

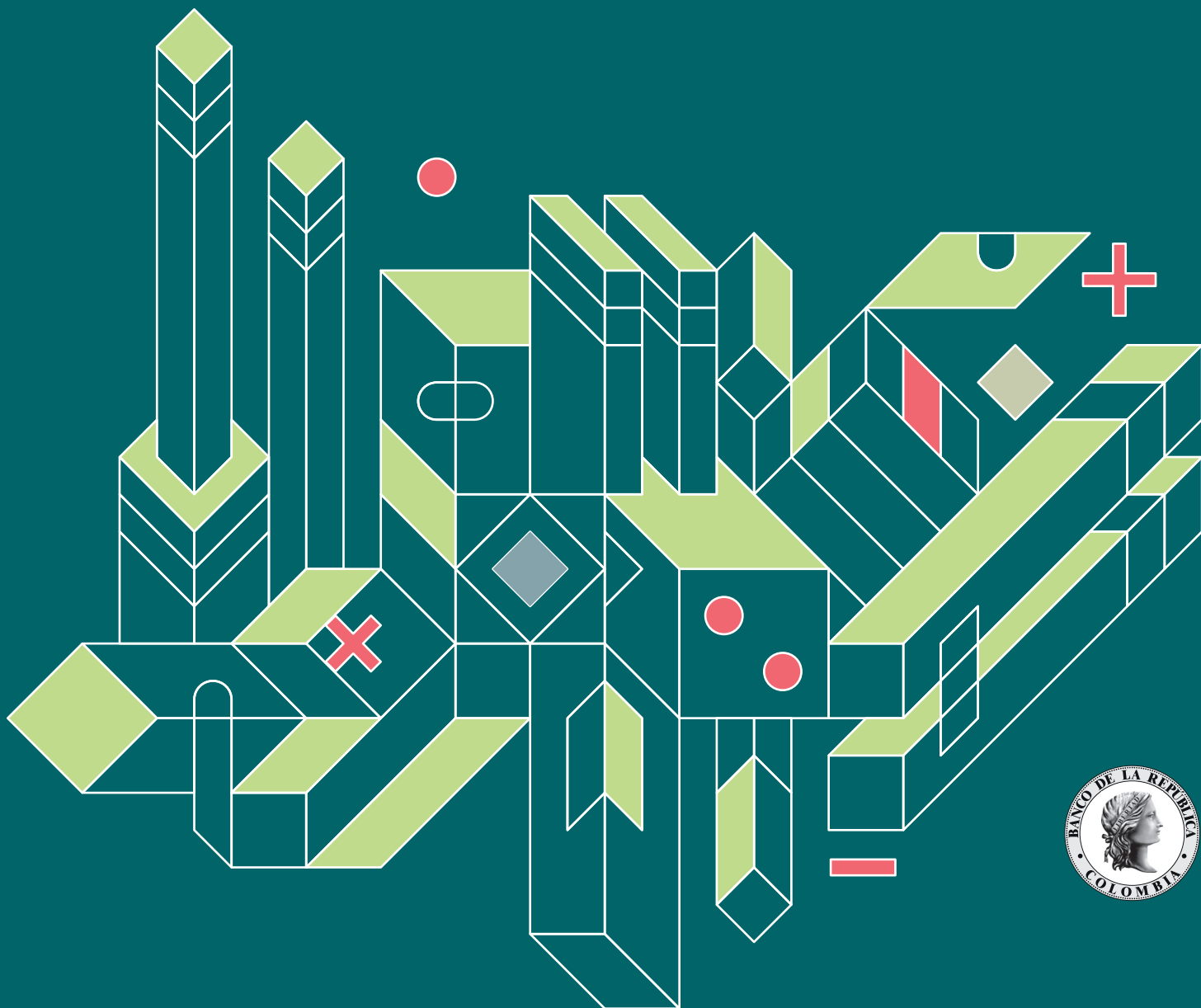
espe

Ensayos sobre
Política Económica

04/2020

Crédito y efectos reales en Colombia 2000-2017: evidencia con microdatos

núm. 94

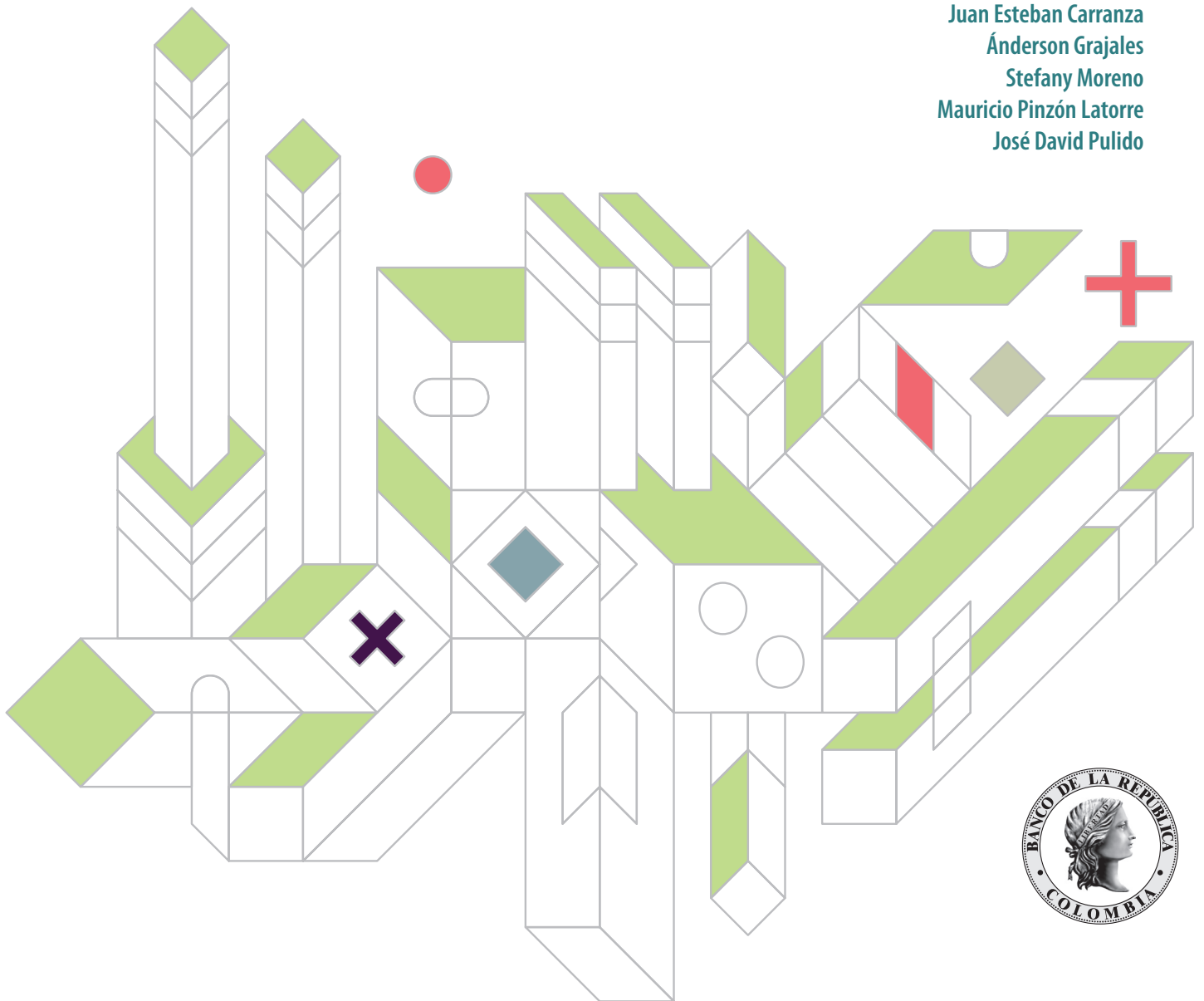


espe

Ensayos sobre
Política Económica

Crédito y efectos reales en Colombia 2000-2017: evidencia con microdatos

Martha López (coordinadora)
Camilo Bohórquez
Juan Esteban Carranza
Ánderson Grajales
Stefany Moreno
Mauricio Pinzón Latorre
José David Pulido



Crédito y efectos reales en Colombia 2000-2017: evidencia con microdatos

Coautores

Martha López (coordinadora),
Camilo Bohórquez,
Juan Esteban Carranza,
Ánderson Grajales,
Stefany Moreno,
Mauricio Pinzón Latorre,
José David Pulido

© 2020, Banco de la República

ISSN 2665-1327 (en línea)

Clasificación JEL: G01, G11, G28, E2, F38, E52.

Palabras clave: crédito bancario, bonos del gobierno, efectos reales, política macroprudencial, subsidios, canal de toma de riesgo, canal de crédito.

Las opiniones, errores u omisiones de los autores son su responsabilidad, por lo que no reflejan la opinión de las entidades en las que laboran, la del Banco de la República, ni la de su Junta Directiva.

López, M. (coordinadora); Bohórquez, C; Carranza, J.; Grajales, Á.; Moreno, S.; Pinzón, M.; Pulido, J. (2020). *Crédito y efectos reales en Colombia 2000-2017: evidencia con microdatos*, Ensayos sobre Política Económica (ESPE), núm. 94, abril, DOI: 10.32468/espe.94

ESPE está disponible en: <http://investiga.banrep.gov.co/es/espe>

Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista Ensayos sobre Política Económica (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando no se obtenga lucro por este concepto y, además, cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El (los) autor(es) del documento puede(n), también, poner en su propio sitio electrónico una versión electrónica del mismo, pero incluyendo la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción de esta revista para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro sitio electrónico, requerirá autorización previa de su comité editorial.

Comité editorial

Hernando Vargas Herrera (Banco de la República)
Mauricio Villamizar Villegas (Banco de la República)
Carmiña Vargas Riaño (Banco de la República)

Diseño

María Fernanda Latorre

Diagramación

Lucía Sandoval Andrade

Corrección de estilo

Nelson Rodríguez

Preparación editorial

Andrea Clavijo

Sección Gestión de Publicaciones
Departamento de Servicios Administrativos
Banco de la República

CONTENIDO

1.	Choques de liquidez	9
2.	Política macroprudencial	20
3.	Efectos de la política monetaria sobre el crédito	24
4.	Conclusiones	33

Referencias	35
Anexos	38

Crédito y efectos reales en Colombia 2000-2017: evidencia con microdatos

El comportamiento del crédito es de especial importancia por su estrecha relación con la actividad económica. El desempeño de las firmas y los hogares se ve favorecido cuando se irriga crédito a la economía, ya que se posibilitan proyectos de inversión y se incrementa la demanda de bienes de consumo. Así mismo, las exportaciones pueden verse favorecidas al encontrar medios de financiamiento, y las importaciones (que constituyen insumos y bienes de consumo de firmas y hogares) se expanden. No obstante, el crecimiento excesivo del crédito puede derivar en consecuencias muy negativas, como se pudo observar en las crisis financieras y económicas de países emergentes a finales de la década de los noventa y en las recientes crisis financieras internacionales de los años dos mil en Europa y los Estados Unidos.

Al respecto, Mendoza y Terrones (2009) encontraron, para un panel de 48 países, que los crecimientos excesivos de crédito se asocian con períodos de expansión económica, aumentos en los precios de los activos y de la finca raíz, apreciación real, así como deterioro de la cuenta corriente en los períodos que anteceden el auge. En el caso de economías emergentes, los auges están acompañados por fuertes entradas de capitales. Según Mendoza y Terrones (2009), el 68% de los auges de crédito en economías emergentes derivan en crisis cambiarias, 55% en crisis bancarias y 32% en paradas súbitas de capitales. Del mismo modo, Jiménez y Saurina (2006), utilizando un panel de datos a nivel de crédito de la economía española, muestran que el comportamiento de esta variable es procíclico, esto es, que va de la mano con el producto. Además, encuentran que su crecimiento por encima de su nivel promedio aumenta su probabilidad de *default* a un horizonte de cuatro trimestres. Resultados similares encuentran López *et al.* (2014) para la economía colombiana.

Por estas razones cobra importancia seguir analizando la evolución del ciclo de crédito en la economía y los choques que afectan su oferta, así como cuantificar el impacto de dichos choques sobre las variables reales de la economía, como la inversión de las firmas, el empleo que generan, las exportaciones, sus ventas, entre otros aspectos.

En este sentido, en este artículo analizaremos cuál fue la evolución del ciclo del crédito, algunos choques que explicaron su oferta en Colombia y cuáles fueron sus efectos reales para el período 2000-2017. Utilizaremos información desagregada a nivel de las relaciones de un deudor con varios bancos, lo cual, de acuerdo con Khwaja y Mian (2008), permite separar la oferta de la demanda de crédito.

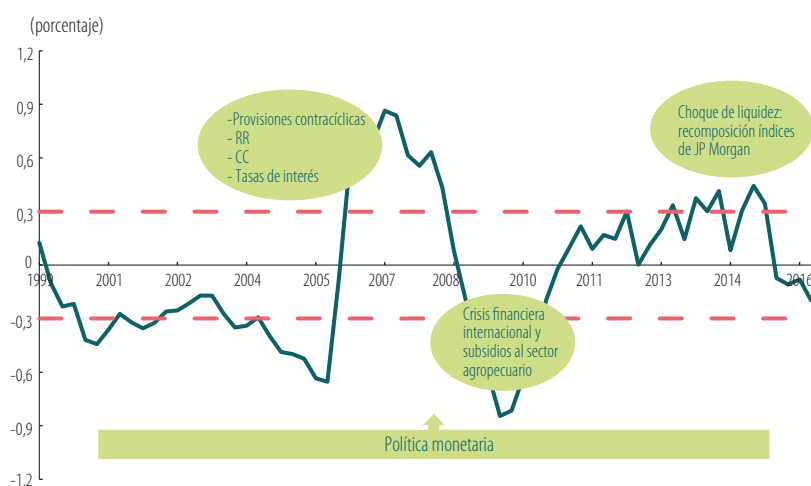
En el Gráfico 1 se describe el ciclo del crédito de Colombia entre 1999 y 2017: este mide el componente cíclico del crédito real per cápita, como proponen Mendoza y Terrones (2009), y las líneas horizontales corresponden a una desviación estándar

Los autores agradecen a Dairo Estrada por compartir la información de Finagro. Henry Gómez prestó una excelente labor como asistente de investigación

del indicador con el fin de determinar cuándo se trata de un crecimiento excesivo del crédito y cuándo es una caída excesiva¹. Allí también se señalan los principales choques exógenos que afectaron la economía durante el período, y cuyo análisis constituye las secciones 1, 2 y 3 de este artículo: choques de liquidez, de regulación macroprudencial y de política monetaria.

Gráfico 1
Componente cíclico del crédito en Colombia: crédito real per cápita
(metodología de Mendoza y Terrones (2009))
(porcentaje)

Este gráfico muestra el ciclo del crédito en Colombia entre 2000 y 2017 y los principales choques a los que estuvo expuesto. Se observa un *credit crunch* a comienzos de los años dos mil, un auge de crédito entre 2006 y 2007, y la crisis financiera internacional de octubre de 2008. Los principales choques que afectaron el ciclo fueron de liquidez (crisis financiera internacional y recomposiciones de los índices de JP Morgan), de instrumentos de política macroprudencial introducidos en 2007 y los choques de política monetaria.



Nota: el componente cíclico se calcula como el filtro *Hodrick-Prescott* de la cartera real per-cápita. Las líneas rosadas horizontales corresponden a una desviación estándar del indicador con el fin de determinar cuándo se trata de un crecimiento excesivo de crédito y cuándo se trata de una caída excesiva.

Fuente: cálculos de los autores.

Como se observa en el Gráfico 1, la década de los dos mil comenzó con un *credit crunch* ocasionado por la crisis asiática y las difíciles condiciones macroeconómicas en las que se encontraba la economía colombiana cuando la crisis estalló. Después de un auge (de mediados de los años noventa) de entradas de flujos de capitales, auge de precios de activos y de inversión, y de un fuerte incremento en el endeudamiento público y el privado, la economía se encontraba en una situación vulnerable ante el estallido de la crisis asiática y rusa en 1997. El número de instituciones financieras había pasado de 91 entre 1986-1989 a 148 en 1995. Dado que los flujos de capitales no se esterilizaron completamente, los depósitos escalaron del 24% en 1991 al 39,9% del producto interno bruto (PIB) en 1997 y el crédito lo hizo del 29,1% al 43,9% del PIB, respectivamente (Uribe y Vargas, 2002). La rápida expansión del crédito estuvo acompañada de deterioro en la calidad de la cartera, dejando a la economía en una condición vulnerable.

Como documentan Uribe y Vargas (2002), entre 1997 y 1999 hubo un reverso en los flujos de capitales y una fuerte caída en los términos de intercambio, lo que indu-

1 Los valores iniciales y finales de la muestra deben analizarse con cuidado, ya que el filtro de Hodrick-Prescott los sobreestima.

jo una corrección abrupta del gasto agregado y un aumento del déficit en la cuenta corriente. La tasa de cambio real sufrió una devaluación que llevó a un incremento abrupto de las tasas de interés reales (Urrutia y Llano, 2011) y el producto cayó más de 4% en 1999.

Esta reversión en los flujos de capitales afectó el sistema financiero inicialmente mediante una reducción de la liquidez y un incremento en el costo de los fondos. Posteriormente, los aumentos en la tasa de interés real y la caída del producto causaron un derrumbe en la calidad de la cartera y en las razones de solvencia de los bancos. El incremento en la percepción de riesgo de crédito y en las presiones por financiamiento público local produjeron un *credit crunch* entre 1999 y 2005 (Barajas *et al.*, 2001).

Como se aprecia en el Gráfico 1, el crédito se mantuvo estancado hasta finales de 2005, a pesar de que la política monetaria fue expansiva la mayor parte del tiempo. Desde mediados de 2005, con el aumento en los precios del petróleo y las bajas tasas de interés internacionales, se observaron importantes inlfujos de capitales que causaron un fuerte auge de crédito entre marzo de 2006 y septiembre de 2008. En ese entonces, debido a que las tasas de interés internacionales se encontraban muy bajas, la autoridad monetaria en Colombia tuvo que reaccionar tanto con la política de tasas de interés como con medidas macroprudenciales que ayudaron a controlar el crecimiento excesivo del crédito² —la efectividad de estas políticas macroprudenciales tanto en Colombia como en el mundo será estudiada en la sección 2. Allí también se hace una revisión de la literatura acerca de dichas medidas—.

