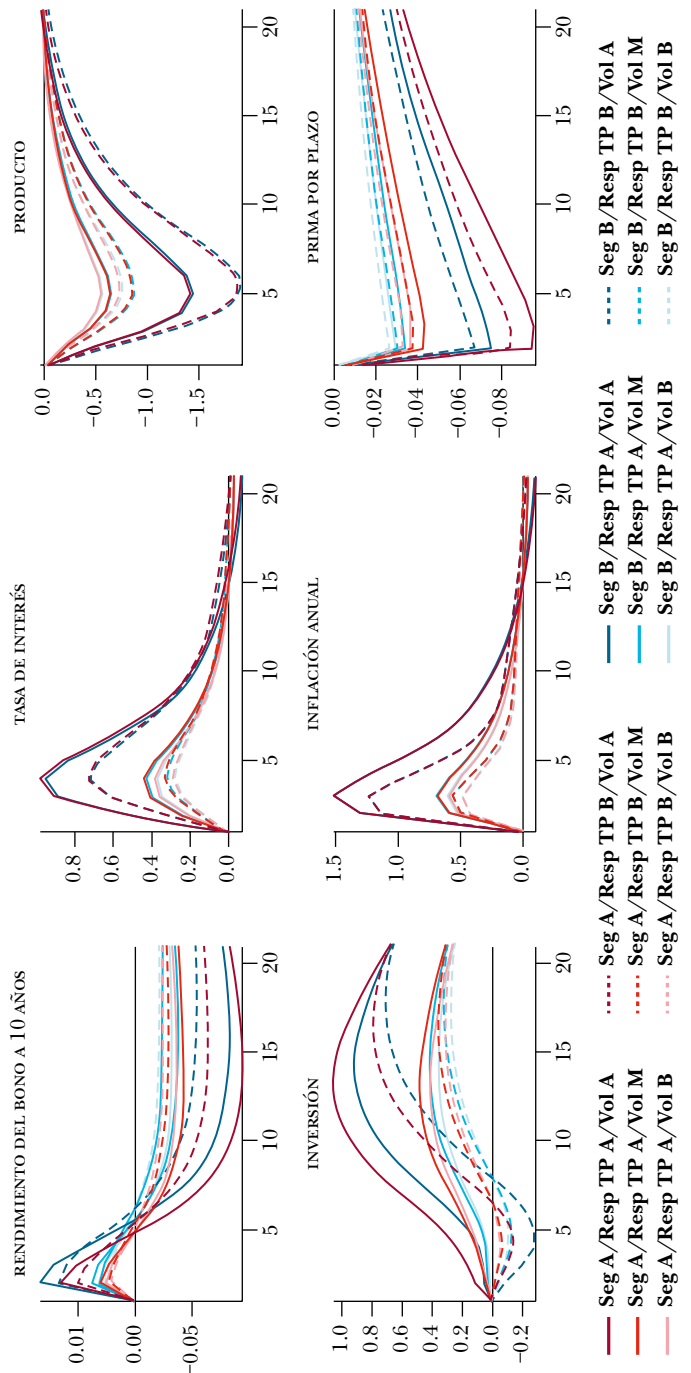
Gráfica 16

FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DEL MOD. MSDSGE A UN CHOQUE DEL MÁRGEN DE PRECIOS DE UNA DESV. ESTÁNDAR CON RÉGIMENES ALTERNOS DE FRICCIONES MONETARIAS, POLÍTICA MONETARIA Y VOLATILIDAD



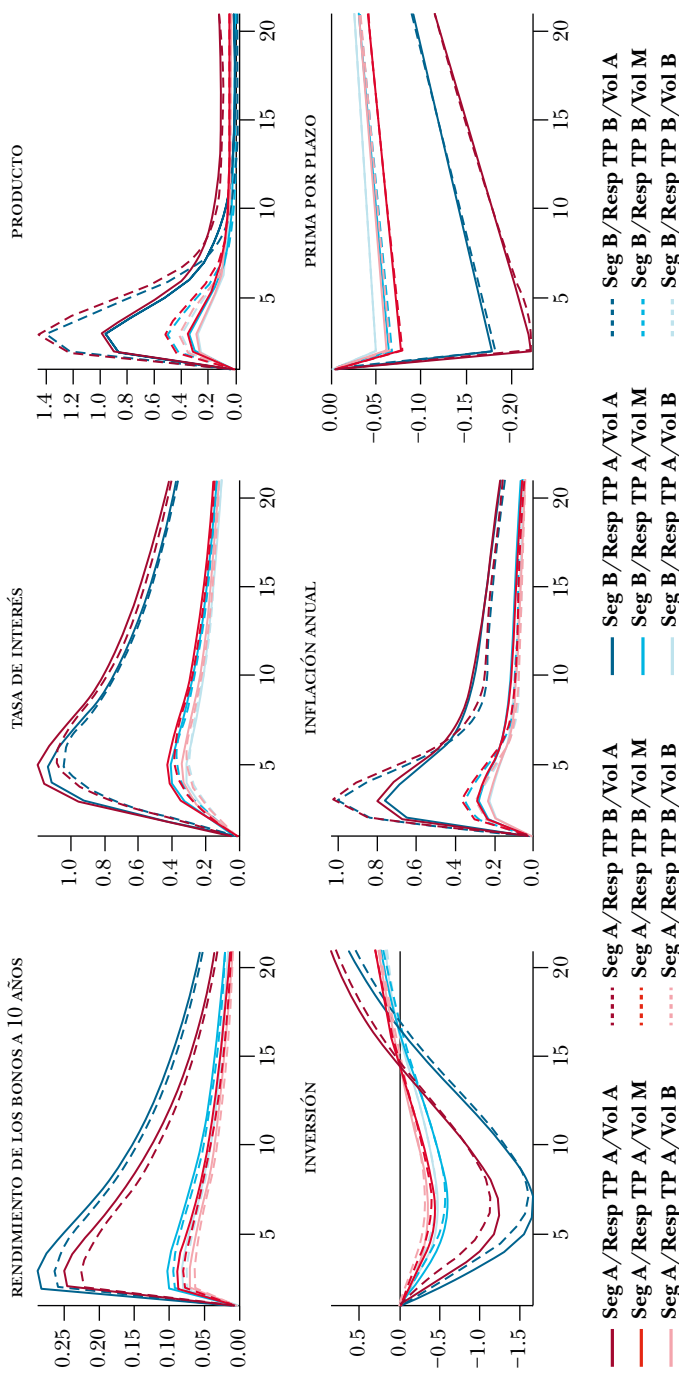
Gráfica 17

FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DEL MOD. MS-DSGE A UN CHOQUE DEL MÁRGEN DE SALARIOS DE UNA DESV. ESTÁNDAR CON RÉGIMENES ALTERNOS DE FRICCIONES MONETARIAS, POLÍTICA MONETARIA Y VOLATILIDAD