Al respecto, los estudios considerados para el caso de Colombia se centran en las medidas macroprudenciales tomadas entre marzo de 2007 y septiembre de 2008 en su mayoría; aunque, por un lado, algunas medidas fueron de carácter permanente y, por el otro, el auge comenzó en marzo de 2006. En este artículo se considera el caso de la regulación de encajes, de provisiones contracíclicas, de la regulación de posición propia de los bancos y se hace un análisis más detallado de la medida de controles a los flujos de capitales de mayo de 2007. Los resultados son claros: las diversas intervenciones de política macroprudencial tiene efectos sobre la oferta de crédito y sobre variables reales, como el producto, el consumo, las exportaciones y las importaciones.

Posteriormente, ocurrieron dos choques de liquidez importantes, que analizaremos en la sección 1 de este artículo. El primero ocurrió en octubre de 2008, con la quiebra de Lehman Brothers. Como se observa en el Gráfico 1, hubo una contracción crediticia muy fuerte, pero que se recuperó rápidamente. Durante ese episodio, primero, se analizará el impacto que el choque de liquidez tuvo sobre la oferta de crédito, y dado que las exportaciones agrícolas son un sector que depende altamente de la financiación externa, se analizará el impacto de la reducción de la oferta de crédito sobre las exportaciones totales, comparadas con las exportaciones agrícolas. En este contexto, como para ciertos cultivos entre 2006 y 2007 el Gobierno implementó una serie de políticas crediticias que redujeron el valor que los productores tenían que pagar por sus créditos a los bancos, se analizará el papel de dichas políticas agrícolas en suavizar la caída de las exportaciones originada en el choque de liquidez. Es decir, en esta subsección se analizará el efecto del choque de liquidez sobre la oferta de crédito, de este sobre las exportaciones y, por último, la efectividad de la intervención gubernamental en disminuir los efectos reales.

El segundo choque de liquidez fue el de marzo de 2014: un choque de demanda exógena de títulos de deuda del gobierno (TES), debido al aumento en las ponderaciones

2 Son políticas que controlan tanto el lado del activo como el del pasivo, y del capital de los bancos para prevenir posibles vulnerabilidades financieras.

de estos títulos en dos índices de los llamados *index funds* de JP Morgan. Este choque es comparable con las políticas de compra de activos a los bancos (conocidas como *quantitative easing*) para la reactivación de las economías en Europa y los Estados Unidos después de las crisis financieras internacionales de 2007-2009. Aunque se trató de un auge de crédito leve, su importancia radica en que arroja luces sobre la capacidad de la política monetaria para reactivar la economía en un momento determinado. Aquí, una vez se establece en qué medida se ve afectada la oferta de crédito para las firmas, se determina cómo la parte de la variación de la oferta de crédito explicada por el choque afecta el desempeño de las firmas de acuerdo con la inversión, el empleo, los ingresos, entre otros.

En la sección 3 analizaremos el papel de la política monetaria durante todo el período de estudio, 2000-2017, en dos subsecciones: 1) la del tradicional canal de tasas de interés y de crédito, y 2) una acerca de la nueva teoría de canal de transmisión de toma de riesgo de la política monetaria, a la luz de los desarrollos teóricos y empíricos que surgieron a partir de las recientes crisis financieras internacionales.

En el primer caso, inicialmente, se aísla el efecto causal de la demanda agregada sobre la política monetaria. Se estima así el impacto exógeno de la política monetaria sobre el crédito y variables de desempeño de las firmas, como son sus ingresos operacionales, beneficios y apalancamiento, entre otras.

Finalmente, en el caso del canal de toma de riesgo se establece cómo un choque sorpresivo de excesiva expansión monetaria afecta la oferta de crédito y cómo esta se manifiesta en el sector real dependiendo de las diversas ramas económicas que afecta. Aquí la endogeneidad de la política monetaria se controla mediante una brecha de Taylor.

Los principales hallazgos del artículo son: 1) el choque exógeno de demanda de TES en marzo de 2014 tuvo como consecuencia un aumento en la oferta de crédito e incrementos significativos en la inversión de las firmas. 2) El choque de liquidez originado en la crisis financiera internacional de 2008 redujo el acceso al crédito de los intermediarios financieros; igualmente, cayó la oferta de crédito a los exportadores que tenían relaciones con los bancos más expuestos; además, las exportaciones totales cayeron, pero algunas políticas crediticias encaminadas a fortalecer firmas agrícolas con potencial exportador, junto con el aumento en los precios de los bienes primarios (*commodities*), contribuyeron a suavizar el impacto negativo del choque sobre las exportaciones agrícolas. 3) La política macroprudencial contribuyó a controlar el crecimiento excesivo del crédito y sus efectos reales durante el auge de 2006-2008; al respecto, los controles a los flujos de capitales redujeron el endeudamiento total de las firmas más expuestas al financiamiento externo antes de la introducción de la política, en cerca del 50% con respecto a las firmas menos expuestas. 4) El canal del crédito de la política monetaria ha funcionado para el período 2000-2017 y ha tenido efecto en el desempeño de las firmas en los casos de sus ingresos operacionales, beneficios y pasivos. 5) Cuando las tasas de interés de política estuvieron por debajo de un nivel de referencia (*benchmark*) hubo toma de riesgo de los intermediarios financieros; esto, particularmente en sectores y firmas más restringidas de crédito; no obstante, dada la introducción de medidas macroprudenciales, este canal no condujo a una recesión económica, como sucedió en economías avanzadas durante 2007-2009.

En la sección 4 se presentan las principales conclusiones.

1. Choques de liquidez³

Los primeros choques que vamos a analizar en este artículo son los relacionados con los de liquidez. La liquidez de los bancos es un factor determinante de su oferta de crédito. Como veremos en la sección 2, en las economías modernas y abiertas los auges y contracciones de crédito están relacionados con expansiones y contracciones no solamente de los pasivos tradicionales de los bancos (como los depósitos de ahorro y cuentas corrientes), sino que, dada la importancia de la liquidez global internacional, también algunos pasivos (como aquellos en moneda extranjera) son indicadores del ciclo del crédito. En este sentido, analizaremos el efecto del choque de liquidez de la crisis financiera internacional de 2007-2009 sobre Colombia, dada la importancia de dicho fenómeno tanto en lo mundial como en lo local.

Por otro lado, un choque de demanda de un activo de los bancos (como los títulos del gobierno) les permite recomponer su balance y, de darse las condiciones necesarias, aumentar la oferta de crédito sin recurrir a sus pasivos tradicionales. Esta política fue utilizada en los países europeos y en los Estados Unidos con los llamados *quantitative easing* para hacer frente a la crisis financiera internacional de 2007-2009, y en Colombia un choque parecido, relacionado con la demanda de títulos de Tesorería entre marzo-junio de 2014, permite analizar el alcance que podría tener una política de este tipo.

A continuación presentamos los impactos de estos choques sobre el crédito y sobre las variables reales de la economía⁴.

1.1 Choque de demanda de TES (efecto JP Morgan)

Como mencionábamos en la introducción, en condiciones ideales la medición precisa de los efectos causales de las fluctuaciones observadas del crédito agregado sobre la actividad real se debe basar en un choque controlado por la oferta de crédito. Infortunadamente, el grueso de las fluctuaciones observadas en la oferta agregada de crédito no es exógeno y responde precisamente a las condiciones de las firmas y de la economía y, por tanto, no se puede usar para medir efectos causales. Incluso, los cambios en las tasas de interés que fija el banco central responden de igual forma a los cambios en las condiciones de la economía y no pueden ser considerados como exógenos.

Para medir el efecto causal del crédito sobre las decisiones de las firmas debemos, entonces, enfocarnos en choques a

la oferta de crédito que no tengan relación inmediata con las condiciones de la economía, y cuya distribución entre bancos y firmas que adquieren los créditos no tenga relación con el choque. En este contexto, la correlación que se observe entre este choque exógeno de oferta de crédito y las decisiones de las firmas corresponde al efecto causal.

Un choque de este tipo se dio en Colombia en marzo de 2014, cuando JP Morgan decidió, de forma inesperada, aumentar la ponderación de los títulos de deuda pública colombiana (TES) en dos índices de activos financieros de mercados emergentes. La composición de estos índices es replicada por fondos de inversión que así buscan reproducir su rentabilidad. Estos fondos se distribuyen en los mercados globales de activos financieros y se usan para construir portafolios diversificados de activos internacionales. De acuerdo con JP Morgan, este aumento de la ponderación de los títulos TES en el índice no respondió a ningún acontecimiento específico que haya ocurrido en la economía colombiana, sino que fue consecuencia de la relativa estabilidad macroeconómica del país y de políticas tributarias y regulatorias que venían de tiempo atrás (JP Morgan, 2014). Adicionalmente, JP Morgan está sujeto a un esquema regulatorio que le obliga a mantener este tipo de procesos de decisión en completa confidencialidad, por lo que es razonable suponer que la decisión fue completamente inesperada.

El aumento súbito de la participación de los títulos TES en el índice de JP Morgan implicó que los fondos de inversión que seguían este índice adquirieron rápidamente mayores cantidades de estos títulos para ajustarse a la nueva composición del índice. Este aumento de la demanda de TES generó un incremento de sus precios. Sus principales tenedores eran bancos comerciales colombianos, que respondieron de inmediato vendiendo títulos y acumulando liquidez. En otras palabras, ante el aumento súbito e inesperado en la demanda de TES, los bancos respondieron en promedio vendiendo TES para materializar ganancias. Por tanto, hubo un aumento súbito de la liquidez de los bancos que no estuvo relacionado de forma inmediata con ningún acontecimiento específico de la economía colombiana.

El objetivo de este capítulo es examinar este aumento sorpresivo de la oferta de liquidez de los bancos para estimar su efecto sobre la actividad real de las firmas que tuvieron repentinamente mayor acceso a crédito. Dado que para las firmas individuales este incremento en la disponibilidad de crédito fue exógeno, los efectos que detectamos son causados por el choque de oferta de crédito y no por choque alguno que haya afectado a las firmas. Es importante aclarar que los efectos que estimamos corresponden a la submuestra de firmas que analizamos y en el contexto en que ocurrieron; por tanto, los resultados no son extrapolables de forma inmediata a momentos y contextos diferentes.

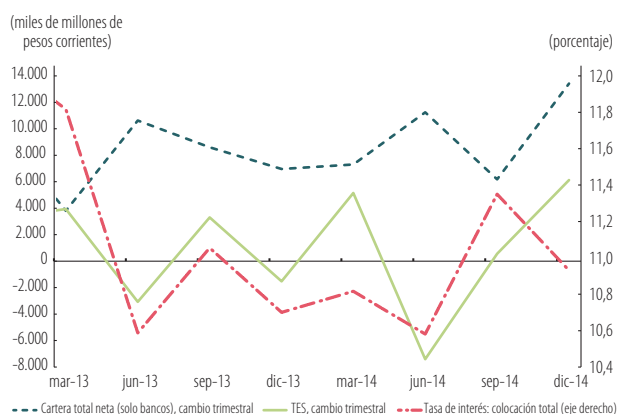
3 Esta sección fue elaborada con la colaboración de Juan Esteban Carranza y Stefany Moreno.

4 A partir de esta sección usamos el símbolo *log* para indicar logaritmo natural.

Como se observa en el Gráfico 2, el anuncio de JP Morgan está asociado con una reducción extraordinaria de las tenencias de TES de los bancos colombianos entre el primer y segundo trimestres de 2014 de casi COP7 billones. Esta reducción de los saldos de TES en poder de los bancos significó un aumento inmediato de su liquidez, el cual coincidió con un pico en el incremento trimestral de su cartera total de COP 11 billones, la cual había crecido alrededor de COP7 billones en el trimestre inmediatamente anterior. Es razonable deducir del gráfico que parte del aumento de la cartera total en ese trimestre estuvo impulsado por el choque exógeno de liquidez inducido por la decisión de JP Morgan.

Gráfico 2
Cambio trimestral de la tenencia de TES, la cartera neta total de los establecimientos bancarios y la tasa de interés de colocación total

El anuncio de JPMorgan está asociado con una reducción extraordinaria de las tenencias de TES de los bancos colombianos entre el primer y segundo trimestre de 2014 de casi COP 7 billones. Esta reducción de los saldos de TES en poder de los bancos significó un aumento inmediato de su liquidez que coincidió con un pico en el aumento trimestral de su cartera total de COP 11 billones, la cual había crecido alrededor de COP 7 billones en el trimestre inmediatamente anterior



Nota: los saldos de TES corresponden a las tenencias reportadas en los balances del último mes de cada trimestre por los bancos que hacen parte de la base de datos (17 bancos). La cartera de crédito corresponde a todas las colocaciones de los bancos, no solo crédito comercial. La tasa de interés es el promedio trimestral del promedio mensual ponderado por saldos de la tasa de interés de colocación total –consumo, ordinario y preferencial– sin tesorería. El cambio trimestral se calcula como la diferencia en niveles de cada variable respecto al trimestre inmediatamente anterior.

Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia; cálculos de los autores.

Para inferir el efecto del choque de liquidez sobre el desempeño de las firmas, hacemos un análisis econométrico en dos etapas. En primera instancia, hacemos un análisis estándar de regresión con el que proyectamos la variación de los créditos de cada firma con cada banco ante el choque de TES de cada entidad, medido como el cambio en sus tenencias de TES entre febrero de 2014 y junio de 2014.

Esta estimación nos permite computar la variación en los créditos de cada firma, la cual está explicada por el choque de TES, y que consideramos exógena. Nuestro enfoque es similar al descrito en Paravisini *et al.* (2014), quienes usan datos de Perú, o en Khwaja y Mian (2008), que lo hacen con datos de Pakistán. En el Anexo 1 se hace una descripción detallada de la estimación.

En la segunda etapa estimamos la correlación entre esta variación exógena en los créditos de cada firma y el cambio en algunas variables de desempeño de las firmas observado en sus reportes financieros de 2013 y 2014. Nótese que este método de estimación es similar a uno estándar de variables instrumentales en el que se usa la variación observada en los saldos de TES de cada banco y la exposición de cada firma a cada banco como instrumentos del cambio observado en los créditos de las firmas. La diferencia entre nuestra estimación y la estimación usual de variables instrumentales es que en nuestro caso las dos etapas son a niveles distintos de agregación. La primera etapa es al nivel de las combinaciones firma-banco, mientras que en la segunda etapa los cambios en los créditos se agregan por firmas.

Los resultados de cuatro versiones de la regresión de la primera etapa se muestran en el Cuadro 1. La variable dependiente de todas las regresiones es el cambio en los saldos de los créditos de cada firma con cada banco, el cual llamamos $\Delta L_{j,b,t}$. Las variables independientes que se combinan en las distintas especificaciones son el cambio en los saldos de TES del banco, denominado $\Delta TES_{b,t}$, y los saldos iniciales de los créditos de la firma con el banco en cuestión y con la suma de los créditos de la firma con todos los bancos, notados respectivamente $L_{j,b,t=0}$ y $L_{j,t=0}$. Las regresiones cuyos resultados se muestran en las columnas (2) a (4) incluyen interacciones entre los cambios en los saldos de TES y los saldos iniciales de la cartera de las firmas, para investigar si el nivel inicial de endeudamiento modula el efecto del choque sobre el cambio en el endeudamiento. Las regresiones se hacen usando solo aquellas firmas que tienen inicialmente créditos con más de un banco, de tal forma que podemos incluir efectos fijos de firma que absorben características no observadas de cada firma que potencialmente les permiten endeudarse más. En la parte inferior del cuadro se muestra el efecto marginal del choque de TES, el cual es negativo, pues una disminución en las tenencias de TES de los bancos significa un aumento de la liquidez disponible para otorgar créditos a las firmas.

Como se puede ver en la columna (1), las estimaciones indican que, en promedio, una caída de COP 1000 millones (m) en los TES de un banco está correlacionada con un aumento de COP 30 m en el crédito de cada firma en la muestra. Una vez añadimos controles en las columnas (2) a (4), el efecto estimado se hace más preciso y mayor,

de tal forma que el efecto marginal de una caída de COP 1000 m en los TES de un banco está correlacionada con un aumento de entre COP 57 m y COP 90 m en los créditos promedio por firma en nuestra muestra.

Cuadro 1
Primera etapa: Efecto de un choque exógeno de liquidez a los bancos sobre el endeudamiento de las firmas

	(1)	(2)	(3)	(4)
ΔTES_b	-33,735** (17,734)	22,423*** (1,532)	-2,919** (1,248)	-0,837 (0,923)
$\Delta TES_b \times L_{j,b,t=0}$		0,048*** (0,0019)	0,071*** (0,003)	0,043*** (0,002)
$L_{j,b,t=0}$			0,082*** (0,004)	0,028*** (0,003)
$\Delta TES_b \times L_{j,t=0}$		-0,019*** (0,0007)	-0,021*** (0,0008)	-0,013*** (0,0005)
$L_{j,t=0}$			-0,007*** (0,0004)	
Constante	53,665** (27,409)	38,879*** (0,484)	-40,188*** (2,814)	3,566 (4,836)
Efecto marginal		-92,821*** (2,357)	-87,454*** (2,182)	-57,91*** (1,267)
Efectos fijos firma	No	No	No	Sí
N	29.626	29.626	29.626	29.626

Nota: ΔTES_b es el cambio en las tenencias de TES de los bancos entre el primer y segundo trimestre del año 2014;

$L_{j,b,t=0}$ es el saldo de crédito de la firma j con el banco b en el primer trimestre de 2014 ($t=0$).

$L_{j,t=0}$ es la deuda total de firma j con todos los bancos en el primer trimestre de 2014 ($t=0$).

$\Delta TES_b \times L_{j,b,t=0}$ es la interacción entre el cambio en las tenencias de TES por parte de un banco b y el saldo de crédito de la firma j con un banco b en el primer trimestre de 2014 ($t=0$).

$\Delta TES_b \times L_{j,t=0}$ es la interacción entre el cambio en las tenencias de TES por parte de un banco b y la deuda total de la firma j con todos los bancos en el primer trimestre de 2014 ($t=0$).

Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Fuentes: Supersociedades y Superintendencia Financiera de Colombia; cálculos de los autores.

Aunque los resultados de la estimación de esta primera etapa no son el foco de esta discusión, los coeficientes estimados muestran el impacto del choque de liquidez de los bancos sobre el crédito a cada firma. En las columnas (3) y (4) se puede ver que las relaciones preestablecidas con cada banco y medidas con la variable $L_{j,b,t=0}$ favorecen el crecimiento de la deuda con el banco en cuestión, pero atenúan el efecto del choque ΔTES_b sobre la deuda de la firma, tal como lo indica el coeficiente positivo de la interacción $\Delta TES_b \times L_{j,b,t=0}$. Por su parte, en la columna (3) la deuda total inicial de la firma con

todos los bancos $L_{j,t=0}$ tiene un efecto negativo sobre el crecimiento de la deuda, lo cual puede ser un reflejo de un mayor riesgo, asociado con el mayor endeudamiento de la firma.

El efecto estimado del cambio exógeno en las tenencias de TES de los bancos sobre el crédito a cada firma se puede conectar con las variables disponibles de desempeño de las firmas para, de esta forma, estimar el efecto que el choque de liquidez tuvo sobre la actividad real del sector productivo representado en las firmas de la muestra. Específicamente, usamos los coeficientes estimados del Cuadro 1 para computar la variación en los créditos de las firmas entre febrero y junio de 2014, la cual está explicada únicamente por el cambio en las tenencias de TES de los bancos con que la firma tenía créditos en ese mismo lapso. Obtenemos tres distintas medidas de esta variación, que llamamos $\hat{\Delta L}_j$, correspondientes a las columnas (2) a (4) del Cuadro 1. Estas medidas del choque exógeno a los créditos de las firmas se usan en la segunda etapa de la estimación como variable dependiente en las regresiones del desempeño observado de las firmas.

El Cuadro 2 muestra los resultados de la estimación en esta segunda etapa de regresiones lineales de cinco distintas medidas del desempeño de las firmas en la muestra entre diciembre de 2013 y 2014. La variable independiente relevante, y cuyo coeficiente mostramos, es la variación $\hat{\Delta L}_j$; por tanto, los coeficientes estimados miden la correlación entre el desempeño de las firmas durante 2014 y la porción del cambio en su deuda, lo cual se explica por el choque a las tenencias de TES durante el segundo y tercer trimestre del año. Dicho de otra forma, los coeficientes estimados son la medida del efecto del choque a las tenencias de TES de los bancos sobre la actividad productiva de las firmas. Dado que se entiende que el choque a las tenencias de TES fue exógeno, este efecto estimado mide la capacidad que tienen los choques a la liquidez de los bancos de afectar la actividad real en el contexto de la muestra de firmas que se usa.

Se muestran resultados de esta regresión para cinco variables de desempeño de las firmas: ingresos totales, dos medidas de capital y dos medidas de insumos laborales. Las dos medidas de capital son los valores reportados de compras brutas y netas de “propiedad, planta y equipo”; las medidas de insumos laborales son la medida de “mano de obra” y “total de costos y gastos laborales”.

Como se puede ver, las estimaciones muestran un efecto significativo del choque de liquidez sobre todas las variables de las firmas que consideramos; es decir, aquello tuvo un efecto en las variables reales de las firmas reportadas en los informes financieros al cierre de 2014: el impacto estimado sobre los ingresos y las medidas de inversión es positivo. Por otro lado, el resultado sobre las medidas de uso de mano de obra es ambiguo: hay un efecto negativo sobre los gastos en

Cuadro 2

Segunda etapa: efecto del cambio en el endeudamiento de las firmas, relacionado con un choque exógeno de liquidez a los bancos, sobre las decisiones reales de las firmas

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Δ Ingresos	Compra + producción de propiedad, planta y equipo	Δ Acervo de propiedad, planta y equipo	Δ Nómina mano de obra directa	Δ Total costos y gastos laborales
Primera etapa: Cuadro 1, columna 2					
$\hat{\Delta}L_j$	2,083***	4,940***	1,997***	-0,026**	0,037***
Error estándar	(0,257)	(0,463)	(0,211)	(0,009)	(0,008)
Primera etapa: Cuadro 1, columna 3					
$\hat{\Delta}L_j$	2,581***	5,461***	2,398***	-0,043**	0,029***
Error estándar	(0,229)	(0,473)	(0,218)	(0,008)	(0,007)
Primera etapa: Cuadro 1, columna 4					
$\hat{\Delta}L_j$	2,657***	4,714***	2,233***	-0,044**	0,037***
Error estándar	(0,172)	(0,350)	(0,162)	(0,007)	(0,008)

Nota: $\hat{\Delta}L_j$ es el cambio en el saldo total de créditos de la firma j con todos los bancos que está correlacionado con el choque a las tenencias de TES de los bancos. Error estándar: errores estándar vía bootstrap, iterando estimaciones seguidas de las dos etapas. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Fuentes: Supersociedades y Superintendencia Financiera de Colombia; cálculos propios.

mano de obra directa, pero el observado sobre los gastos laborales totales es positivo. La significancia estadística de los resultados corrobora la noción de que un choque a la oferta de liquidez tiene un efecto sobre la actividad económica mediante el crédito de los bancos a las firmas.

Para dar una idea de la magnitud del choque y su efecto, en el panel superior del Cuadro 3 mostramos estadísticas descriptivas de las variables de las 7.099 firmas de la submuestra usada para obtener los resultados del Cuadro 2. En el panel inferior, mostramos el efecto estimado que se debió al choque de JP Morgan. Para obtener estos efectos estimados, se calculó para cada firma el cambio en su deuda atribuida al choque de liquidez ($\hat{\Delta}L_j$) y se le aplicaron los coeficientes estimados en la segunda etapa, y que se muestran en el Cuadro 2.

Como se ve en el Cuadro 3, el promedio del endeudamiento por firma en la muestra en el primer trimestre de 2014 es de COP 6.600 m y su aumento promedio fue de COP 279 m. De este aumento promedio en la deuda se estima que entre COP 74 m y COP 140 m por firma se debieron al choque exógeno, dependiendo de la especificación. Estos son precisamente los choques estimados ($\hat{\Delta}L_j$) que se usan para inferir el efecto del choque sobre las variables reales.

Los ingresos promedio de las firmas en la muestra fueron COP 35.000 m en 2013 y tuvieron un aumento promedio de COP 3.000 m en 2014, de los cuales entre COP 195 m y COP 292 m se debieron al choque de TES del segundo

trimestre del año. De igual forma, se estima que el choque trimestral descrito explica compras brutas de propiedad, planta y equipo por COP 347 m y COP 693 m por firma, de un total de COP 3.300 m de compras brutas promedio. Así mismo, explica entre COP 164 m y COP 280 m por firma de las compras netas promedio de COP 691 m sobre un acervo inicial promedio de COP 12.000 m; es decir, el choque de oferta de crédito explica entre el 10% y 20% de la inversión bruta o entre el 17% y 40% de la inversión neta observada de las firmas en la muestra durante 2014.

Como ya indicamos, el efecto del choque sobre el empleo es ambiguo y menos significativo. El choque tuvo un efecto negativo de entre COP 3,3 m y COP 4,5 m por firma de un aumento de COP 51 m por firma de la nómina promedio de empleados directos, el cual sumaba COP 1.370 m a finales de 2013. El total de costos y gastos laborales en las firmas de la muestra sumaba COP 4.160 m por firma en 2013 y aumentó en promedio COP 193 m, de los cuales apenas entre COP 2,8 m y COP 5,3 m están explicados por el choque.

Se concluye, entonces, que el choque tuvo un efecto sustancial sobre la inversión en capital de las firmas en nuestra muestra, pero tuvo un efecto relativamente pequeño sobre el empleo. Valga reiterar que estos efectos están mediados por las condiciones específicas de la economía en el momento que ocurrieron, y que su extrapolación a otros momentos de la economía colombiana debe considerar las diferencias en otros factores que también afectan las decisiones de las firmas.

Cuadro 3

Correlación entre el cambio en los saldos de crédito, relacionado con el choque de oferta, y las variables reales de las firmas

	Deuda (L)	Ingresos	Compra + producción de propiedad, planta y equipo	Acervo de propiedad, planta y equipo	Nómina de la mano de obra directa	Total de costos y gastos laborales
Deuda y variables reales (promedio) de las firmas antes del choque						
$L_{t=0}, Y_{t=0}^k$	6.628	35.636	12.337	12.337	1.372	4.159
Cambio promedio (en niveles) de la deuda y variables reales de las firmas antes vs. después del choque						
$\Delta L, \Delta Y^k$	279	3.082	3.309	691	51	193
Efecto promedio del choque, primera etapa: Cuadro 1, columna 2						
$\hat{\Delta L}, \hat{\Delta Y}^k$	140	292	693	280	-3,8	5,3
Efecto promedio del choque, primera etapa: Cuadro 1, columna 3						
$\hat{\Delta L}, \hat{\Delta Y}^k$	103	266	563	247	-4,5	3,0
Efecto promedio del choque, primera etapa: Cuadro 1, columna 4						
$\hat{\Delta L}, \hat{\Delta Y}^k$	74	195	347	164	-3,3	2,8

Nota: todas las variables en millones de pesos.

$L_{t=0}$ es el promedio del saldo total de crédito de las firmas en el primer trimestre de 2014, es decir antes del choque;

$Y_{t=0}^k$ es el promedio de cada una de las variables reales de las firmas (ingresos, compra + producción de propiedad, planta y equipo, acervo de propiedad, planta y equipo, nómina de obra directa y total costos y gastos laborales) antes del choque, es decir, 2013.

ΔL es el cambio en el promedio del saldo total de crédito de las firmas entre el primer trimestre de 2014 y el segundo trimestre de 2014.

ΔY^k es el cambio en el promedio de cada una de las variables reales de las firmas entre 2013 (antes del choque) y 2014 (después del choque), las variables reales se reportan como saldos al 31 de diciembre de cada año.

$\hat{\Delta L}$ es el cambio promedio en el saldo de crédito de las firmas que está correlacionado con el choque.

$\hat{\Delta Y}^k$ es el cambio promedio en las variables reales de las firmas que está correlacionado con el choque.

Fuentes: Supersociedades y Superintendencia Financiera de Colombia; cálculos de los autores.

1.2 Dinámica del sector exportador agrícola colombiano ante un choque en la oferta de crédito bancario⁵

El segundo choque de liquidez que afectó la economía colombiana durante el período de análisis tiene que ver con la crisis financiera internacional de 2007-2009. Esta crisis causó una interrupción en el flujo de activos financieros transfronterizos que impactó al sistema financiero internacional. Aun cuando Colombia y en general América Latina se encontraban mejor preparadas para responder al impacto negativo, el deterioro en las condiciones financieras mundiales llevó a un cierre temporal de los mercados de crédito internacional, con consecuencias negativas sobre las economías (BID, 2009). Para el caso colombiano, la magnitud en la caída del financiamiento extranjero de los bancos comerciales fue cercana al 70% en septiembre de 2009 con respecto al

nivel observado en octubre de 2008 (Gráfico 3)⁶. Esta reducción temporal del financiamiento extranjero generó una contracción en la oferta de crédito en los mercados locales, como se observa en el Gráfico 4, lo cual trajo consecuencias sobre el desempeño del sector real, especialmente en aquellas actividades económicas dependientes del financiamiento externo.

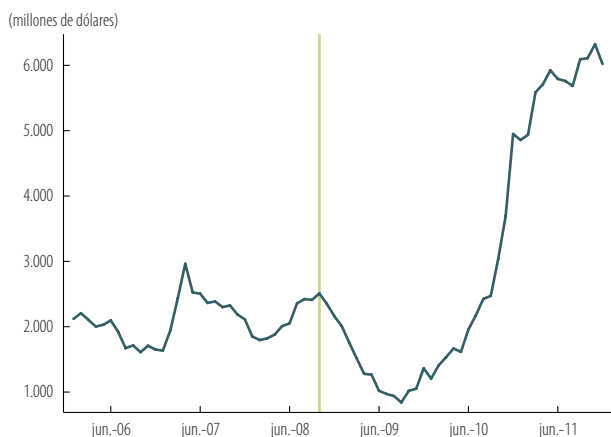
En esta sección seguimos el trabajo de Bohórquez-Peñuela y Pinzón (2020), para evaluar un choque externo como la crisis financiera global de 2008 sobre las exportaciones colombianas y las dinámicas propias de las exportaciones del sector agrícola vis-a-vis las del resto de exportaciones. Tanto las exportaciones como el sector agrícola son sectores altamente dependientes del financiamiento externo y pudieron haber tenido una reacción distinta ante el choque frente al resto de las actividades de la economía. Las razones para estudiar estos dos sectores radican en que ambos presen-

5 Esta sección fue elaborada con la colaboración de Camilo Bohórquez y Mauricio Pinzón.

6 Se considera financiamiento extranjero de los bancos comerciales a todas aquellas obligaciones con instituciones o agentes extranjeros. Concretamente, préstamos interbancarios con bancos extranjeros, corresponsales en el exterior y organismos internacionales (e. g.: Corporación Andina de Fomento).

Gráfico 3 Financiamiento de los bancos comerciales con el extranjero (pasivos en el exterior), 2006-2011

Los pasivos en el exterior de los bancos comerciales colombianos sufrieron una caída fuerte después del estallido de la crisis financiera global. No obstante, dicha caída toca fondo a finales de 2009, e inmediatamente comienza a revertirse, alcanzando niveles superiores a los anteriores a la crisis.

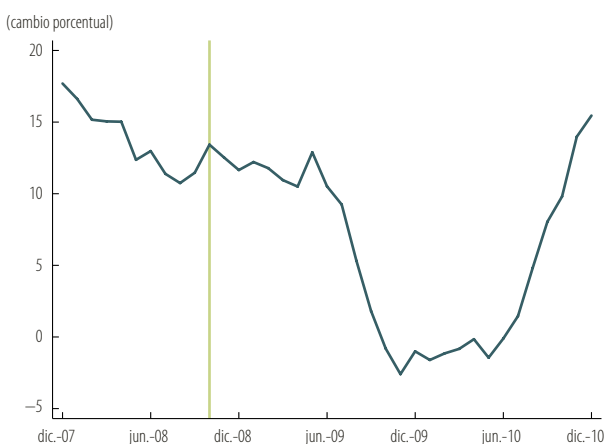


Nota: el total de pasivos en el extranjero corresponde a la suma (en millones de dólares a precios nominales) de los préstamos interbancarios contraídos por los bancos colombianos con bancos del extranjero.

Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia.

Gráfico 4 Crecimiento del crédito bancario comercial, 2007-2010

En Colombia, la caída del crecimiento del crédito bancario comercial se observa casi un año después del inicio de la crisis financiera global, mostrando una senda de recuperación a partir del segundo semestre de 2010.



Nota: se usó la cartera total anual de los bancos colombianos como medida del crédito comercial. La tasa de crecimiento corresponde al cambio porcentual de la cartera con respecto al mismo mes del año pasado.

Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia.

tan un desfase temporal entre producción, entrega y pago del producto. Adicionalmente, los exportadores enfrentan altos costos de entrada a los mercados extranjeros y riesgos de incumplimiento en el pago por parte del comprador extranjero, lo cual los hace más vulnerables a depender de la asistencia del financiamiento externo. Igualmente, la actividad agrícola se caracteriza por altos costos en la puesta en marcha de la producción y la significativa incertidumbre con respecto al proceso, lo cual la hace también más propensa a requerir financiamiento.

La motivación para estudiar la heterogeneidad entre sectores parte de observar las diferencias en sus tasas de crecimiento. Como se aprecia en el Gráfico 5, las tasas de crecimiento de las exportaciones agrícolas y no agrícolas muestran un desempeño negativo en ambos casos, aunque más moderado para las exportaciones agrícolas que para el resto de las exportaciones. Al desagregar las exportaciones agrícolas por subgrupos, es posible observar comportamientos favorables en algunos. El panel B del Gráfico 5 muestra cómo las exportaciones de hortalizas, frutas y azúcares tuvieron una dinámica favorable, mientras que las de flores se mantuvieron estables. Ante esta evidencia resulta interesante indagar a fondo qué tipos de situaciones o políticas podrían explicar lo observado, razón por la cual estudiamos la expansión del crédito agropecuario debido a un conjunto de políticas gubernamentales enfocadas a mejorar el acceso al crédito, implementadas justo antes de la crisis financiera global.

1.2.1 Comportamiento del sector exportador agrícola durante la crisis financiera

La medición del impacto crediticio sobre los exportadores colombianos de productos agrícolas se realiza en dos etapas, siguiendo la metodología planteada por Paravisini *et al.* (2014). Usando datos de exportaciones y crédito a nivel de firma, estos autores calculan la elasticidad de las exportaciones al crédito mediante el análisis de las consecuencias negativas que tuvo el choque de oferta de crédito sobre el financiamiento de las firmas en Perú durante la crisis de 2008. La metodología propuesta, sugiere, primero verificar la existencia del efecto en la dependencia de recursos del extranjero por parte de los bancos y su oferta de crédito. Después, se estima el efecto del cambio en el crédito sobre la actividad exportadora. Para realizar nuestras estimaciones, usamos datos para el período 2005 a 2011 del universo de exportaciones colombianas, de los saldos de créditos bancarios de las personas naturales y jurídicas (operaciones activas de crédito, formato 341), y de los balances financieros de los bancos colombianos.

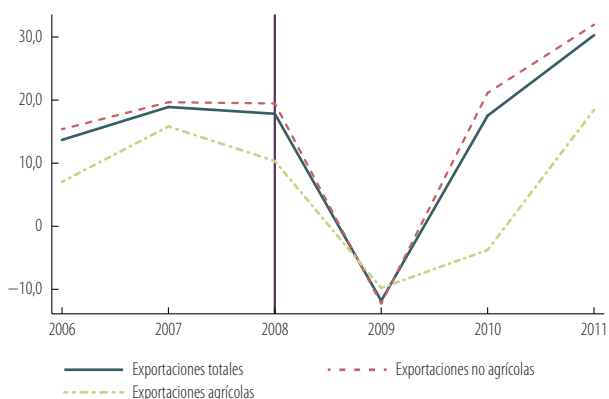
Así, primero estimamos una regresión que tiene como variable dependiente la diferencia del promedio de los saldos

de los préstamos del exportador con cada banco comercial entre los períodos anteriores y posteriores a la crisis financiera global (octubre de 2008), como una función de la medida de dependencia por financiamiento extranjero por parte de cada banco (calculada como la razón entre el total de pasivos con el exterior y el total de activos) justo antes de la crisis⁷. Los resultados de esta estimación se presentan en el Cuadro 4.

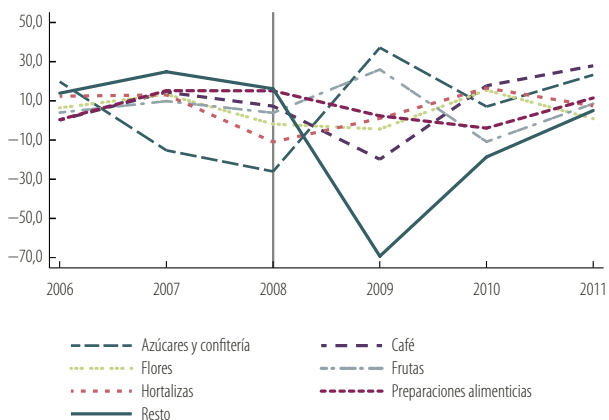
Gráfico 5
Crecimiento de las exportaciones en Colombia, 2006-2011
(cambio porcentual con respecto al año anterior)

Las exportaciones —agrícolas y no agrícolas— cayeron en el año 2009. En el caso particular de las exportaciones agrícolas, su comportamiento fue dispar durante la crisis financiera global.

A. Exportaciones totales



B. Exportaciones agrícolas



Nota: el valor total de las exportaciones por sectores económicos (agrícolas y no agrícolas) y subsectores agrícolas (azúcares y confitería, café, flores, frutas, hortalizas, preparaciones alimenticias y resto) se calculó teniendo en cuenta la posición arancelaria de cada uno de los productos que conforman cada sector o subsector.

Fuente: DANE.

7 Esta regresión también incluye efectos fijos por exportador a través del tiempo, para controlar por cambios en la demanda de crédito. Para más detalles de esta metodología de estimación y todas las restantes en este capítulo, véase el Anexo 3.

Cuadro 4
Efecto causal entre dependencia financiera y oferta del crédito

	Variable dependiente: cambio en los saldos de crédito ($\Delta \text{Log}(C)$)		
	Muestra completa	No agrícolas	Agrícolas
	(1)	(2)	(3)
Dependencia financiera (DF)	-2,020** (0,802)	-1,731* (0,911)	-3,341** (1,614)
Número de observaciones	10.927	8.892	2.035
Número de exportadores	3.413	2.728	685
Número de bancos	16	16	16
R-cuadrado	0,376	0,370	0,406
R-cuadrado ajustado	0,093	0,091	0,105
Efectos fijos por exportador	Sí	Sí	Sí

Nota: la regresión de identificación estima la variación observada del cambio de los saldos totales de crédito obtenido por los exportadores con cada uno de los bancos comerciales con los que contrajo una obligación financiera, como una función del grado de dependencia financiera de cada banco (medida como la razón entre el total de pasivos en el exterior y el total de activos). Un coeficiente negativo y significativo sugiere una relación negativa de la dependencia financiera externa de los bancos con el crédito ofrecido a los exportadores. Las regresiones se estimaron por mínimos cuadrados ordinarios, incluyendo efectos fijos por exportador. Para más detalles, véase el Anexo 3.

Parámetros estadísticamente significativos a *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Errores estándar corregidos a nivel del exportador en paréntesis.

Fuentes: Superintendencia Financiera y DANE; cálculos de los autores.

De acuerdo con las estimaciones, el signo negativo del coeficiente asociado con la dependencia financiera externa indica que los bancos con mayor dependencia disminuyeron su oferta de crédito a los exportadores. En promedio, un aumento de 1 punto porcentual (pp) de dicha dependencia antes de la crisis redujo en 2 pp los saldos de crédito promedio de los exportadores después de la misma (columna 1). Las estimaciones separadas para las exportaciones agrícolas y no agrícolas muestran, igualmente, que el efecto es negativo, pero mayor, para el caso de las exportaciones agrícolas, lo que sugiere que los exportadores agrícolas sufrieron más fuerte el racionamiento en el crédito por parte de los bancos, con un diferencial en la reducción del crédito de casi 1,6 pp entre los dos tipos de exportadores (columnas 2 y 3).

No obstante, aunque el crédito recibido por un exportador por un banco pudo haberse reducido, esto no implica necesariamente que el total del crédito recibido por el exportador agrícola haya disminuido. Por ejemplo, ante la reducción en la oferta de crédito de los bancos más expuestos, los exportadores pudieron haber reemplazado aquellos por otros bancos menos expuestos.

Por tanto, siguiendo el trabajo de Paravisini *et al.* (2014), evaluamos las repercusiones de la disminución de los capitales extranjeros que afectaron a los bancos sobre el total del crédito recibido por los exportadores. Para esto procedemos en dos etapas. La regresión de primera etapa estima la relación entre los saldos totales de crédito (con todos los bancos comerciales) por parte del exportador, en función de una variable que representa qué tan expuesto estuvo el exportador debido al choque crediticio (medido por el porcentaje de crédito que corresponde a bancos con alta exposición financiera extranjera)⁸ y a la cual llamamos instrumento (Z) en el Cuadro 5. La hipótesis detrás de esta variable instrumental es que exportadores relacionados con bancos que estaban más expuestos al financiamiento extranjero experimentaron disminuciones más pronunciadas en su oferta de crédito.

Cuadro 5
Primera etapa: relación entre cambios en los saldos de crédito y la exposición de los bancos a pasivos externos.

	Variable dependiente: cambio de los saldos de crédito ($\Delta \text{Log}(C)$)		
	Muestra completa	No agrícolas	Agrícolas
	(1)	(2)	(3)
Instrumento (Z)	-4,626*** (0,442)	-4,570*** (0,461)	-5,205*** (1,575)
Número de observaciones	34.461	30.085	4.376
Número de productos-destino	9.456	8.123	1.333
Estadístico <i>F</i> instrumento débil	109,706	98,206	10,926
Efectos fijos por producto-destino	Sí	Sí	Sí

Nota: la regresión de primera etapa estima la variación observada en los cambios de los saldos de crédito obtenidos por los exportadores con todos los bancos comerciales, en función de una variable instrumental que corresponde al promedio de dependencia financiera externa (pasivos con el exterior / total activos) de cada banco comercial, ponderado por la fracción del total de crédito de cada banco con los cuales el exportador tiene relación. Un coeficiente negativo y significativo presenta evidencia a favor de una reducción en la oferta de crédito por parte de las instituciones financieras, especialmente aquellas con alta dependencia financiera externa. El estadístico *F* reportado indica si la correlación entre la variable dependiente y el instrumento es débil o no. Se considera que dicha correlación es débil si el valor del estadístico *F* es menor o igual a 23, ante la presencia de errores heteroscedásticos. Esta regresión incluye efectos fijos por producto-destino y, junto con la regresión de segunda etapa (Cuadro 6), hace parte de un sistema de ecuaciones que se estima bajo la metodología de mínimos cuadrados en dos etapas. Para más detalles, véase el Anexo 3.

Parámetros estadísticamente significativos a *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$. Errores estándar corregidos a nivel de producto-destino en paréntesis.

Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia y DANE; cálculos de los autores.

Los resultados reportan que, en efecto, la reducción en el crédito afectó a los exportadores (Cuadro 5). En promedio, una mayor utilización de bancos con mayor dependencia extranjera redujo el crédito de los exportadores (columna 1), efecto que fue más pronunciado para los exportadores agrícolas que para el resto de los exportadores (columnas 2 y 3).

Por su parte, la regresión de segunda etapa estima el impacto del cambio en los saldos de crédito antes y después de la crisis financiera global sobre el cambio en las exportaciones en esos períodos, después de haber controlado por los factores que pudieron afectar la oferta de crédito en ese tiempo (estimación de la regresión de primera etapa).

Los resultados indican que el impacto del choque crediticio sobre los exportadores de productos agrícolas redujo sus niveles de crédito, pero su actividad exportadora tuvo menor afectación en comparación con las exportaciones del resto de productos (Cuadro 6). Una caída de 10% en el saldo de crédito reduce en 2,57% el valor de las exportaciones no agrícolas. No obstante, la relación entre el cambio de las exportaciones y la variación de los saldos de crédito para los exportadores agrícolas es negativo, contrario a lo esperado⁹. Este resultado va de la mano con lo encontrado por Bohórquez-Peñuela y Pinzón (2020), quienes muestran que el canal de crédito es relevante para explicar la caída de las exportaciones, pero solo para el sector manufacturero.

Por tanto, resulta natural preguntarse las razones por las cuales la caída en el crédito ofrecido por los bancos comerciales pudo no haber tenido un impacto sobre las exportaciones agrícolas (como sí ocurrió para el resto de exportadores). Una posible explicación para este resultado puede venir de la expansión de la oferta de crédito por parte del Gobierno a los productores agrícolas. Dicha expansión, al haber ocurrido en beneficio del inicio de la cadena de valor, pudo haber ayudado a mantener el flujo de recursos necesarios no solo para mantener la producción agrícola, sino también para exportarla. Entre 2006 y 2007 el Gobierno colombiano implementó una serie de medidas que buscaron incentivar la oferta de crédito a los productores agrícolas, así, el Estado inyectó mayores recursos al sector mediante subsidios o créditos especiales, con el fin de incrementar la productividad. En consecuencia, es posible que los productores agrícolas beneficiados hayan tenido una menor afectación de la producción y, por ende, sus exportaciones se hayan visto menos golpeadas por la escasez de crédito a los exportadores durante la crisis financiera.

9 Más aún, el valor bajo del estadístico *F* (10,9), que ayuda a determinar si el instrumento es lo suficientemente fuerte para explicar la variación en los cambios de los saldos de crédito, invita a considerar el hecho de que la crisis financiera global no fue determinante para explicar la menor caída de las exportaciones agrícolas, aún bajo la presencia de una reducción en la oferta de crédito, como lo indican los resultados del Cuadro 5.

8 Una vez más, midiendo la dependencia financiera de los bancos como la razón entre sus pasivos en moneda extranjera y sus activos.

Cuadro 6
Segunda etapa: relación entre cambios en el valor de las exportaciones y variaciones en los saldos de crédito

	Variable dependiente: cambio en el valor de las exportaciones ($\Delta \text{Log}(X)$)		
	Muestra completa	No agrícolas	Agrícolas
	(1)	(2)	(3)
Δ Saldos crédito (ΔC)	0,151 (0,134)	0,257* (0,142)	-0,820* (0,435)
Número de observaciones	34.461	30.085	4.376
Número de productos-destino	9.456	8.123	1.333
Efectos fijos por producto-destino	Sí	Sí	Sí

Nota: la regresión de segunda etapa estima la variación observada en los cambios del valor de las exportaciones como función de los valores predichos en los cambios de los saldos de crédito. Estos valores predichos provienen de la estimación de la regresión de primera etapa, y capturan la variación observada en dichos cambios de saldos de crédito que puede ser explicada por la reducción en el crédito debido a la crisis global de 2008, y que afectó principalmente en aquellos bancos con alta exposición financiera con el extranjero. Un coeficiente positivo y significativo indica que a mayor crédito disponible mayores las exportaciones. Esta regresión incluye efectos fijos por producto-destino y, junto con la regresión de primera etapa (Cuadro 5), hace parte de un sistema de ecuaciones que se estima bajo la metodología de mínimos cuadrados en dos etapas. Para más detalles, véase el Anexo 3.

Parámetros estadísticamente significativos a *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$. Errores estándar corregidos a nivel de producto-destino en paréntesis.

Fuentes: Superintendencia Financiera de Colombia y DANE; cálculos de los autores.

1.2.2 Explorando el potencial efecto de la expansión crediticia sobre las exportaciones agrícolas

Durante 2006 y 2007, en el contexto de las negociaciones del tratado de libre comercio (TLC) con los Estados Unidos, y con el objetivo de mejorar la productividad y competitividad del sector agropecuario, el gobierno colombiano decidió instaurar un conjunto de reformas a la política crediticia agrícola en el país, dotándola de nuevos instrumentos y fortaleciendo algunos de los existentes. Durante ese período, la creación de líneas especiales de crédito (LEC) para ciertos sectores productivos y el fortalecimiento del incentivo a la capitalización rural (ICR) fueron las dos medidas crediticias más importantes.

Las LEC fueron creadas a finales de 2006 como un instrumento que otorgaba un subsidio a la tasa de interés a créditos agropecuarios asociados con la siembra, mantenimiento y mejoramiento de la productividad de cultivos de ciclo corto, como el café, las frutas y hortalizas, productos exportables o con alto potencial de exportación (DNP, s. f.). Para acceder a las LEC el agricultor no podía ser beneficiario de

otro instrumento crediticio agropecuario. Por su parte, el ICR (creado en 1991) corresponde a una reducción en el monto de crédito de redescuento obtenido con la entidad financiera. Este subsidio se otorga bajo ciertas condiciones de elegibilidad, relacionadas principalmente con la actividad a realizar, la tenencia de la tierra, el tipo de cartera, entre otras. En 2007 el gobierno nacional extendió el listado de sectores potencialmente elegibles de ICR.

El Gráfico 6 describe la evolución de los valores totales de los saldos registrados y desembolsos otorgados (a precios constantes de 2005) en condiciones Finagro para el período 2005-2011, respectivamente, por criterios de potencialidad de elegibilidad¹⁰. Con respecto a los saldos registrados, vale la pena destacar que el valor total aumentó para todos los agricultores, pero el ritmo de ese crecimiento fue mayor para aquellos potencialmente beneficiados de ICR extendido o LEC. En lo que se refiere al valor total de los créditos otorgados, sí se observa de una forma más clara la diferencia de trayectorias entre los grupos; es decir, el crecimiento del valor total de los desembolsos para aquellos potencialmente elegibles de ICR extendido o LEC fue mayor que para el resto de deudores. En resumen, es posible observar una expansión del crédito agropecuario durante el período de la crisis global. Adicionalmente, hay evidencia preliminar que lleva a pensar que dicha expansión pudo haber sido mayor sobre subsectores cuyos productos eran el objetivo principal de las disposiciones gubernamentales tomadas durante 2006 y 2007, ya que instrumentos como las LEC apuntaban a beneficiar productos de apuesta exportadora, como ya se mencionó.

Para probar la hipótesis del efecto de la expansión del crédito agropecuario sobre la menor caída de las exportaciones agrícolas con respecto a las exportaciones totales, realizamos un ejercicio econométrico para estimar si dicha expansión incrementó los saldos de crédito y desembolsos a agricultores que pudieron haber sido beneficiados con ICR extendido o LEC, usando los criterios de elegibilidad potencial descritos¹¹. En esta regresión la variable dependiente corresponde al saldo registrado (al 31 diciembre) o el total de créditos otorgado en condiciones Finagro durante el año en curso. Por su parte, la variable explicativa de interés hace referencia a la interacción entre el año al que corresponden los saldos o créditos otorgados (*i. e.*: si ocurrieron antes o después de 2007) y la condición de

10 Las bases de datos usadas no permiten identificar plenamente si el saldo registrado o el desembolso fue beneficiado con un ICR (general o extendido) o si hizo parte de las LEC; por tanto, usando información basada en el tipo de actividad realizada por parte de los agricultores beneficiados, al igual que el producto cultivado, identificamos individuos que eran *potencialmente elegibles* de recibir alguno de los instrumentos crediticios de interés. El Anexo 2 sintetiza las condiciones de elegibilidad que son observables en las bases de datos para cada uno de los instrumentos crediticios.

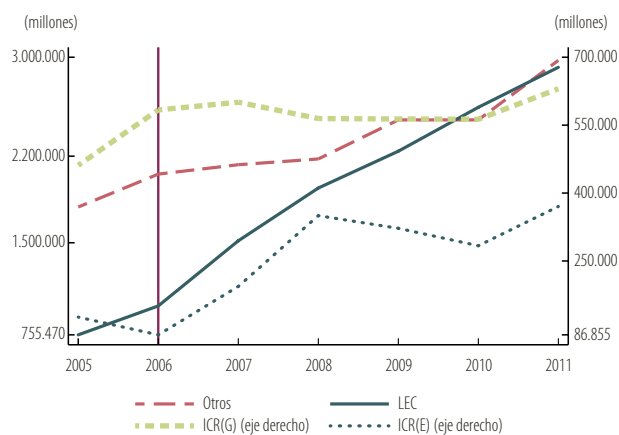
11 Ejercicio de diferencias en diferencias D-en-D (véase el Anexo 3).

elegibilidad (potencial) del productor agrícola para recibir alguno de los nuevos instrumentos crediticios. Para presentar evidencia a favor de nuestra hipótesis exploratoria, se espera que el signo de dicha interacción sea positivo.

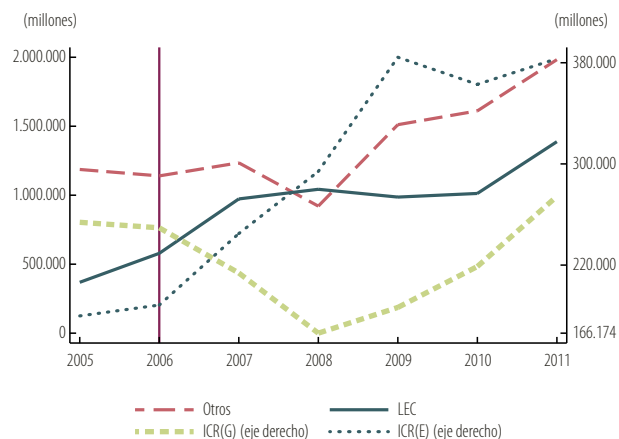
Gráfico 6
Evolución del valor total de saldos registrados y desembolsos otorgados en condiciones Finagro, 2005-2011

La ampliación del Incentivo a la capitalización rural (ICR) y la apertura de líneas especiales de crédito (LEC) a productos agrícolas de apuesta exportadora durante 2006 y 2007 llevó a un incremento en el crédito agrícola durante la crisis financiera global de 2008 y 2009.