Gráfica 18

FUNCIONES DE RESPUESTA AL IMPULSO DEL MOD. MS-DSGE A UN CHOQUE DE LA PREFERENCIA INTERTEMPORAL DE UNA DESV. ESTÁNDAR CON RÉGIMENES ALTERNOS DE FRICCIONES MONETARIAS, POLÍTICA MONETARIA Y VOLATILIDAD



Bibliografía

- Adrian, Tobias, Richard K. Crump, y Emanuel Moench (2013), "Pricing the Term Structure with Linear Regressions," *Journal of Financial Economics*, vol. 110, núm. 1, octubre, pp. 110-138, <<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.04.009>>.
- Alstadheim, Ragna, Hilde C. Bjørnland, y Junior Maih (2013), *Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Markov-switching Structural Investigation*, Working Paper, Norges Bank Research, núm. 2013/24.
- Bae, Kee-Hong, Jun-Koo Kang, y Jin Wang (2015), "Does Increased Competition Affect Credit Ratings? A Reexamination of the Effect of Fitch's Market Share on Credit Ratings in the Corporate Bond Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 50, núm. 5, octubre, pp. 1011-1035, <<https://doi.org/10.1017/S0022109015000472>>.
- Barthélemy, Jean, y Magali Marx (2011), *State-dependent Probability Distributions in Nonlinear Rational Expectations Models*, Working Papers, Banque de France, núm. 347.
- Bernanke, Ben S., Mark Gertler, y Simon Gilchrist (1999), "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework," en John B. Taylor and Michael Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, parte C, capítulo 21, pp. 1341-1393, <[https://doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)10034-X](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)10034-X)>.
- Bianchi, Francesco, y Cosmin Ilut (2017), "Monetary/Fiscal Policy Mix and Agent's Beliefs," *Review of Economic Dynamics*, vol. 26, octubre, pp. 113-139, <<https://doi.org/10.1016/j.red.2017.02.011>>.
- Bianchi, Francesco, y Leonardo Melosi (2017), "Escaping the Great Recession," *American Economic Review*, vol. 107, núm. 4, pp. 1030-1058.
- Bjørnland, Hilde C., Vegard H. Larsen, y Junior Maih (2018), "Oil and Macroeconomic (In) Stability," *American Economic Journal: Macroeconomics*, por publicar.
- Calomiris, Charles W., y Stephen Haber (2014), *Fragile by Design: The Political Origins of Banking Crises and Scarce Credit*, Princeton University Press.

- Carlstrom, Charles T., Timothy S. Fuerst, y Matthias Paustia (2017), "Targeting Long Rates in a Model with Segmented Markets," *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 9, núm. 1, enero, pp. 205-242.
- Cho, Seonghoon (2014), *Characterizing Markov-switching Rational Expectations Models*, documento de trabajo.
- Cogley, Timothy, y Thomas J. Sargent (2005), "Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII US," *Review of Economic Dynamics*, vol. 8, núm. 2, abril, pp. 262-302, <<https://doi.org/10.1016/j.red.2004.10.009>>.
- Costa, Oswaldo Luis do Valle, Marcelo Dutra Frago, y Ricardo Paulino Marques (2006), *Discrete-time Markov Jump Linear Systems*, Springer-Verlag London Limited, 286 p., <doi: 10.1007/b138575>.
- Davig, Troy, y Craig Hakkio (2010), "What Is the Effect of Financial Stress on Economic Activity?," *Economic Review*, Banco de la Reserva Federal de Kansas City, segundo trimestre, pp. 35-62.
- Erceg, Christopher J., Dale W. Henderson, y Andrew T. Levin (2000), "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts," *Journal of Monetary Economics*, vol. 46, núm. 2, octubre, pp. 281-313, <[https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(00\)00028-3](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(00)00028-3)>.
- Foerster, Andrew T., Juan Rubio-Ramírez, Daniel F. Waggoner, y Tao Zha (2014), *Perturbation Methods for Markov-switching DSGE Models*, NBER Working Paper, August, núm. 20390, <doi: 10.3386/w20390>.
- Foerster, Andrew T. (2016), "Monetary Policy Regime Switches and Macroeconomic Dynamics," *International Economic Review*, vol. 57, núm. 1, febrero, pp. 211-230, <<https://doi.org/10.1111/iere.12153>>.
- Hamilton, James D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, Econometric Society, vol. 57, núm. 2, marzo, pp. 357-384, <doi: 0012-9682(198903)57:2<357:AN ATTE>2.0.CO;2-2>.
- Hubrich, Kirstin, y Robert J. Tetlow (2015), "Financial Stress and Economic Dynamics: The Transmission of Crises," *Journal of Monetary Economics*, vol. 70, pp. 100-115, <<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.09.005>>.