A. Saldos reales por tipo de elegibilidad



B. Desembolsos reales por tipo de elegibilidad



Nota: el tipo de elegibilidad por producto (ICR general, ICR extendido, LEC u otros) se determina con base en la información disponible en los registros administrativos de Finagro, descrita en el Anexo 2. El valor total de los saldos (al 31 de diciembre del respectivo año) y los desembolsos totales fueron deflactados (conversión a precios constantes) con base en el promedio del IPC de 2005.

Fuente: Finagro.

Los cuadros 7 y 8 reportan los resultados de la estimación de dicha regresión, teniendo como variable dependiente los saldos registrados al 31 de diciembre de cada año y el valor de los créditos otorgados en condiciones Finagro a los individuos, respectivamente, durante el período de estudio (2005-2011). Con respecto a los saldos totales por individuo, se observa que el signo del tercer renglón del Cuadro 7 es siempre positivo y significativo para las diferentes especificaciones, que varían con respecto al grupo de tratamiento (potencialmente elegibles de ICR extendido y LEC, solo ICR extendido, y solo LEC, respectivamente). Es decir, el valor estimado indica que el saldo promedio para un individuo potencialmente elegible con respecto al resto (después de la expansión crediticia) es mayor entre 22,3% y 23,3%.

Similares resultados se obtuvieron para los desembolsos otorgados. En promedio, un individuo potencialmente elegible recibió entre 13,8% y 38,1% más de crédito, en comparación con el resto de agricultores gracias a la expansión crediticia.

Estos resultados, sin embargo, deben ser analizados con cautela. Aunque se encuentra una correlación positiva entre la ampliación de la oferta de crédito agropecuario (ICR extendido y LEC) y las exportaciones agrícolas, no se puede concluir que dicha política crediticia fue el único o principal causante de un mejor desempeño relativo de estos productos con respecto al resto de exportaciones durante la crisis financiera global (como lo indica el Gráfico 5). Por ejemplo, no es posible tener en cuenta el auge de precios de *commodities* entre 2008 y 2011 debido al aumento de la demanda de productos agrícolas (e. g.: caña de azúcar, maíz, papa, soya, entre otros) y recursos no renovables como el carbón y el petróleo. Las estimaciones reportadas en los cuadros 7 y 8, debido a la estructura de los datos, no incluyen efectos fijos relacionados con la demanda de exportaciones agrícolas, ya que las regresiones fueron estimadas con datos de productores, que no necesariamente son exportadores. Adicionalmente, vale la pena aclarar que los resultados tampoco implican que dicha expansión crediticia fuera la política más exitosa, ya que sería necesario comparar esta política con otras decisiones tomadas para favorecer las exportaciones agrícolas durante el período de estudio.

En conclusión, el choque de liquidez originado en la crisis financiera internacional de 2008 redujo el acceso al crédito de los intermediarios financieros. Igualmente, cayó la oferta de crédito a los exportadores que tenían relaciones con los bancos más expuestos. Además, las exportaciones totales cayeron, pero algunas políticas crediticias encaminadas a fortalecer firmas agrícolas con potencial exportador, junto con el aumento en los precios de los *commodities*, pudieron haber actuado como

un amortiguador sobre las exportaciones agrícolas ante el choque negativo debido a la reducción de la oferta de crédito.

Cuadro 7
Relación entre los saldos de crédito agrícola y la expansión crediticia por parte del gobierno

	Variable dependiente: Log (saldos al 31 de diciembre)		
	Muestra completa	Solo ICR extendido	Solo LEC
	(1)	(2)	(3)
I [elegibilidad = 1] (E)	0,265*** (0,025)	-0,184*** (0,047)	0,552*** (0,023)
I [año ≥ 2007] (T)	-0,081*** (0,009)	-0,083*** (0,009)	-0,096*** (0,012)
I [elegibilidad = 1] * I [año ≥ 2007] (E * T)	0,227*** (0,013)	0,223*** (0,023)	0,233*** (0,014)
Tendencia lineal * I [elegibilidad = 1] (t * E)	-0,053*** (0,005)	-0,067*** (0,003)	-0,114*** (0,004)
R-cuadrado	0,695	0,716	0,757
Observaciones	3.329.021	2.182.834	2.187.779

Nota: esta regresión estima la variación observada en los saldos de crédito (al 31 de diciembre) de todos los beneficiarios de crédito en condiciones Finagro, como una función de una variable binaria (E) que toma el valor de 1 si el individuo era potencialmente elegible de obtener ICR extendido o LEC, 0 de lo contrario, y una variable dicotómica (T) que es igual a 1 si el saldo observado es al 31 de diciembre de 2007 o posterior, cuando se produjo la expansión sobre el crédito agropecuario por parte del gobierno colombiano. Adicionalmente, se incluyó una tendencia lineal (t), la interacción de la variable de elegibilidad y tiempo (E * T), al igual que la interacción entre la variable de elegibilidad y la tendencia lineal (t * E). El parámetro de interés es el asociado con (E * T) y captura el efecto de la expansión crediticia (medida como el aumento en los saldos de crédito) a partir de 2007 sobre aquellos productores potencialmente elegibles de acceder a ICR extendido o LEC. Esta regresión se estimó bajo la metodología de efectos fijos por individuo y municipio. Para la regresión de la columna (1), el grupo de tratamiento corresponde a todos los saldos registrados cuyos beneficiarios eran potencialmente elegibles de recibir ICR extendido o LEC. El grupo de control es el resto del universo de saldos registrados. Para la columna (2) el grupo de tratamiento son aquellos potencialmente elegibles de haber recibido ICR extendido, por lo que el grupo de control incluye los potencialmente elegibles de ICR general y aquellos sin ningún tipo de elegibilidad potencial. Para la regresión de la columna (3) el grupo de control son aquellos potencialmente elegibles de haber recibido LEC, mientras que el grupo de control se compone solo de aquellos sin ningún tipo de elegibilidad.

Parámetros estadísticamente significativos a *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Errores estándar corregidos a nivel de municipio en paréntesis.

Fuentes: Finagro; cálculos de los autores.

Cuadro 8
Relación entre los desembolsos de crédito agrícola y la expansión crediticia por parte del gobierno

	Variable dependiente: Log (desembolsos)		
	Muestra completa	Solo ICR extendido	Solo LEC
	(1)	(2)	(3)
I [elegibilidad = 1] (E)	0,302*** (0,024)	0,461*** (0,081)	0,262*** (0,029)
I [año ≥ 2007] (T)	0,010 (0,010)	0,023** (0,010)	0,018 (0,014)
I [elegibilidad = 1] * I [año ≥ 2007] (E * T)	0,179*** (0,018)	0,381*** (0,066)	0,138*** (0,021)
Tendencia lineal x I [elegibilidad = 1] (t * E)	0,070*** (0,003)	-0,117*** (0,020)	-0,034*** (0,006)
R-cuadrado	0,289	0,336	0,316
Observaciones	1.371.692	906.004	1.034.110

Nota: esta regresión estima la variación observada en los desembolsos otorgados anualmente a todos los beneficiarios de crédito en condiciones Finagro, como una función de una variable binaria (E) que toma el valor de 1 si el individuo era potencialmente elegible de obtener ICR extendido o LEC, 0 de lo contrario, y una variable dicotómica (T) que es igual a 1 si el saldo observado es al 31 de diciembre de 2007 o posterior, cuando se produjo la expansión sobre el crédito agropecuario por parte del gobierno colombiano. Adicionalmente, se incluyó una tendencia lineal (t), la interacción de la variable de elegibilidad y tiempo (E * T), al igual que la interacción entre la variable de elegibilidad y la tendencia lineal (t * E). El parámetro de interés es el asociado con (E * T) y captura el efecto de la expansión crediticia (medida en el aumento de los desembolsos) a partir del 2007 sobre aquellos productores potencialmente elegibles de acceder a ICR extendido o LEC. Esta regresión se estimó bajo la metodología de efectos fijos por individuo y municipio. Para la regresión de la columna (1), el grupo de tratamiento corresponde a todos los saldos registrados cuyos beneficiarios eran potencialmente elegibles de recibir ICR extendido o LEC. El grupo de control es el resto de saldos registrados. Para la columna (2), el grupo de tratamiento son aquellos potencialmente elegibles de haber recibido ICR extendido, por lo que el grupo de control incluye los potencialmente elegibles de ICR general y aquellos sin ningún tipo de elegibilidad potencial. Para la regresión de la columna (3), el grupo de control son aquellos potencialmente elegibles de haber recibido LEC, mientras que el grupo de control se compone solo de aquellos sin ningún tipo de elegibilidad.

Parámetros estadísticamente significativos a *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Errores estándar corregidos a nivel de municipio en paréntesis.

Fuentes: Finagro; cálculos de los autores.

2. Política macroprudencial¹²

Como mencionamos en la introducción, los fuertes auges de crédito por lo general luego derivan en fuertes contracciones de los mismos como sucedió en los años previos y durante la crisis financiera internacional más reciente de 2007-2009, y en la crisis de Colombia en 1997.

Sin embargo, la política monetaria por sí misma enfrenta un dilema al tratar de controlar el crecimiento excesivo del crédito mediante elevación de las tasas de interés. En una economía emergente abierta como la colombiana, frente a bajas tasas de interés internacionales, la elevación de las tasas de interés de política resulta en masivas entradas de capitales, las cuales constituyen fuentes de financiamiento de la expansión del crédito y, en estas circunstancias, el objetivo de controlar el crecimiento excesivo del crédito es en vano.

En estas condiciones, es necesaria la combinación de la política monetaria con la política macroprudencial. En Colombia uno de los factores que ha influenciado el comportamiento del crédito en nuestro período de análisis ha sido el uso de políticas macroprudenciales como examinaremos a continuación. Primero, describiremos las políticas macroprudenciales más importantes que se utilizan en el mundo, y luego su uso y efectividad en Colombia.

2.1 Herramientas macroprudenciales en el mundo

Las crisis financieras internacionales de 2007-2009 pusieron de manifiesto que la regulación bancaria vigente era insuficiente para prevenir auges excesivos de crédito que desencadenaban en colapsos. Antes de estas crisis, la regulación financiera se basaba principalmente en mantener una relación de solvencia de las instituciones financieras donde se estipulaban unos requerimientos de capital mínimo (9% de los activos ponderados por riesgo en el caso de Colombia).

Como señala Shin (2012), los principales problemas de tener en cuenta solo la relación de solvencia de cada institución financiera individual implica el dejar de lado: 1) el crecimiento excesivo del crédito; 2) su carácter procíclico, y 3) descuidar el lado de los pasivos del balance de los bancos.

En cuanto al crecimiento excesivo de los activos, durante un auge crediticio los indicadores de riesgo son temporalmente bajos y esto, en combinación con una alta rentabilidad de los bancos, tiende a mejorar las razones de capital bancario; no obstante, al tiempo se están acumulando vul-

nerabilidades sistémicas. En Europa, justo antes de las crisis financieras de 2007-2009, las razones de capital estuvieron en su nivel más alto y no emitieron alertas oportunas.

Del mismo modo, el crecimiento de los activos es procíclico y aumenta con el apalancamiento. El rasgo distintivo del ciclo de apalancamiento del sector bancario es que oscila con el tamaño del balance (en el que el patrimonio es la variable predeterminada). En tiempos de auge parte del aumento de los activos puede deberse a mejores condiciones económicas; sin embargo, la reciente evidencia empírica muestra que el carácter procíclico del sector bancario se debe, en parte, a cambios en la capacidad de asumir riesgos por parte de los propios bancos (Shin, 2012).

En cuanto a la gestión de su balance, durante un auge crediticio los bancos lo financian no solo con sus depósitos tradicionales (como cuentas corrientes y cuentas de ahorro), sino también utilizan los llamados pasivos *non core* (como aquellos en moneda extranjera que tienden a ser de corto plazo). En una economía emergente abierta el rápido incremento de pasivos *non core* se vería como entradas de capital vía aumentos de los pasivos en moneda extranjera. Estos últimos desempeñan un papel clave para diagnosticar una posible inestabilidad financiera ante una rápida reducción del financiamiento a medida que se deterioran las condiciones crediticias mundiales. Adicionalmente, los pasivos *non core* pueden servir como indicador de “presión de oferta” de liquidez mundial cuando existen políticas monetarias laxas en las economías avanzadas.

Después de la crisis, las principales herramientas de política macroprudencial están diseñadas para tener en cuenta los problemas mencionados. Las más utilizadas mundo son:

1. Herramientas del lado de los activos que limitan el crecimiento de los préstamos bancarios en forma directa:

- Límite a la razón préstamo/valor (LTV): restringe el monto del préstamo para que no exceda de un porcentaje del valor de los activos en garantía.
- Límite a la razón servicio de deuda/ingreso (DTI): opera acotando los costos del servicio de la deuda de los deudores, de manera que no excedan de un porcentaje de sus ingresos verificados.
- Límites a la razón (préstamos/depositos): restringe el crecimiento del crédito al atarlo al crecimiento de los depósitos.

12 Esta sección fue elaborada con la colaboración de Martha López.

2. Herramientas del lado de los pasivos que limitan la vulnerabilidad a los descalces de moneda y liquidez:

- Impuestos a los pasivos *non core*: el acervo de estos pasivos refleja la etapa del ciclo financiero y el alcance de la infravaloración del riesgo en el sistema financiero. Este instrumento es más efectivo durante los auges cuando los pasivos *non core* son mayores y, además, reducen la vulnerabilidad de economías abiertas ante reversiones de flujos de capitales.
- Requisito de reserva no remunerada (encaje): la forma más tradicional de control de capital es el requisito de reserva no remunerada (URR, por su sigla en inglés) o de encaje donde se exige a los importadores o a las empresas que quieren endeudarse en el exterior un depósito de cierta fracción en el banco central.
- Límites de descalce y endeudamiento en operaciones en moneda extranjera.

3. Las dirigidas al capital bancario que limitan el crecimiento del crédito.

- Requisitos de capital que se ajustan a lo largo del ciclo. Provisiones contracíclicas: son requerimientos de capital que contrarrestan el ciclo de crédito o el económico.
- Provisiones orientadas a futuro: exigen la acumulación de un “colchón” de absorción de pérdidas en forma de provisiones al momento de efectuar el préstamo.
- Límites de apalancamiento: al atar activos totales al capital del banco se pueden imponer límites al apalancamiento de los bancos como una forma de restringir el crecimiento de los activos.

Existen otros instrumentos macroprudenciales que se enumeran y describen en el Anexo 4.

En un estudio reciente de Zohair *et al.* (2019) se analiza el uso de herramientas macroprudenciales a diciembre de 2016 en economías emergentes y avanzadas. En el Gráfico 7 se observa que en las economías emergentes la herramienta más utilizada es la de los límites a la posición de moneda extranjera de los intermediarios financieros, por cuanto estas economías están sujetas a fuertes movimientos de flujos de capitales. En cambio, en las economías avanzadas la herramienta más utilizada es el límite a la razón préstamo/valor (LTV) debido a la mayor preocupación por el sector de vivienda.

En el mismo estudio, utilizando una metodología de *propensity score*, se encuentra que el impacto de una política restrictiva calculada con un índice agregado de políticas

macroprudenciales muestra: 1) una caída en el crecimiento del crédito de los hogares de 0,8 pp considerando todos los países, y 2) una caída del crecimiento del consumo en 2 pp para países emergentes, así como una contracción del crecimiento del crédito a los hogares de 1,5 pp. También, al hacer el análisis para algunos instrumentos individuales, sobresale el LTV, donde en países emergentes, una política restrictiva reduce el crédito a los hogares en cerca de 6 pp y el crecimiento del consumo en 0,8 pp después de un año.

2.2 Efecto de herramientas macroprudenciales sobre el crédito en el caso de Colombia

Desde 1999 se han implementado diversas medidas macroprudenciales en Colombia, tanto permanentes como transitorias. Las más sobresalientes fueron las implementadas para controlar el auge de crédito local y externo presentado entre 2007-2008, cuando las tasas de interés internacionales se encontraban en niveles muy bajos y fue necesario complementar la política monetaria restrictiva en el país con la política macroprudencial. A continuación describimos las más importantes y sus efectos sobre el crecimiento del crédito.

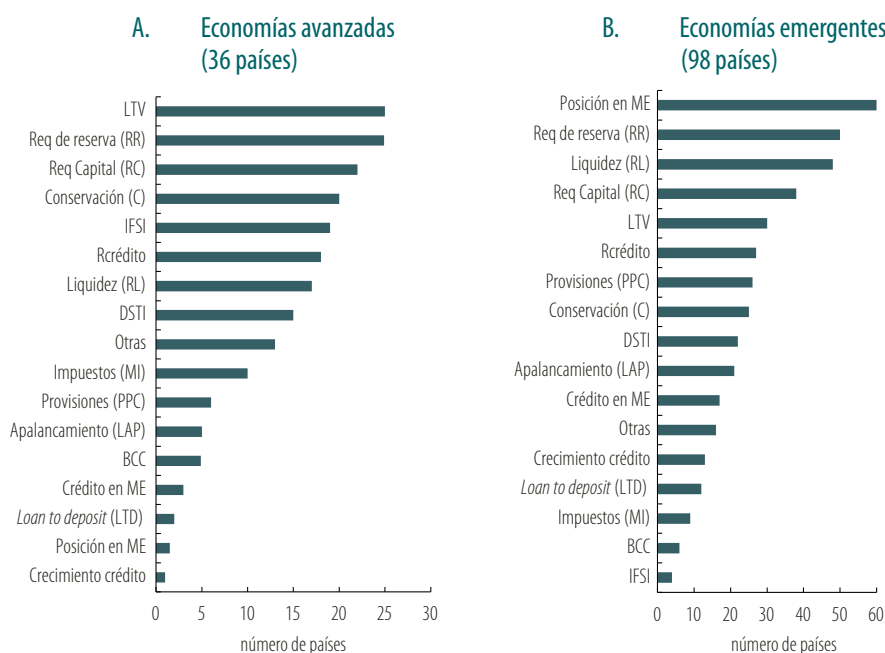
LTV en sector de vivienda: el nivel de apalancamiento del sector de vivienda no estaba regulado y era de cerca del 90% antes de la crisis de 1997. A raíz de la crisis hipotecaria se implementó la Ley de Vivienda 546 de 1999, con la cual se puso un límite a la razón préstamo/valor del 70% para los créditos de vivienda. Esta medida es de carácter permanente. Con respecto a esta herramienta no se tienen estudios acerca de su impacto sobre el crecimiento del crédito, pero a pesar de que las fluctuaciones de los precios de la vivienda han sido tan marcadas como en la década de los noventa, la cartera hipotecaria se ha mantenido con buena calificación y no se ha presentado un endeudamiento excesivo en este sector.

Provisiones contracíclicas: para controlar el auge crediticio que se presentó entre enero de 2007 y octubre de 2008, en julio de 2007 se introdujo un requisito de provisiones contracíclicas a los intermediarios financieros. La medida es de carácter permanente. De acuerdo con un estudio de López *et al.* (2014), que utiliza la metodología de *propensity score*, el efecto de la medida sobre el crédito fue que entre septiembre de 2007 a junio de 2011 esta regulación disminuyó el monto de los créditos en cerca del 10%.

Requerimientos marginales de reservas en depósitos bancarios: como medida complementaria a las provisiones contracíclicas, en mayo de 2007 se implementaron, además, requerimientos marginales de reservas en depósitos bancarios. Inicialmente se fijaron en 27% para las cuentas corrientes y depósitos a la vista, en 12,5% para las cuentas de

Gráfico 7
Uso de herramientas macroprudenciales a diciembre de 2016^{a/}

En los países avanzados el instrumento macroprudencial más utilizado es la relación *loan to value* dada la importancia del sector de vivienda, mientras que en las economías emergentes es la posición en moneda extranjera de los bancos, ya que estas economías están muy expuestas a flujos de capitales. Los requerimientos de reserva son los segundos instrumentos más utilizados en cada categoría de países.



a/ Para las definiciones véase el Anexo 4.

Nota: el gráfico muestra el número de economías que han usado un instrumento específico a diciembre de 2016.

Fuente: Zohair *et al.* (2019).

ahorro y en 5% para los certificados de depósito y bonos con vencimiento a más de dieciocho meses. Posteriormente, el 15 de junio el requerimiento para cuentas de ahorro también se fijó en 27%. Esta medida fue de carácter transitorio y estuvo vigente hasta octubre de 2008. Según un estudio de Gómez *et al.* (2017) mediante metodología de diferencias en diferencias, se encontró que el efecto fue que un incremento de 10 pp en los requerimientos de reserva (2006-2009) llevó a una caída de 0,8 pp del crecimiento del crédito después de un año.

Límites a la exposición en moneda extranjera de los intermediarios financieros: desde 2000 se tomaron medidas directas e indirectas para limitar la exposición a moneda extranjera de los intermediarios financieros. Estas han variado desde su implementación de acuerdo con las entradas de flujos de capitales. En 2001 se estableció que la posición propia (diferencia entre todos los derechos y obligaciones en moneda extranjera) no podía ser superior al 20% y tenía un límite inferior del 5% del capital bancario. En octubre de 2004 se estableció que la posición propia de contado (diferencia entre activos y pasivos en moneda

extranjera) no debe ser negativa y menor al 50% del capital bancario. En mayo de 2007 se introdujo la posición bruta de apalancamiento (suma de derechos y obligaciones de derivados) y que esta no puede ser superior al 500% del capital bancario. En cuanto a estas medidas no se tienen estudios del efecto sobre el crédito, pero desempeñan un papel importante en controlar su crecimiento, como se mencionó en la introducción de esta sección.

Controles de flujos de capital externos (URR) introducidos en mayo de 2007: solo se aplicó a deuda en moneda extranjera (mayo de 2007) y al portafolio de inversiones (junio de 2007) de los no residentes. Consistían en requerimientos de encaje no remunerado (URR) por seis meses. El monto era el 40% de la cantidad nominal de la deuda, pagado por el prestatario; existían penalidades decrecientes en el tiempo por retirar fondos, las cuales iban del 9,4% al 1,6% de la reserva, dependiendo del tiempo de espera. Los depósitos eran más bajos (11%) para la deuda en moneda extranjera para prefinanciamiento de exportaciones. Los bancos estaban exentos. En octubre de 2008 todas las medidas habían sido eliminadas.

En cuanto a esta medida, en Fabiani *et al.* (2019) se hace un análisis de su efecto sobre el crédito total de las empresas. Aquí presentamos un resumen de aquellos resultados. La información trimestral corresponde a microdatos para el crédito local, provista por la Superintendencia Financiera de Colombia (formato 341). Los datos de deuda en moneda extranjera provienen de la balanza de pagos del Banco de la República, así como los datos a nivel de firma sobre importaciones y exportaciones. También, se utiliza información de la hoja de balance de los bancos. Los datos anuales utilizados corresponden a información de la hoja de balance a nivel de las firmas (2005-2008) según la Superintendencia de Sociedades de Colombia, con clasificación de cuatro dígitos subsectorial.

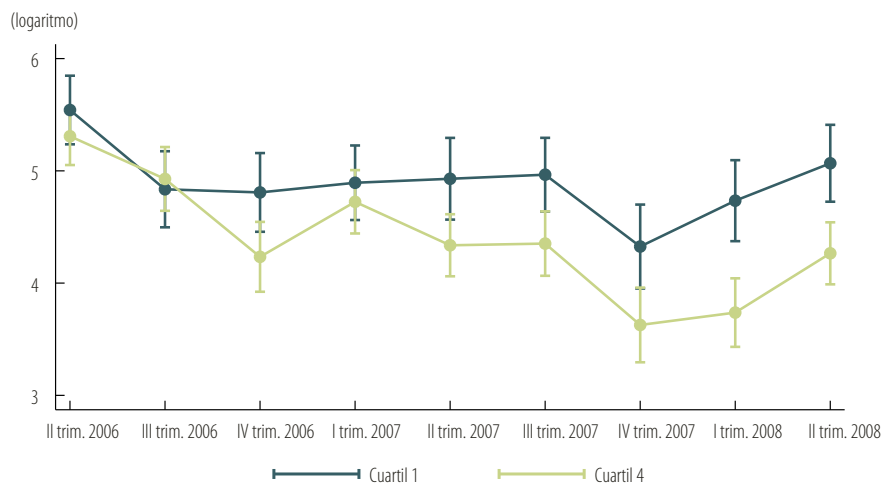
Para estimar el efecto de la medida sobre el crédito total (interno más externo) construimos un contrafactual de lo que hubiese pasado a la deuda si no se hubiesen aplicado los controles de capitales. Para esto utilizamos una variable que calcula la exposición de las firmas a la medida de URR (el promedio entre el primer trimestre de 2005 y el primero de 2007 de los flujos de deuda externa

de cada firma como porcentaje de sus activos). Las firmas de menor exposición a la medida son aquellas que están en el cuartil 1 de la muestra, y las más afectadas las que se encuentran en el cuartil 4. Tomamos como base de comparación el primer trimestre de 2006. Para la proyección lineal se estiman los parámetros haciendo una regresión entre los flujos de la deuda y la interacción entre *trimestre * cuartil*.

De esta manera, como se observa en el Gráfico 8, la predicción lineal de las firmas del cuartil 4 y del cuartil 1 no era estadísticamente diferente hasta el primer trimestre de 2007. Con la introducción de la medida, en el segundo trimestre de 2007 se comienza a observar una diferencia, que para el segundo trimestre de 2008 representa un 50%. Posteriormente, en una segunda etapa se procede al igual que en el caso de los choques de liquidez explicados en la sección 1, y se establece que tanto las exportaciones como las importaciones se vieron afectadas por el choque de controles a los flujos de capitales y que, dado que las firmas exportadoras estaban menos restringidas, el impacto del choque sobre aquellas fue menor.

Gráfico 8
Predicción lineal: flujos de crédito totales por exposición a deuda externa directa (logaritmo)

Hasta el primer trimestre de 2007 el endeudamiento total de las firmas más expuestas al endeudamiento externo (cuartil 4) y las menos expuestas (cuartil 1) fue estadísticamente igual. Una vez introducida la medida de controles a los flujos de capitales, el endeudamiento de las firmas más expuestas fue disminuyendo hasta ser inferior en un 50% con respecto al de las menos expuestas.



Nota: se construye un contrafactual de lo que hubiese pasado a la deuda si no se hubiesen aplicado los controles de capitales. Para esto utilizamos una variable que calcula la exposición de las firmas a la medida de URR (el promedio entre el primer trimestre de 2005 y 2007 de los flujos de deuda externa de cada firma como porcentaje de sus activos). Las firmas de menor exposición a la medida son aquellas que están en el cuartil 1 de la muestra y las más afectadas las que se encuentran en el cuartil 4. Tomamos como base de comparación el primer trimestre de 2006. Para la proyección lineal se estiman los parámetros haciendo una regresión entre los flujos de la deuda y la interacción entre *trimestre*cuartil*.

Errores estándar agrupados a nivel de empresa. Los intervalos de confianza se reportan al 90%.

Fuente: Fabiani *et al.* (2020).

3. Efectos de la política monetaria sobre el crédito¹³

Como se mencionó en la sección anterior, en ciertas circunstancias es necesaria la combinación de políticas macroprudenciales y de tasas de interés de política monetaria para hacer frente a auges excesivos del crédito que puedan desembocar en fuertes contracciones del mismo una vez suceda un desapalancamiento del sistema financiero.

No obstante, ante una contracción o expansión del crédito por razones de liquidez, como los descritos en la sección 1, la política monetaria puede ayudar a reactivar la economía. Su efecto sobre el crédito y el sector real fue analizado en dicha sección, cuantificando sus efectos ante esos choques específicos.

En esta sección analizamos el impacto de la política monetaria durante el ciclo del crédito, no solamente en ciertos eventos sino considerando el período completo entre 2000 y 2017. En primera medida describiremos los ejercicios para los tradicionales canales de transmisión de política monetaria de tasas de interés y de crédito, y en segunda medida presentaremos el canal de transmisión desarrollado más recientemente en los niveles empírico y teórico: el canal de toma de riesgo.

3.1 Política monetaria y canales de tasas de interés y de crédito en Colombia

Comprender los efectos y la oportunidad de la política monetaria es fundamental para los bancos centrales, porque solo así pueden actuar con la confianza que sus acciones tendrán los resultados deseados. Esto requiere un conocimiento profundo de los distintos mecanismos por los cuales las decisiones de política monetaria se transmiten a la economía, así como de una medida precisa de la magnitud y de los rezagos con los que se manifiesta cada canal. Dos de los principales mecanismos de transmisión, que están altamente interrelacionados, son los canales de tasas de interés y de crédito.

El canal de tasas de interés se refiere al efecto directo de los cambios en la tasa de política sobre otras tasas del sistema financiero, por ejemplo, las tasas de consumo o de vivienda (Bernanke y Blinder, 1988). Como lo mencionan Beyer *et al.* (2017), la teoría a este respecto sostiene que un cambio en la tasa de política nominal por parte de un banco central afecta directamente las tasas de interés de mercado, e indirectamente las tasas que los bancos comerciales establecen para otorgar préstamos y obtener depósitos. De igual for-

ma, y dada la hipótesis de expectativas de la estructura a término, un cambio en las tasas de interés de corto plazo, se refleja en un aumento consecuente en las tasas de largo plazo. Los efectos de cambios en las tasas nominales se transfieren a sus contrapartes reales dado que los precios, en general, se mantienen fijos en el corto plazo lo que afecta los costos del endeudamiento de las empresas y los hogares. Estos cambios alteran directamente las decisiones de consumo y de inversión de los agentes.

El canal de crédito, por su parte, se enfoca en los efectos indirectos de los cambios en la política monetaria sobre la oferta y la demanda de crédito (Bernanke y Gertler, 1989)¹⁴. La teoría sobre el canal de crédito indica que las imperfecciones en el mercado crediticio (información asimétrica o dificultades para hacer cumplir los contratos, por ejemplo) generan una brecha para los agentes entre el costo de oportunidad de usar recursos propios o de recurrir a recursos externos. Esta brecha, que se conoce como la prima de financiamiento externo, depende de la política monetaria porque un aumento en la tasa de política reduce el valor de los activos que los hogares y las empresas utilizan como colateral, lo que da como resultado condiciones de crédito más estrictas. Esta reducción en el valor del colateral aumenta la prima de financiamiento externo, desalentando así las decisiones de inversión y consumo¹⁵.

En esta sección se estudia empíricamente la presencia y la magnitud de los canales de tasas de interés y de crédito en Colombia durante el período 2001-2018. Específicamente, se muestra que una relajación de la política monetaria se refleja inmediatamente en una disminución en otras tasas de interés del sistema financiero, confirmando así la presencia del canal de tasas de interés. Asimismo, los resultados indican que una tasa de política más laxa mejora las condiciones financieras de las empresas, en términos de ingresos, lo que a su vez genera un aumento en su demanda de crédito. Este resultado muestra la presencia de un canal de crédito activo.

Al igual que en las secciones 1 y 2 de este artículo, una de las mayores dificultades para estimar la respuesta causal de los canales de tasa de interés y de crédito a los cambios en la política monetaria es lograr identificar un componente

13 Esta sección fue elaborada con la colaboración de José David Pulido y Anderson Grajales.

14 Bernanke y Gertler (1995) mencionan, en este sentido, que el canal de crédito no es independiente del canal de tasas de interés. Los autores argumentan que el canal de crédito es un mecanismo de *aceleración* y no un canal verdaderamente independiente o paralelo.

15 En la literatura, este componente específico del canal de crédito, que se centra en la posición financiera de los prestatarios se denomina canal de la hoja de balance (*balance sheet channel*). El otro componente, el canal de préstamos bancarios (*bank lending channel*), se centra en los efectos de los cambios en la tasa de política sobre la disponibilidad de crédito, pero analiza los efectos que esta tiene en la posición financiera de los prestamistas (Bernanke y Blinder, 1988). Una breve descripción de los diferentes canales de transmisión identificados en la literatura se encuentra en Beyer *et al.* (2017).

exógeno en los cambios en la tasa de política. Esto es, para estimar los efectos de los cambios en la tasa de política en variables como la actividad económica y la inflación, es necesario aislar el efecto que estas variables, a su vez, tienen en la determinación de la tasa de política. En esta sección se solventa este problema usando una metodología que permite aislar primero el componente exógeno de los movimientos de la tasa de política y luego estimar la respuesta conjunta de las variables de interés usando únicamente las variaciones observadas en dicho componente. El método usado se conoce en la literatura especializada como modelo estructural de vectores autorregresivos identificado con instrumentos externos (*proxy* SVAR); los detalles respecto a su especificación, estimación y robustez de sus resultados se encuentran en el Anexo 5.

Con dicha metodología se evaluó el impacto de choques exógenos de política monetaria sobre trece variables de interés, cuatro de ellas son tasas de interés (total, de consu-

mo, comercial y de vivienda) y sus correspondientes niveles del acervo de cartera y cinco indicadores provenientes de firmas (ingresos operacionales, beneficios, patrimonio total, pasivos totales y apalancamiento), estas últimas construidas agregando microdatos con información de estados financieros de las empresas que reportan a la Superintendencia de Sociedades. Con dichas variables se pretende verificar la existencia y oportunidad de los canales de tasa de interés y de crédito.

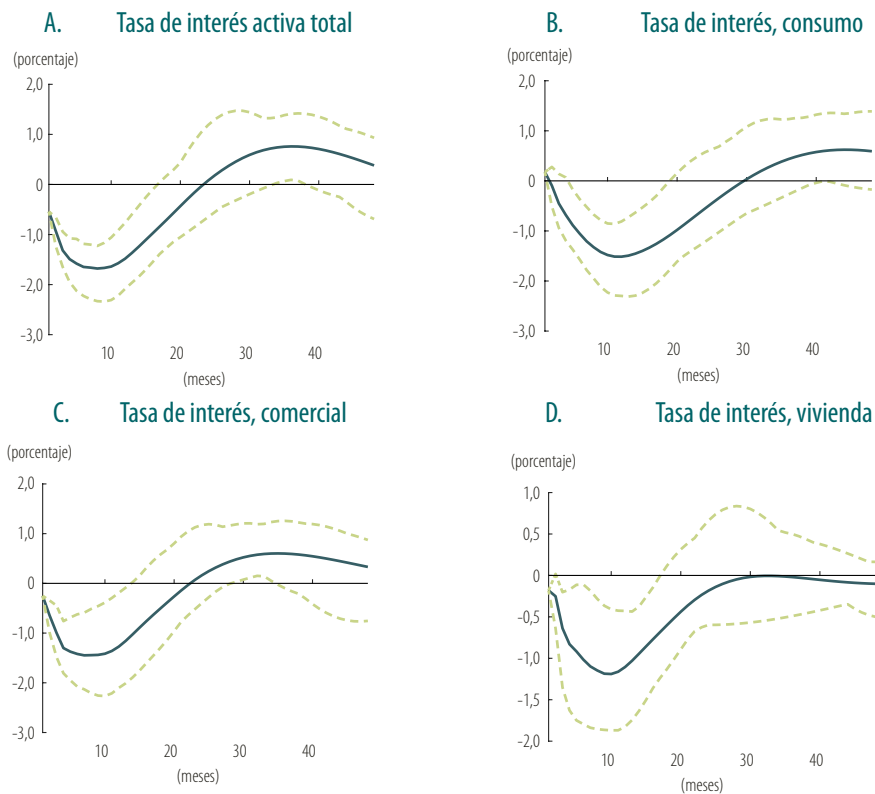
Los gráficos 9 a 11 muestran los efectos sobre las variables analizadas de un choque monetario expansivo (una reducción en la tasa de política) que corresponde a una reducción de 100 puntos básicos (pb) en la tasa interbancaria (TIB)¹⁶. La relevancia del canal de tasa de interés es clara, dados los resultados que se muestran en el Gráfico 9. La reducción en la tasa de política da como resultado una disminución

16 En el gráfico A5.4 del Anexo 5 se muestra la respuesta de la TIB ante este choque.

Gráfico 9

Respuesta de las tasas activas a una sorpresa de política monetaria que reduce 100 pb la tasa interbancaria (TIB) (porcentaje)

Tras una expansión monetaria las tasas de mercado presentan disminuciones de menor magnitud a la registrada por la TIB y muestran alta persistencia. La tasa de consumo responde con rezago, mientras que la de vivienda responde en menor medida, comparada con las otras tasas.