- Kim, Chang-Jin, y Charles R. Nelson (1999), "Has the US Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-switching Model of the Business Cycle," *Review of Economics and Statistics*, vol. 81, núm. 4, November, pp. 608-616, <<https://doi.org/10.1162/003465399558472>>.
- Maih, Junior (2015), *Efficient Perturbation Methods for Solving Regime-Switching dsge Models*, Working Paper, Norges Bank Research, núm. 1/2015.
- McCallum, Bennett T. (1983), "On Non-uniqueness in Rational Expectations Models: An Attempt at Perspective," *Journal of Monetary Economics*, vol. 11, núm. 2, pp. 139-168, <[https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90028-4](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90028-4)>.
- Primiceri, Giorgio E. (2005), "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy," *The Review of Economic Studies*, Oxford University Press, vol. 72, núm. 3, pp. 821-852, <<https://www.jstor.org/stable/3700675>>.
- Rudebusch, Glenn D., Brian P. Sack, y Eric T. Swanson (2006), *Macroeconomic Implications of Changes in the Term Premium*, Working Paper Series, Banco de la Reserva Federal de San Francisco, núm. 2006-46.
- Sims, Christopher A., Daniel F. Waggoner, y Tao Zha (2008), "Methods for Inference in Large Multiple-equation Markov-switching Models," *Journal of Econometrics*, vol. 146, núm. 2, octubre, pp.255-274, <<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2008.08.023>>.
- Sims, Christopher A., y Tao Zha (2006), "Were There Regime Switches in us Monetary Policy?," *American Economic Review*, vol. 96, núm. 1, marzo, pp. 54-81, < doi: 10.1257/000282806776157678>.
- Yun, Tack (1996), "Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, y Business Cycles," *Journal of Monetary Economics*, vol. 37, núm. 2, abril, pp. 345-370, <[https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(96\)90040-9](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(96)90040-9)>.
- Wu, Jing Cynthia, y Fan Dora Xia (2015), *Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound*, Chicago Booth Research Paper, núm. 13-77, <<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn>>.

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

*Martín Tobal
Renato Yslas*

Resumen

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

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

Clasificación JEL: F31, E31, E52.

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

1. INTRODUCCIÓN

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

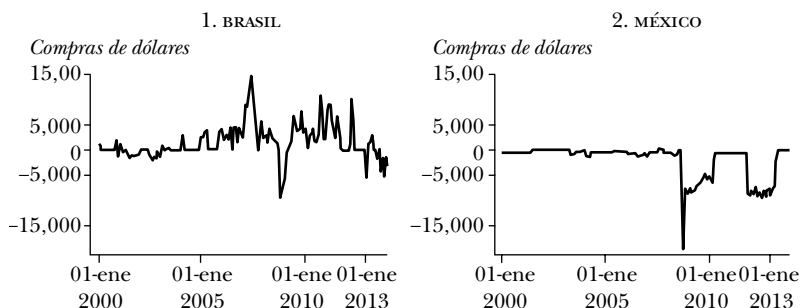
Si se preguntara a economistas sobre las políticas cambiarias seguidas por México y Brasil, la mayoría de ellos probablemente clasificaría a ambas como políticas de *flotación sucia o controlada* (ver Ilzetzi *et al.*, 2008; Tobal, 2013; y FMI, 2015; para clasificaciones alternativas de regímenes cambiarios).¹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

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

Gráficas 1-2

INTERVENCIÓN CAMBIARIA EN BRASIL Y MÉXICO, 2000-2013

Millones de dólares



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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

2. BIBLIOGRAFÍA RELACIONADA

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

3. DATOS Y METODOLOGIA

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

3.2 Definición de las restricciones contemporáneas

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

Con respecto a las 28 restricciones restantes, este estudio se aleja de la descomposición de Cholesky y utiliza, en su lugar, el método generalizado propuesto por Blanchard y Watson (1986), Bernanke (1986) y Sims (1986). Este enfoque permite considerar un conjunto mucho más amplio de relaciones contemporáneas entre las variables de forma tal que A_0 puede presentar cualquier estructura, bien sea esta recursiva o no. Más precisamente, el trabajo impone las 28 restricciones de corto plazo sobre A_0 que se enumeran en el cuadro 1.¹⁷ Cada fila de este cuadro puede interpretarse como una ecuación contemporánea. Por ejemplo, la primera fila nos dice cómo

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

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

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

Cuadro 1

MATRIZ A_0 Y RESTRICCIONES CONTEMPORÁNEAS							
	Δfei_t	Δi_t	Δm_t	Δcpi_t	Δip_t	Δe_t	Δpc_t
Δfei_t	g_{11}	0	0	0	0	g_{16}	0
Δi_t	g_{21}	g_{22}	g_{23}	0	0	0	0
Δm_t	0	g_{32}	g_{33}	g_{34}	g_{35}	0	0
Δcpi_t	0	0	0	g_{44}	g_{45}	g_{46}	0
Δip_t	0	0	0	0	g_{55}	0	0
Δe_t	g_{61}	g_{62}	g_{63}	g_{64}	g_{65}	g_{66}	g_{67}
Δpc_t	0	0	0	0	0	0	g_{77}

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

4. RESULTADOS

Al estimar el modelo presentado en la sección anterior, se agregan una constante, cuatro rezagos, la tasa de fondos federales de Estados Unidos y una variable ficticia para 2008m10-2009m6 a la forma de reducida dada por la ecuación 2.²¹

4.1 Respuesta al impulso ante choques en las intervenciones cambiarias

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

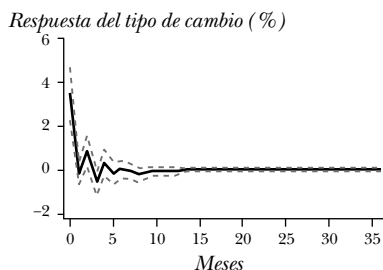
²⁰ Estos datos se refieren al índice de precios de las materias primas del FMI calculado entre 2004 y 2013 (<http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>).