Nota: impulso-respuesta generados por un modelo estructural de vectores autorregresivos identificado con instrumentos externos (*proxy*-SVAR); los detalles respecto a su especificación, estimación y robustez de sus resultados se encuentran en el Anexo 5. Intervalos al 95% de confianza construidos por *wild bootstrap* con 1.000 réplicas.

Fuente: Banco de la República; cálculos de los autores.

en la tasa de interés activa total algo menor en magnitud a la observada para la TIB, pero cuyos efectos permanecen activos durante el mismo período (cerca de doce meses). Dentro de los componentes de la tasa activa total, observamos comportamientos similares en las tasas de consumo y comercial, aunque la primera demora un poco más en responder al choque monetario y, al tiempo, es más persistente. La tasa de interés de los préstamos para vivienda, mientras tanto, reacciona en la misma dirección que la TIB, pero en menor medida, disminuyendo aproximadamente 80 pb menos que esta.

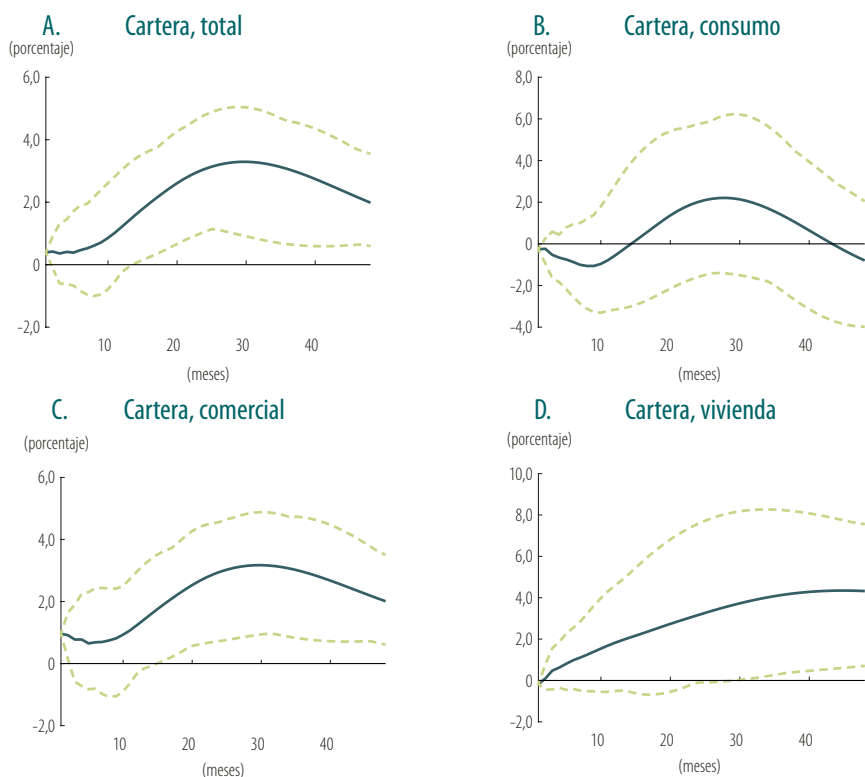
Los efectos de la expansión monetaria en la demanda de crédito se muestran en el Gráfico 10. En este caso observamos el mayor impacto en la respuesta de la cartera comercial, que muestra un aumento de cerca del 3% con un retraso de aproximadamente quince meses. La respuesta de la cartera comercial, que representa cerca del 60% de la cartera total, es muy persistente: incluso tras cincuenta me-

ses luego de que se haya producido el choque monetario, continuamos observando sus efectos en esta variable. La cartera de vivienda solo reacciona a la reducción de la tasa de política casi dos años después de que esta se efectúa. Sin embargo, su respuesta muestra una magnitud similar a la de la cartera comercial, aunque la estimación de su valor es más incierta, en comparación con la observada para los otros tipos de cartera. A diferencia de los dos componentes mencionados, la cartera de consumo no reacciona significativamente a la expansión monetaria. El comportamiento de la cartera total sigue de cerca la dinámica de la cartera comercial, reaccionando positivamente a un choque monetario expansivo. Este resultado muestra que durante el período de análisis el canal de crédito estuvo activo y que, por tanto, la política monetaria tiene un efecto significativo en la disponibilidad de crédito.

Nuestros resultados son acordes con lo que la literatura describe para otros países. A este respecto, Piffer (2018)

Gráfico 10
Respuesta del crédito ante una sorpresa de política monetaria que reduce 100 pb la TIB
(porcentaje)

El efecto de la expansión monetaria sobre el crédito se siente principalmente en la cartera comercial. La cartera de vivienda, por su parte, responde con un rezago importante mientras que la cartera de consumo no reacciona significativamente.



Nota: impulso-respuesta generados por un modelo estructural de vectores autorregresivos identificado con instrumentos externos (*proxy-SVAR*); los detalles con respecto a la especificación, estimación y robustez de sus resultados se encuentran en el Anexo 5. Intervalos al 95% de confianza construidos por *wild bootstrap* con 1.000 réplicas. Fuente: Banco de la República; cálculos propios.

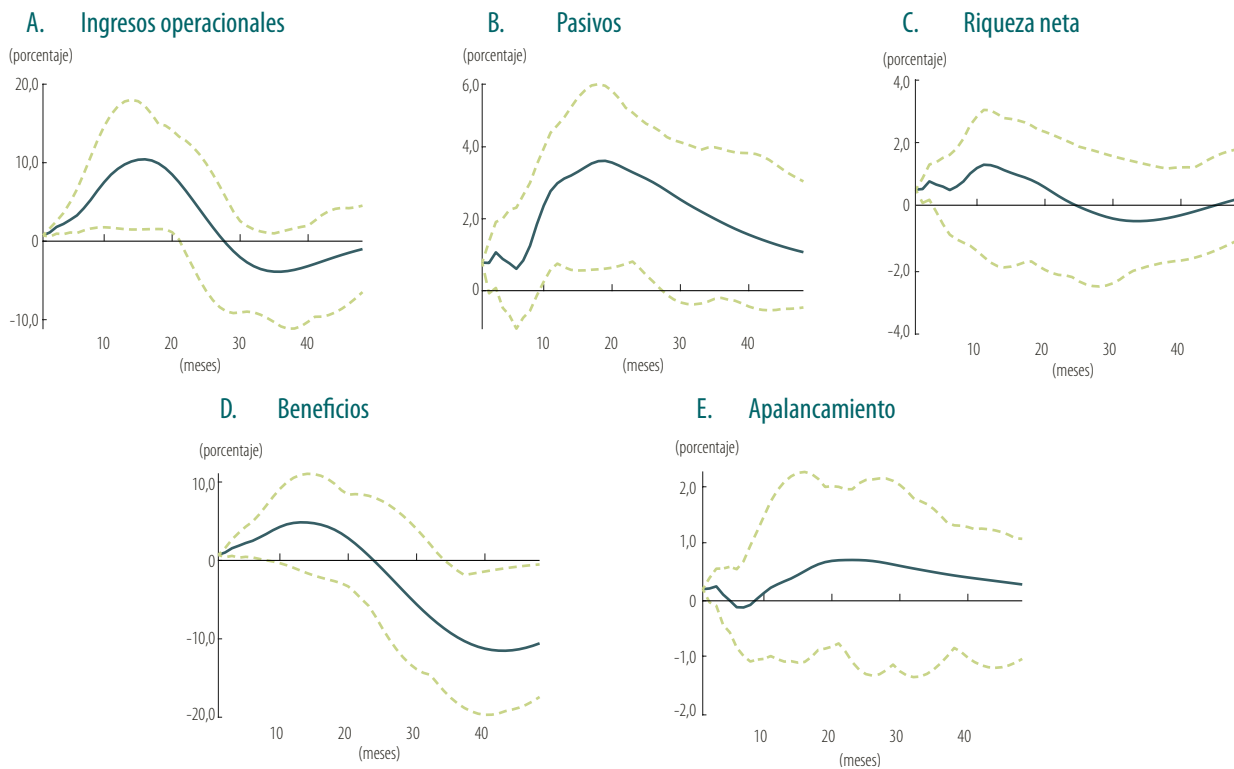
encuentra que ante un choque monetario de 80 pb los diferentes tipos de préstamos en los Estados Unidos (total, comercial, de consumo y para los hogares) crecen entre 0,6% y 2%, y muestran una gran persistencia, pues el efecto del choque se mantiene incluso luego de dieciséis trimestres. También, Den Hann *et al.* (2007) encuentran para los Estados Unidos que ante un choque monetario los préstamos comerciales e industriales (controlando por inventarios) crecen alrededor del 1,5%, con una persistencia significativa que se observa por casi cuatro años. Ciccarelli *et al.* (2015) estudian la respuesta de la demanda de crédito en los Estados Unidos y Europa. Los autores muestran que tras un choque de política monetaria en la zona del euro los créditos comerciales, de vivienda y para los consumidores caen cerca de 4%, 9% y 3%, respectivamente. Ante un choque de igual magnitud, la respuesta de estas variables en Estados Unidos es menor: 3%, 3% y 1,5%, en su orden. Mahathanaseth (2019) encuentra que para el caso de Tailandia la respuesta de los préstamos a un choque monetario

depende del tamaño de los bancos que proveen el crédito. Los préstamos en los bancos grandes solo disminuyen alrededor de un 0,3% mientras que para los bancos pequeños la caída alcanza un poco más del 2%. Para el caso colombiano, Quintero (2015) encuentra que, de los canales de transmisión, el de tasa de interés es el más importante en el corto plazo (este resultado también se encuentra para México). En contraste con nuestros resultados, Quintero (2015) no encuentra evidencia de la presencia de los canales de crédito o de hoja de balance en Colombia.

Ante este escenario, cabría preguntarse si este aumento en la cartera se explica por un incremento en la oferta o en la demanda de crédito. El Gráfico 11 muestra evidencia a favor de los efectos por el lado de la demanda con base en la respuesta de las variables financieras de las firmas. En este sentido, observamos que una política monetaria más holgada da como resultado un aumento sostenido en el ingreso operacional de las empresas, proporcionando un incen-

Gráfico 11
Respuesta de las variables financieras de las firmas a una sorpresa de política monetaria que reduce 100 pb la TIB (porcentaje)

Una expansión monetaria se traduce en un aumento sostenido del ingreso operacional de las empresas y sus beneficios, lo que incentivaría su demanda de crédito. Así, la respuesta de las variables financieras de las firmas provee evidencia en favor de un efecto de la política monetaria explicada por el lado de la demanda.



Nota: Impulso-respuesta generados por un modelo estructural de vectores auto regresivos identificado con instrumentos externos (*proxy-SVAR*); los detalles respecto a la especificación, estimación y robustez de sus resultados se encuentran en el Anexo 5. Intervalos al 95% de confianza construidos por *wild bootstrap* con 1.000 réplicas.

Fuente: Supersociedades; cálculos propios

tivo plausible para el aumento de su demanda de crédito. La mejora en las condiciones financieras de las empresas también se observa en la respuesta inicial de los beneficios y en un aumento significativo de los pasivos. No se encontraron efectos significativos sobre la riqueza neta o el nivel de apalancamiento.

Los anteriores resultados son acordes con algunos estudios empíricos recientes para otros países que utilizan una similar estrategia de identificación. Por ejemplo, Piffer (2018), con datos de los Estados Unidos y usando también un *proxy* SVAR, muestra que el canal de crédito para ese país tiene una magnitud similar y permanece activo por aproximadamente el mismo tiempo (1,5 años). Respecto a la respuesta de la cartera, encuentra un rezago similar en la comercial, pero, en contraste con el caso colombiano, para los Estados Unidos la cartera total responde solo hasta tres años después de haberse realizado la expansión monetaria.

En conclusión, la evidencia empírica sugiere que el efecto positivo para la economía de una relajación en la política monetaria se transmite por el canal de crédito, especialmente impulsado por la mejora en las condiciones financieras de los prestatarios, en particular de las empresas. Como se menciona, este comportamiento es consistente con un componente del canal de la hoja de balance que se evidencia activo.

3.2 Canal de transmisión de la política monetaria de toma de riesgo¹⁷

El segundo aspecto importante para tener en cuenta dentro de los factores de política monetaria que afectaron la oferta de crédito en el período 2000-2017 es el de la toma de riesgo por parte de los intermediarios financieros.

Después de las recientes crisis financieras internacionales de 2007-2009, surgió una nueva teoría acerca de la transmisión de la política monetaria: el canal de toma de riesgo, la cual cobró importancia debido a que ninguna de las teorías vigentes acerca del crédito pudo explicar satisfactoriamente la magnitud de las crisis financieras.

Los primeros en acuñar la teoría fueron Borio y Zhu (2012) y Adrian y Shin (2010). Como señalan los primeros, el canal de toma de riesgo puede manifestarse por lo menos de tres maneras. Una de ellas es mediante la búsqueda de rendimiento: cuando las tasas de interés están muy bajas, aumenta el apetito por riesgo de los bancos e instituciones financieras. Por ejemplo, en dicho caso, los inversionistas optan por reemplazar inversiones de bajo riesgo, como los bonos del gobierno de los Estados Unidos, por inversiones de economías emergentes. Igualmen-

te, restricciones regulatorias pueden ocasionar la toma de riesgo: en el caso de los fondos de pensiones, en muchos países se exige una rentabilidad mínima y dado que el portafolio de dichos fondos tiene un componente muy alto de bonos del gobierno de bajo riesgo, cuando las tasas de interés están muy bajas los fondos de pensiones invierten en instrumentos más rentables, pero de mayor riesgo.

La segunda manera en que se manifiesta el impacto de las tasas de interés es sobre las valoraciones, los ingresos y los flujos de efectivo. Esta manera es similar al efecto del canal de crédito en el sentido de que tiene en cuenta que los incrementos de los precios de los activos mejoran los colaterales relajando las restricciones de crédito. Sin embargo, el caso del canal de toma de riesgo se enfoca en la fricción financiera del sector bancario y no del corporativo. La reducción en la tasa de política aumenta los valores de los activos y el colateral, lo cual modifica las medidas de riesgo de crédito de los bancos, subestimando el riesgo en el que se está incurriendo. Un ejemplo es la metodología de medición de riesgo denominada valor en riesgo de los bancos, que se usa para propósitos de regulación de capital y la cual se basa en la volatilidad de los precios de los activos. Dado que la volatilidad tiende a disminuir cuando los mercados están en ascenso, esto relaja los riesgos de los presupuestos de las instituciones financieras y estimula la toma de posiciones riesgosas por parte de las mismas.

La tercera manera en la que el canal de toma de riesgo se puede manifestar es por medio de la política de comunicación del banco central y las percepciones acerca de su función de reacción. Por ejemplo, cuando el banco central hace un compromiso con una senda de tasa de interés (esto es, mantenerlas bajas por determinado período). Esto reduce la incertidumbre y la volatilidad, lo cual disminuye la percepción de la relación de riesgo a cada nivel de retorno.

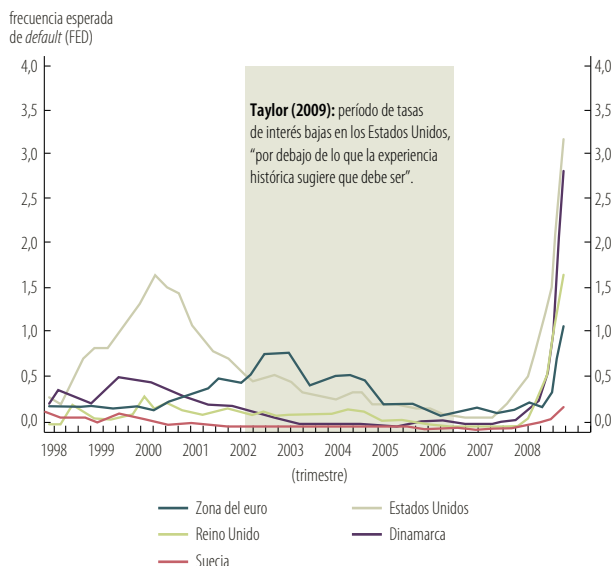
Ahora bien, el canal de toma de riesgo es un fenómeno de mediano plazo: en un comienzo, cuando las tasas de interés están bajas, el flujo de caja de los deudores mejora y pueden cumplir con sus obligaciones. No obstante, como al tiempo los bancos están asignando cartera a deudores más riesgosos, en el mediano plazo la cartera se deteriora y la probabilidad de *default* que enfrentan los bancos es mayor.

Este fenómeno se observó en Europa y los Estados Unidos justo antes de la crisis financiera de 2007-2009. En el Gráfico 12 se puede observar la probabilidad de *default* que enfrentaban los bancos justo antes de la crisis y cuando esta estalló. Durante cuatro años las tasas de interés estuvieron por debajo del nivel *benchmark*; esto es, por debajo de lo que una tasa de interés que una regla de

17 Esta sección fue elaborada con la colaboración de Martha López.

Gráfico 12 Frecuencias esperadas de *default* y niveles de tasas de interés (porcentaje)

Antes de las crisis financieras internacionales de 2007-2009, en las economías avanzadas la tasa de interés de política se encontraba en niveles por debajo de lo que la experiencia histórica sugiere debe ser, por un período prolongado. En el corto plazo, la frecuencia esperada de *default* fue baja pero en 2007, al acumularse vulnerabilidades, esta se incrementó vertiginosamente.



Nota: las frecuencias esperadas de *default* son el índice KMV de Moody's, que es una medida pública disponible de la probabilidad de quiebra de las firmas a un determinado horizonte de tiempo. En este caso, se usaron datos con horizonte de 1 año, calculando promedios por país y por grupo de países.

Fuente: Leonardo Gambacorta (2012): "The risk of low interest rates".

Taylor estaría indicando (la tasa que responde a la tasa de crecimiento del producto y la inflación). Entonces, en un comienzo la probabilidad de *default* fue baja, pero al acumularse vulnerabilidades esta probabilidad se incrementó vertiginosamente.