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

Gráficas 3-6

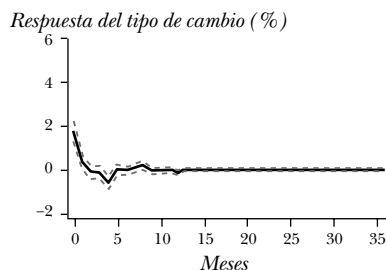
RESPUESTAS AL IMPULSO DE CHOQUES DE INTERVENCIÓN CAMBIARIA

3. BRASIL: TIPO DE CAMBIO



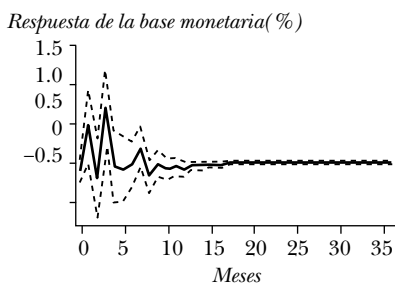
Notas: la gráfica ilustra la respuesta ante un choque positivo de intervención cambiaria en $t = 0$. Las líneas punteadas son límites al 90% de confianza. El tipo de cambio se deprecia al momento del choque y sube más dos meses después. El tipo de cambio se expresa como moneda nacional por dólares estadounidenses.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

4. MÉXICO: TIPO DE CAMBIO



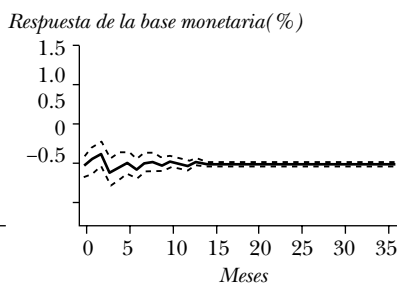
Notas: la gráfica ilustra la respuesta ante un choque positivo de intervención cambiaria en $t = 0$. Las líneas punteadas son límites al 90% de confianza. El tipo de cambio se deprecia al momento del choque y aumenta más un mes después. Cuatro meses después del choque, el tipo de cambio se aprecia un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

5. BRASIL: BASE MONETARIA



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

6. MÉXICO: BASE MONETARIA



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

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

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

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

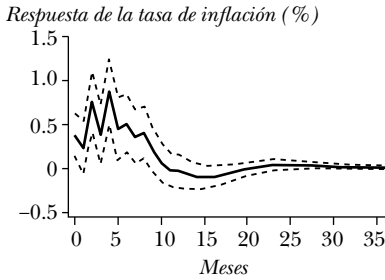
Al considerar conjuntamente la evidencia mostrada en las gráficas 3 a 6 es posible comparar nuestros resultados con la evidencia provista por la bibliografía existente. En esta comparación, se observa que los resultados de este estudio son coherentes con la evidencia para el caso de las intervenciones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

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

Gráficas 7-8

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

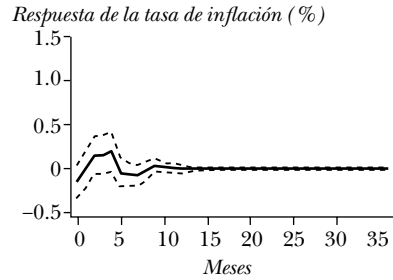
7. BRASIL: TASA DE INFLACIÓN



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

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

8. MÉXICO: TASA DE INFLACIÓN



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

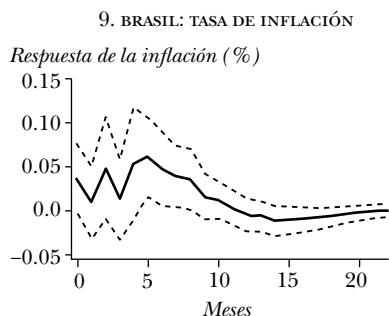
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

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

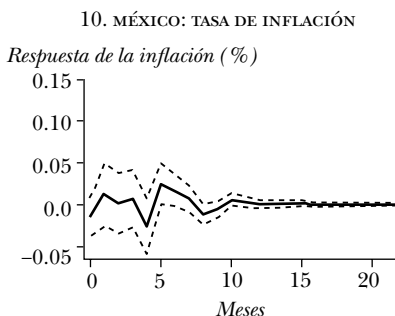
Las diferencias en las respuestas de la tasa de inflación podrían deberse a diferencias en el traspaso del tipo de cambio entre estos países. Si la tasa de inflación respondiera más rápidamente y con un grado significativamente mayor a movimientos en el tipo de cambio en Brasil, los mayores costos de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

Gráficas 9-10

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



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



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

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

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

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

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

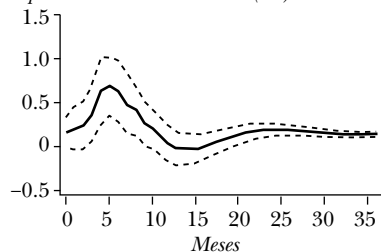
Antes de pasar a la siguiente subsección, comparamos la interacción entre las políticas de tipo de cambio y monetaria convencional en cada uno de los dos modelos referidos. Las gráficas 11 y 12 presentan las respuestas de la tasa de interés a un choque en las intervenciones cambiarias en Brasil y en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

Gráficas 11-14

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

11. BRASIL: POLÍTICA MONETARIA

Respuesta de la tasa de interés (%)

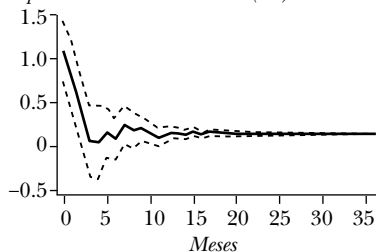


Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t=0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La tasa de interés aumenta cuatro meses después del choque y se mantiene en crecimiento hasta el séptimo mes. La tasa de interés del mercado de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

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

12. MÉXICO: POLÍTICA MONETARIA

Respuesta de la tasa de interés (%)

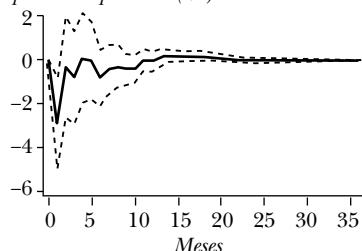


Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t=0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La tasa de interés aumenta con el choque y lo hace de nuevo en el siguiente mes. La tasa de interés del mercado de dinero se utiliza para la tasa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

Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

13. BRASIL: PRODUCTO

Respuesta del producto (%)

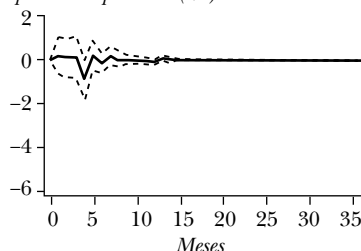


Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t=0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. En respuesta el producto cae un mes después del choque. La producción industrial se utiliza como sustituta del producto.

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

14. MÉXICO: PRODUCTO

Respuesta del producto (%)



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

Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

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

4.2 Descomposición de la varianza

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

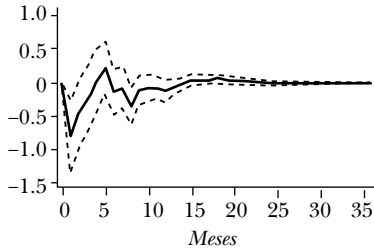
Sin embargo, hay diferencias sustanciales en la magnitud de las proporciones entre los dos países. Los choques a las intervenciones cambiarias explican el 3.7% de la varianza en la tasa de inflación de Brasil un mes después del choque y un 20.8% después de dos años. Estas cifras son considerablemente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

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

Gráficas 15-18

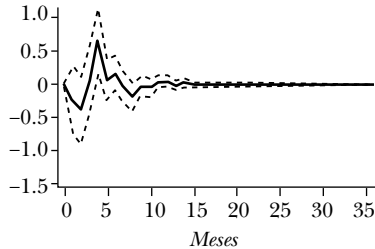
RESPUESTAS AL IMPULSO DE CHOQUES DE INTERVENCIONES CAMBIARIAS (cont.)

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



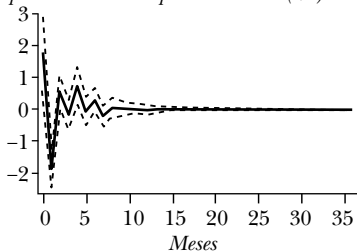
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t=0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. En respuesta, los precios de materias primas caen un mes después del choque y lo siguen haciendo siete meses más tarde. El índice de precios de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

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



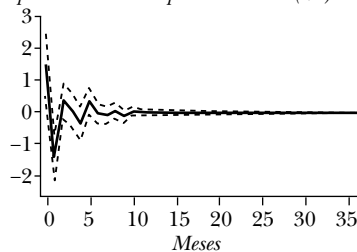
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t=0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. En respuesta, los precios de materias primas suben cuatro meses después del choque. El índice de precios de las materias primas del IMF se utiliza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

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



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

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



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

Cuadro 2

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

Nota: error estándar entre paréntesis.
Fuentes: Banco Central do Brasil y cálculos de los autores.

Cuadro 3

DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DEL PRONÓSTICO DE LA INFLACIÓN EN MÉXICO						
Choques						
Meses	Intervenciones cambiarias	Tasa de interés	Demanda de dinero	Precios al consumidor	Producto	Tipo de cambio
						Precios de materias primas
Mes 1	0.008 (0.012)	0.002 (0.004)	0.000 (0.000)	0.959 (0.032)	0.027 (0.025)	0.003 (0.005)
Mes 6	0.029 (0.026)	0.023 (0.017)	0.074 (0.039)	0.810 (0.054)	0.033 (0.024)	0.016 (0.012)
Mes 12	0.032 (0.029)	0.025 (0.017)	0.074 (0.038)	0.799 (0.056)	0.033 (0.024)	0.021 (0.014)
Mes 24	0.032 (0.029)	0.025 (0.017)	0.074 (0.038)	0.799 (0.056)	0.033 (0.024)	0.021 (0.014)
Mes 36	0.032 (0.029)	0.025 (0.017)	0.074 (0.038)	0.799 (0.056)	0.033 (0.024)	0.021 (0.014)

Nota: error estándar entre paréntesis.
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

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

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

5. ROBUSTEZ

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

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

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

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

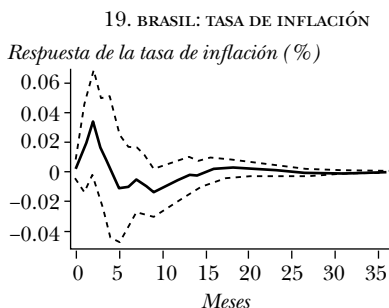
La gráfica 19 muestra que la *anomalía de precios* desaparece en Brasil cuando $g_{27} \neq 0$; por tanto, una subida en la tasa de interés no está asociada a un aumento en la tasa de inflación.²³ Tanto en este modelo como en los dos modelos restantes, la consideración de los supuestos de identificación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

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

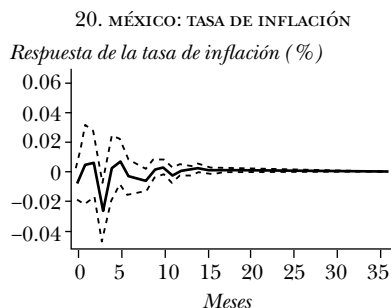
²³ Sin embargo, dejar libre el parámetro g_{27} no resuelve completamente la *anomalía*; es decir, no se observa una caída en la tasa de inflación en respuesta a un choque contractivo de la política monetaria, tal y como predeciría la teoría económica estándar.

Gráficas 19-22

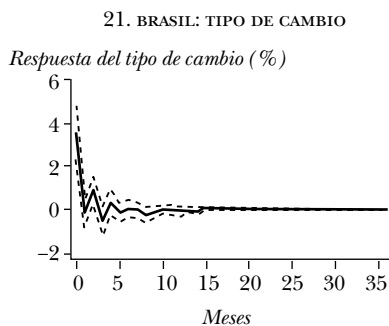
RESPUESTA DE LA TASA DE INFLACIÓN A LOS CHOQUES DE TASA DE INTERÉS SEGÚN $G_{27} \neq 0$



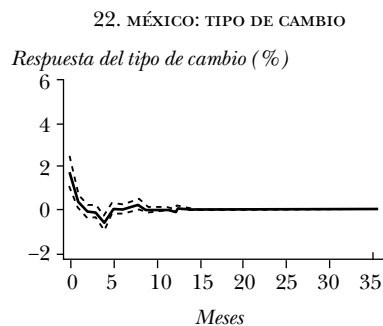
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de tasa de interés en $t=0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. No encontramos prueba de la *anomalía de precios*; por ejemplo, la inflación no aumenta de manera significativa en respuesta de los choques de tasa de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



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



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

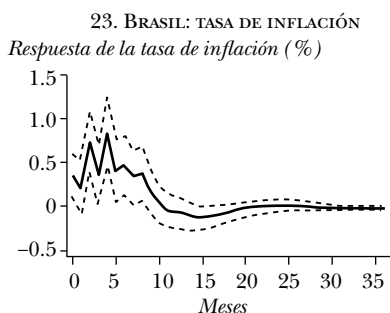


Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t=0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. El tipo de cambio se deprecia con el choque y aumenta un mes más tarde. Cuatro meses después del choque se aprecia un poco. El tipo de cambio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

Gráficas 23-26

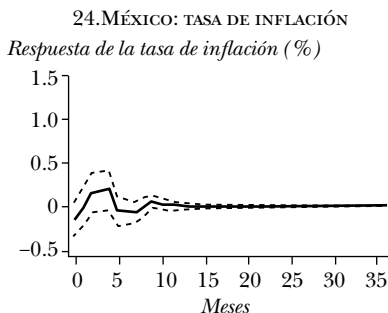
RESPUESTAS AL IMPULSO DE CHOQUES DE INTERVENCIÓN CAMBIARIA CON SUPUESTOS ALTERNATIVOS DE IDENTIFICACIÓN:

$G_{27} \neq 0$ (cont.)



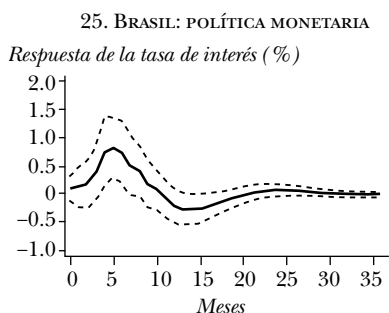
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t=0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La inflación aumenta con el choque y luego continúa creciendo del mes dos al ocho después del choque. La inflación se define como el cambio porcentual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

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



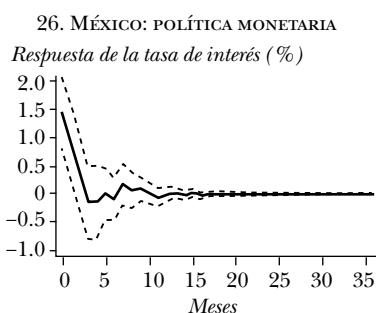
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t=0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La inflación no responde de manera significativa a los choques de intervención. La inflación se define como el cambio porcentual en el índice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

Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.



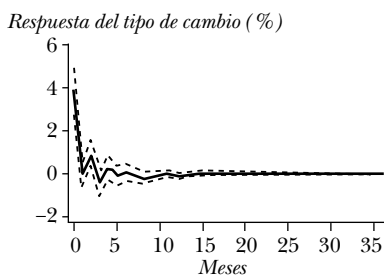
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t=0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La tasa de interés aumenta cuatro meses después del choque y continúa creciendo hasta el sexto mes. La tasa de interés del mercado de dinero se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

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



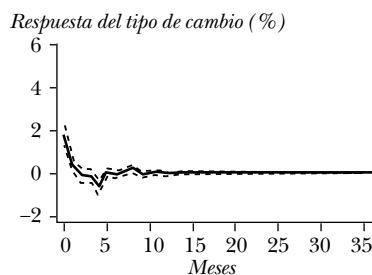
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t=0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La tasa de interés aumenta con el choque y crece de nuevo el mes siguiente. La tasa de interés del mercado de dinero se utiliza para la tasa de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

Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

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


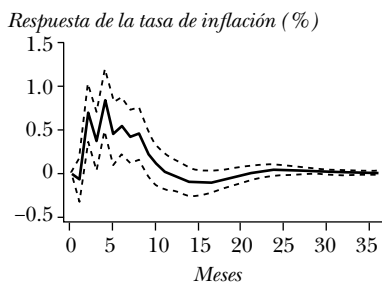
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t = 0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. El tipo de cambio se deprecia con el choque y aumenta dos meses más tarde. El tipo de cambio se define como la moneda nacional por dólar estadounidense.

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

28. MÉXICO: TIPO DE CAMBIO


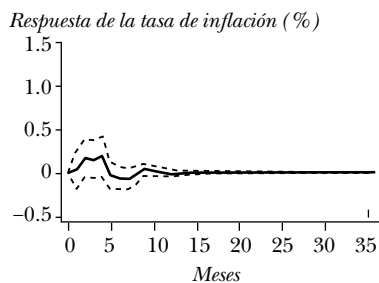
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t = 0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. El tipo de cambio se deprecia con el choque y aumenta un mes más tarde. Cuatro meses después del choque se aprecia un poco. El tipo de cambio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

Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

29. BRASIL: TASA DE INFLACIÓN


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

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

30. MÉXICO: TASA DE INFLACIÓN


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

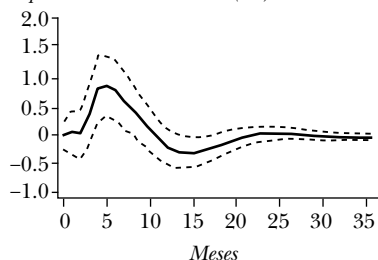
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

Gráficas 31-32

RESPUESTAS AL IMPULSO DE CHOQUES DE INTERVENCIONES CAMBIARIAS CON SUPUESTOS ALTERNATIVOS DE IDENTIFICACIÓN: $g_{46} = 0$ (cont.)

31. BRASIL: POLÍTICA MONETARIA

Respuesta de tasa de interés (%)

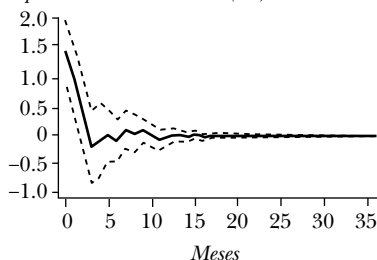


Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t=0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La tasa de interés aumenta cuatro meses después del choque y continúa aumentando hasta el octavo mes. La tasa de interés del mercado de dinero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

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

32. MÉXICO: POLÍTICA MONETARIA

Respuesta de tasa de interés (%)



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

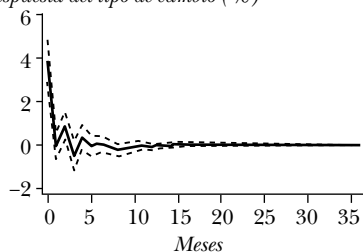
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

Gráficas 33-34

RESPUESTAS AL IMPULSO DE CHOQUES DE INTERVENCIONES CAMBIARIAS CON SUPUESTOS ALTERNATIVOS DE IDENTIFICACIÓN: $g_{46} = 0$ Y $g_{27} \neq 0$

33. BRASIL: TIPO DE CAMBIO

Respuesta del tipo de cambio (%)

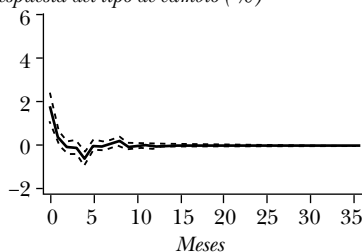


Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t=0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. El tipo de cambio se deprecia con el choque y aumenta más dos meses después. El tipo de cambio se define como la moneda nacional por dólar estadounidense.

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

34. MÉXICO: TIPO DE CAMBIO

Respuesta del tipo de cambio (%)



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

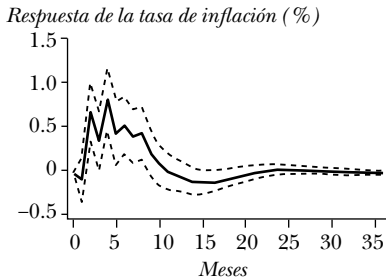
Fuentes: Banco de México y cálculos de los autores.

Gráficas 35-38

RESPUESTAS AL IMPULSO DE CHOQUES DE INTERVENCIONES CAMBIARIAS AL AMPARO DE SUPUESTOS ALTERNATIVOS

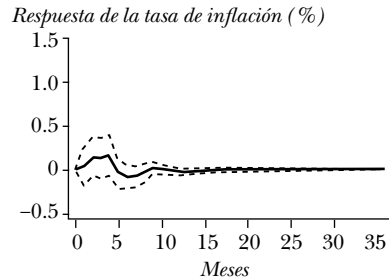
DE IDENTIFICACIÓN: $g_{46} = 0$ Y $g_{27} \neq 0$ (cont.)

35. BRASIL: TASA DE INFLACIÓN



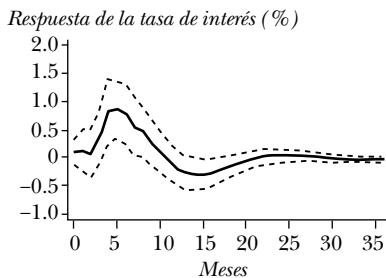
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t=0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La inflación sube dos meses después del choque y continúa haciéndolo hasta el octavo mes. La inflación se define como el cambio porcentual en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

36. MÉXICO: TASA DE INFLACIÓN



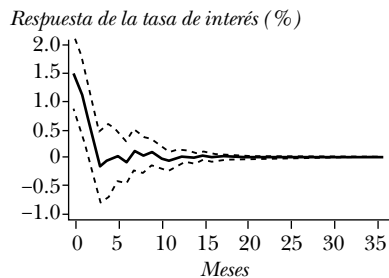
Notas: la gráfica describe la respuesta a un choque positivo de intervención cambiaria en $t=0$. Las líneas punteadas son los intervalos de confianza del 90%. La inflación no responde de manera significativa a los choques. La inflación se define como el cambio porcentual en el índice de precios al consumidor.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

37. BRASIL: POLÍTICA MONETARIA



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

38. MÉXICO: POLÍTICA MONETARIA



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

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

6. CONCLUSIONES

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

Anexo

Cuadro A.1

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

Notas: las pruebas para las variables en niveles (panel A) incluyen una constante y una tendencia lineal, excepto para *fei*. Las pruebas para Δm , Δcpi y Δip (en el panel B) incluyen sólo una constante, y para *fei* (en el panel A), Δi , Δe y Δpc (en el panel B) no incluyen ni una constante ni una tendencia lineal. El número de rezagos se eligió con base en el AIC. ^aLa hipótesis nula de raíz unitaria no puede rechazarse a un nivel de confianza del 95%. ^bLa hipótesis nula una raíz unitaria se rechaza a un nivel de confianza del 95%.

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

Cuadro A.2

PRUEBAS DE SOBREIDENTIFICACIÓN DEL MODELO BASE

	Estadístico de la razón de verosimilitud χ^2	Valor p
Modelo VAR para Brasil	11.34	0.125 ^a
Modelo VAR para México	3.15	0.871 ^a

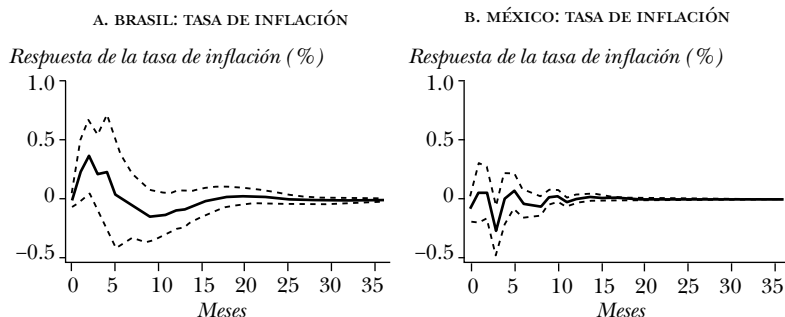
^a Las restricciones que sobreidentifican el modelo no se rechazan a niveles de confianza del 1%, 5% y 10 por ciento.

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

Gráficas A.1 - A.2

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

Modelo de base



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

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

Bibliografía

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

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

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

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

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:

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

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:

$$4 \quad E_t(r_i) = \alpha + \theta \text{int } v_i + \beta'(x_{1i}, x_{2i}) + f(\text{int } v_i, x_{2i}),$$

para una función desconocida $f(\cdot)$ y bajo el mismo supuesto de endogeneidad que antes, con $x_i = (x_{1i}, x_{2i})$ 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

$$5 \quad \text{ATE} = T^{-1} \sum (E(r_i | x_i, \text{int } v_i) - E(r_i | x_i, \text{int } v_i = 0)).$$

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 $\delta_i = E(r_i | x_i, \text{int } v_i) - E(r_i | x_i, \text{int } v_i = 0)$. El estadístico de prueba es $t = \sqrt{T} \bar{\delta}_i / \text{Avar}(\bar{\delta}_i)$. Proponemos el siguiente algoritmo *wild bootstrap*:

- a) Obtener los residuos del *wild bootstrap* $\{\varepsilon_i^*\}_{i=1}^T$ de $\varepsilon_i^* = \hat{\varepsilon}_i \eta_i$, donde η_i es una secuencia de variables aleatorias iid con una media cero y varianza unitaria, $\hat{\varepsilon}_i = r_i - \hat{E}_i(r_i)$, de manera que $r_i^* = \hat{E}_i(r_i) + \varepsilon_i^*$.

- 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.

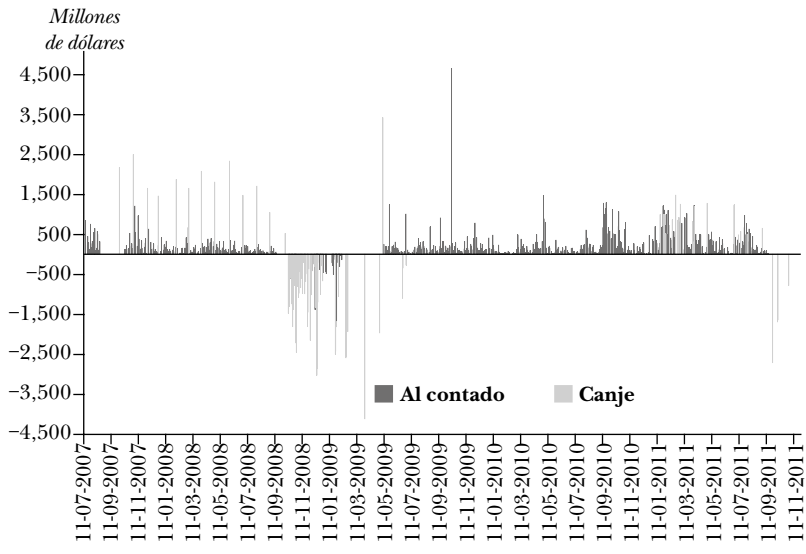
4. APLICACIÓN: INTERVENCIÓN OFICIAL EN BRASIL

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(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 $\times(-1)$. pos, efecto promedio de las intervenciones positivas $\times(+1)$. neg, efecto promedio de las intervenciones negativas $\times(-1)$.

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

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

Variable dependiente: $d(BRL_USD)$

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

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: $d(brl_usd)$

<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, $d(crb)$, $d(dol)$, $d(emb)$, $d(vix)$. 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.

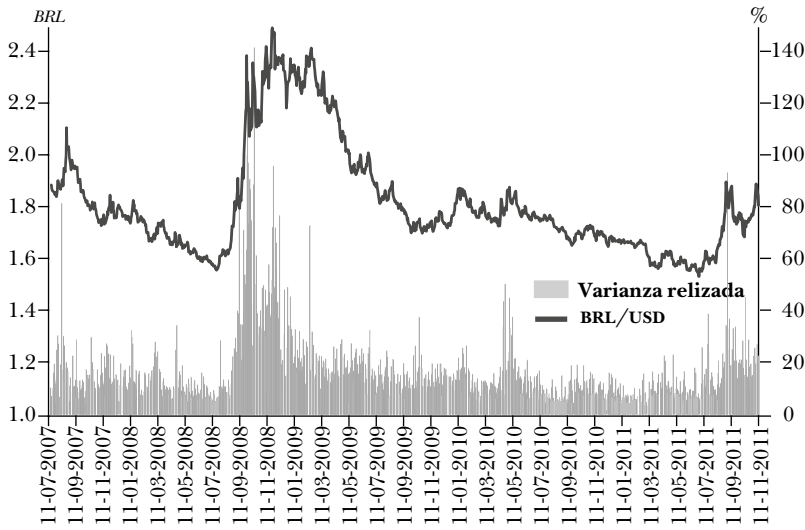
millones de dólares, y es significativo al 5%. No hay evidencia robusta de los efectos de palanca de las operaciones en el mercado de canjes. Asimismo, no hay evidencia robusta de sesgo en nuestras estimaciones previas de los efectos de las intervenciones en el mercado al contado. El efecto estimado 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.
- Kohlsheen, Emanuel (2013), *Order Flow and the Real: Indirect Evidence of the Effectiveness of Sterilized Interventions*, BIS Working Paper, núm. 426.
- Kohlsheen, 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.

- Shephard, Neil, y Kevin K. Sheppard (2010), "Realising the Future: Forecasting with High-Frequency-based Volatility (HEAVY) Models", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 25, pp. 197-231.
- Tapia, M., y A. Tokman (2004), "Effects of Foreign Exchange Intervention under Public Information: The Chilean Case", *Economía*, LACEA, vol. 4, primavera, pp. 1-42,
- Taylor, Mark (2004), "Is Official Exchange Rate Intervention Effective?", *Economía*, vol. 71, núm. 281, febrero, pp. 1-11.
- Taylor, Mark (2005), "Official Foreign Exchange Intervention as a Coordinating Signal in the Dollar-yen Market", *Pacific Economic Review*, vol. 10, núm. 1, febrero, pp. 73-82.
- Vitale, Paolo (2007), "An Assessment of Some Open Issues in the Analysis of Foreign Exchange Intervention", *International Journal of Finance & Economics*, vol. 12, núm. 2, abril, pp. 155-170.
- Wu, Thomas (2010), "Order Flow in the South: Anatomy of the Brazilian FX Market", material mimeografiado, UC Santa Cruz.

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS
Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org

ISBN: 978-607-7734-90-1