En el caso de Colombia, como se mostró en el Gráfico 1, entre 2000 y 2005 la autoridad monetaria enfrentaba un fenómeno de *credit crunch* originado en la fuerte crisis asiática y que fue tan prolongado como la recuperación económica que tomó seis años¹⁸. En ese entonces, hasta 2007 la autoridad monetaria tuvo una postura expansiva y aparentemente por debajo del nivel *benchmark* indicado por la tasa de Taylor la mayor parte del tiempo (Gráfico 13). A la par, al observar la tendencia de las asignaciones de crédito a deudores que tenían mala historia crediticia frente a los que no (deudores que habían estado en *default* seis meses antes de

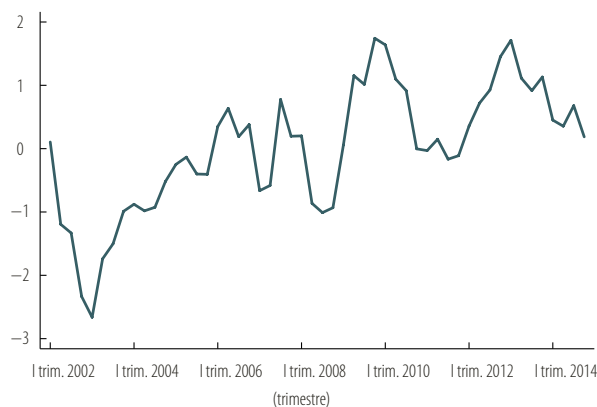
18 Como mostraremos más adelante, el aspecto idiosincrásico como resultado de la propia crisis en Colombia y su lenta recuperación se tiene en cuenta en las estimaciones al incluir variables macroeconómicas de control.

que se les otorgara un crédito nuevo), esta es creciente hasta 2009 para el total de la economía y en los sectores de manufactura, servicios y construcciones (Gráfico 14), lo cual sugiere la paulatina toma de riesgo.

De cualquier manera, este es tan solo un indicio del canal de toma de riesgo. Necesitamos controlar por factores económicos, características de los bancos, características de las firmas y hacer una apropiada identificación del canal de toma de riesgo considerando el capital bancario de los intermediarios financieros.

Gráfico 13 Desviación de la tasa de política de lo que implica una regla de Taylor (porcentaje)

La tasa de interés de política estuvo por debajo del nivel *benchmark*, que es la tasa de Taylor, entre 2002 y 2006, y luego entre 2010 y 2012.



Nota: la tasa de Taylor se calcula como una regresión entre la tasa de interés de política y el crecimiento de la inflación y el producto.

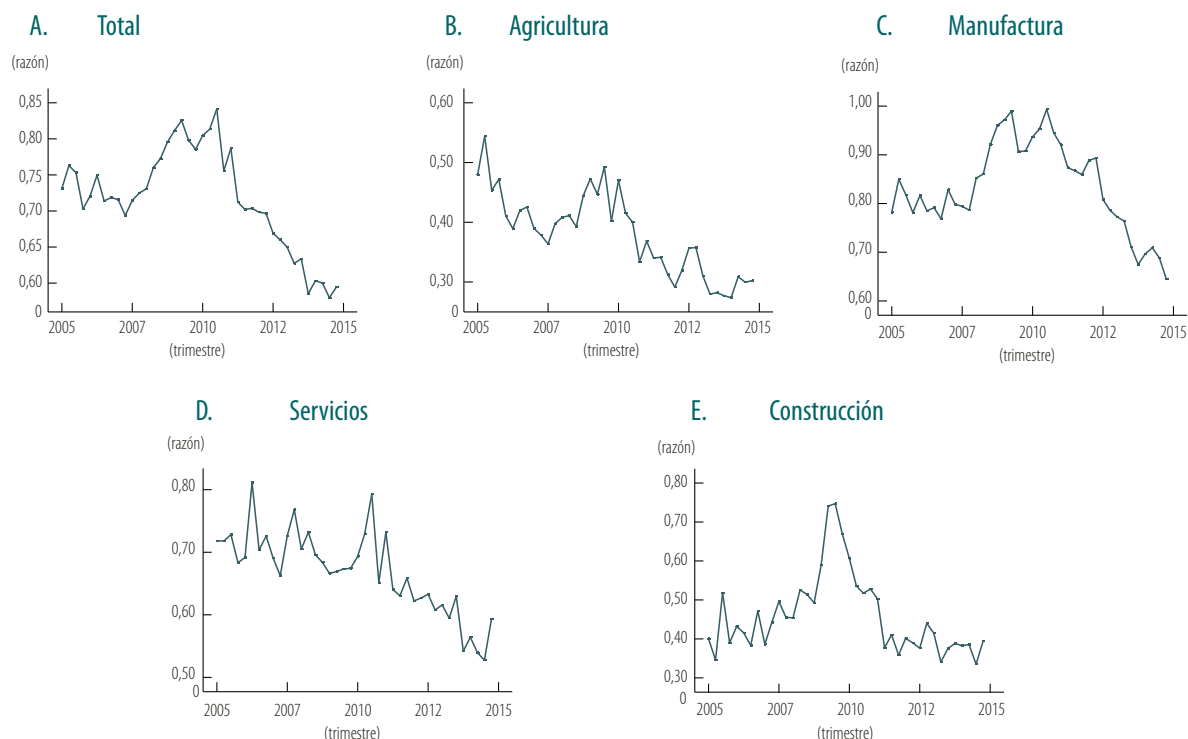
Fuente: Banco de la República; cálculos de los autores.

Entonces, las preguntas son: ¿hubo presencia del canal de toma de riesgo por parte de los bancos entre 2004 y 2017? y, ¿qué sectores económicos y firmas se vieron más afectados? Para responder estas preguntas utilizamos también la información de microdatos del formato 341 de la Superfinanciera para hacer el análisis a nivel firma-banco. Construimos un panel balanceado de 3.019 firmas de las cuales 259 pertenecen al sector de agricultura, 863 al de manufacturas, 1.649 al de servicios y 248 al de construcción. La muestra representa aproximadamente el 30% del crédito comercial¹⁹.

19 Cruzamos la información con la de balances de los bancos para controlar por sus características (ROA, tamaño, cartera vencida), lo cual nos permite controlar por el canal de crédito de la política monetaria. Finalmente, controlamos por la actividad económica agregada por medio de variables macroeconómicas (crecimiento del PIB, la inflación y la tasa de cambio real). Las estadísticas descriptivas de las variables se encuentran en los cuadros A6.1 y A6.2 del Anexo 6.

Gráfico 14
Razón de monto de crédito a deudores riesgosos versus no riesgosos

Hasta 2007, cuando la tasa de política estuvo por debajo del *benchmark*, el monto de crédito otorgado a deudores riesgosos con respecto a los no riesgosos tenía una tendencia creciente para el total de la economía, las manufacturas y la construcción. Posteriormente la tendencia fue decreciente.



Fuente: Superintendencia Financiera de Colombia; cálculos de los autores.

Hay dos aspectos importantes a tener en cuenta a la hora de establecer la existencia de este canal. En primer lugar, es importante asegurar que los movimientos de la tasa de interés de política no se determinen simultáneamente con el crédito para considerar verdaderas sorpresas de política monetaria. La causalidad entre las tasas de interés y la toma de riesgo de crédito generalmente se da en ambos sentidos. Cuando la autoridad monetaria reacciona sistemáticamente a consideraciones de crédito, las tasas de política no son exógenas; sin embargo, durante el período estudiado la autoridad monetaria no reaccionó sistemáticamente al crédito, aunque pudo haberlo hecho mediante su política sobre el crecimiento del producto. Sin embargo, para tener una tasa de interés completamente exógena, siguiendo a Altunbas *et al.* (2014), utilizamos una brecha de Taylor, que es la diferencia entre la tasa de interés nominal de corto plazo observada y la que se obtendría con una regla de Taylor estándar. Dicha regla indica cuál debería ser el nivel de la tasa de interés si esta respondiera a la tasa de crecimiento del producto y de la inflación. Al correr una regresión entre tasa de interés contra crecimiento del producto e inflación, los residuales son la parte exógena de la política monetaria y es lo que aquí denominaremos Taylor en el Cuadro 9.

En segundo lugar, para identificar que se trata del canal de toma de riesgo y no del tradicional canal de crédito o de tasas de interés, nos basamos en el estudio de Jiménez *et al.* (2014): controlando por la demanda de crédito²⁰, se analiza una interacción entre el riesgo del deudor, la tasa de interés de política y el nivel de capital de los bancos. El enfoque es analizar el impacto de la política monetaria sobre la composición de la oferta de crédito.

Como señalan Jiménez *et al.* (2014), los trabajos teóricos recientes han mostrado que una política monetaria muy expansiva puede causar un redireccionamiento hacia crédito riesgoso, en tanto que los bancos enfrentan un problema de riesgo moral (especialmente los bancos con bajos montos de capitales propios en juego, los cuales no internalizan completamente los *defaults* de créditos).

20 Siguiendo a Khawaja y Mian (2008), es posible, primero, separar la oferta de crédito de la demanda mediante el uso de microdatos a nivel firma-banco, donde se analiza el crédito a una misma firma por parte de dos bancos diferentes, por su nivel de capital en este caso, y se satura la especificación con efectos fijos de firmas y de bancos.

Cuadro 9
Evidencia de canal de toma de riesgo

Variable dependiente $\text{Log}(\text{Crédito}_{f,b,t})$					
Variables independientes	Total	Agricultura	Manufactura	Servicios	Construcción
$I(\text{riesgo firma})_{f,t}$	-0,1*** (0,017)	-0,176*** (0,079)	-1,135*** (0,027)	-0,023*** (0,024)	-0,406 (0,075)
$\text{Taylor}_{t-1} * I(\text{riesgo firma})_{f,t}$	-4,028*** (0,931)	-8,214** (3,803)	-3,692** (1,518)	-4,541*** (1,295)	-0,478 (4,119)
Impacto de una caída de 1 pp en Taylor por el banco promedio ⁺⁺	10,5%	14,7%	17,2%	17,1%	15,5%
$\text{Taylor}_{t-1} * I(\text{riesgo firma})_{f,t} * \text{capital banco}_{b,t}$	116,158*** (14,603)	313,819*** (65,887)	76,652 *** (22,046)	126,195*** (21,542)	65,27 (62,479)
Por banco con capitalización alta vs. baja (diferencia de 1 desviación estándar)	34,8%	94,1%	22,9%	37,8%	15,0%
Controles bancos	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos firmas	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos bancos	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles macroeconómicos	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Errores estándar agrupados	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Número de grupos	3.019	259	863	1.649	248
Observaciones	285.365	16.564	105.595	142.654	20.552

Nota: este cuadro resume las tres regresiones para cada una de las etapas de las interacciones. Los resultados de la estimación fueron obtenidos por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con efectos fijos de firma y de banco. Donde $\text{Log}(\text{Crédito}_{f,b,t})$ es el logaritmo de total de crédito otorgado por un banco b a la firma f en el trimestre t ; $I(\text{riesgo firma})_{f,t}$ es una variable igual a 1 si seis meses antes del otorgamiento de un nuevo crédito el deudor se encontraba en situación de *default* (noventa días en mora); Taylor_{t-1} es la desviación de la tasa de interés de política de lo que implicaría la regla de Taylor; $\text{capital banco}_{b,t-1}$ es la razón de capital a activos de los bancos. El riesgo de la firma tiene una media de 10%, la tasa de interés definida por la regla de Taylor tiene una media de 0,21% y una desviación estándar de 0,94%, y el capital bancario tiene una media de 4,3% y una desviación estándar de 1,96% (Cuadro A6.1 del Anexo 6). Cuando es posible, todas las variables macro y a nivel de banco en las dobles interacciones y las dobles interacciones se incluyen, pero se reportan en el Cuadro A6.3 del Anexo 6.

La primera fila de cada variable representa el coeficiente, mientras que la segunda corresponde al error estándar agrupado al nivel de la firma. ***, ** y * representan la significancia estadística cuando $p < 0,01$, $p < 0,05$ y $p < 0,1$ respectivamente.

++ Como se trata del impacto de una caída de 1 pp de Taylor sobre el crédito a deudores riesgosos por parte del banco promedio, tomamos la suma de la multiplicación de los coeficientes de los controles de los bancos y sus respectivos valores promedio y esto se resta con el valor promedio de la variable dependiente.

Controles de bancos: tamaño, NPL y ROA. Controles macroeconómicos: crecimiento del PIB, inflación e ITCR.

Fuente: cálculos de los autores.

En la triple interacción entre el riesgo del deudor, la política monetaria y el capital de los bancos, primero se establece que la oferta de crédito cae para deudores más riesgosos en condiciones normales; después, con la doble interacción entre el riesgo del deudor y la política monetaria se establece cómo, cuando las tasas de interés son muy bajas, aumenta el crédito (especialmente a deudores riesgosos), lo cual es compatible con el canal de tasas de interés y de crédito. Finalmente, mediante una tercera regresión se incluye la interacción con la variable que captura cómo se redirecciona el crédito a deudores más riesgosos por parte de los bancos que enfrentan más problemas de riesgo moral, que son los bancos menos capitalizados (Holmstrom y Tirole, 1997). Esta variable es la del capital del banco²¹.

En las estimaciones, el período de análisis es desde el primer trimestre de 2005 hasta el tercero de 2014, e incluye tanto el *credit crunch* de comienzos de la década como el auge de crédito del segundo trimestre de 2006 al tercero de 2008. La variable dependiente de los modelos de regresión para el total de la economía y para cada sector es el logaritmo del total del crédito otorgado por un banco a cada firma en un determinado trimestre.

Estamos interesados en el coeficiente de la variable del riesgo de la firma, el coeficiente de la interacción entre el riesgo de la firma y el nivel de la tasa de interés con respecto a la que señala la tasa de Taylor, y el coeficiente de la triple interacción entre el riesgo de la firma, la tasa de interés y la razón de capital del banco.

21 Jiménez *et al.* (2014), además, hacen estimaciones con interacciones triples utilizando las demás características de los bancos, ya que ellos tienen datos de veintitrés millones de créditos, pero en nuestro caso por la menor disponibilidad de datos se pierden muchos grados de libertad, así que estas no se incorporan.

Los resultados de las estimaciones se presentan en los cuadros 9 a 11. En el Cuadro 9 se resumen las tres regresiones para cada una de las etapas de las interacciones entre

Cuadro 10
Toma de riesgo según apalancamiento

Variable dependiente $\text{Log}(\text{Crédito}_{f,bt})$	Agricultura	Manufactura	Servicios	Construcción
Bajo la mediana				
$Taylor_{t-1} * \text{capital banco}_{bt} * I(\text{riesgo firma})_f$	518,178 *** (100,5703)	67,062 ** (31,784)	141,591 *** (42,597)	379,596 *** (134,679)
Número de grupos	202	715	1.130	149
Observaciones	8.962	49.154	43.495	5.325
Arriba de la mediana				
$Taylor_{t-1} * \text{capital banco}_{bt} * I(\text{riesgo firma})_f$	-96,604 (103,249)	84,939 *** (31,272)	63,769 ** (26,328)	-8,926 (74,176)
Número de grupos	82	468	925	183
Observaciones	4.273	37.313	66.592	10.442

Nota: este cuadro presenta el resumen de los resultados de estimar para las firmas que se encuentran encima de la mediana de la variable apalancamiento y debajo de la mediana de la misma variable. Los resultados de la estimación fueron obtenidos por medio de MCO con efectos fijos de firma y de banco. Donde $\text{Log}(\text{Crédito}_{f,bt})$ que es el logaritmo de total de crédito otorgado por un banco b a la firma f en el trimestre t . $I(\text{riesgo firma})_f$ es una variable igual a 1 si seis meses antes del otorgamiento de un nuevo crédito el deudor se encontraba en situación de *default* (noventa días en mora); $Taylor_{t-1}$ es la desviación de la tasa de interés de política de lo que implicaría la regla de Taylor; $\text{capital banco}_{bt}$ es la razón de capital a activos de los bancos. El riesgo de la firma tiene una media de 10%, la tasa de interés definida por la regla de Taylor tiene una media de 0,21% y una desviación estándar de 0,94%, y el capital bancario tiene una media de 4,3% y una desviación estándar de 1,96% (Cuadro A6.1 del Anexo 6). Cuando es posible, todas las variables macro y a nivel de banco en las dobles interacciones y las dobles interacciones se incluyen pero se reportan en el Cuadro A6.3 del Anexo 6. La primera fila de cada variable representa el coeficiente, mientras que la segunda fila corresponde al error estándar agrupado al nivel de la firma. ***, ** y * representa la significancia estadística cuando $p < 0,01$, $p < 0,05$ y $p < 0,1$ respectivamente.

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro 11
Toma de riesgo según ROE

Variable dependiente $\text{Log}(\text{Crédito}_{f,bt})$	Agricultura	Manufactura	Servicios	Construcción
Bajo la mediana				
$Taylor_{t-1} * \text{capital banco}_{bt} * I(\text{riesgo firma})_f$	354,313 *** (90,203)	60,643 ** (28,142)	256,527 *** (33,763)	240,062 ** (96,504)
Número de grupos	221	715	1.262	191
Observaciones	9.207	46.301	49.484	6.993
Arriba de la mediana				
$Taylor_{t-1} * \text{capital banco}_{bt} * I(\text{riesgo firma})_f$	435,36 *** (146,28)	84,842 ** (36,583)	-15,099 (31,361)	-1,81 (94,7588)
Número de grupos	125	727	1.224	192
Observaciones	4.030	40.274	60.694	8.774

Nota: este cuadro presenta el resumen de los resultados de estimar para las firmas que se encuentran encima de la mediana de la variable ROE y debajo de la mediana de la misma variable. Los resultados de la estimación fueron obtenidos por medio de MCO con efectos fijos de firma y de banco. Donde $\text{Log}(\text{Crédito}_{f,bt})$ que es el logaritmo de total de crédito otorgado por un banco b a la firma f en el trimestre t . $I(\text{riesgo firma})_f$ es una variable igual a 1 si seis meses antes del otorgamiento de un nuevo crédito el deudor se encontraba en situación de *default* (90 días en mora), $Taylor_{t-1}$ es la desviación de la tasa de interés de política de lo que implicaría la regla de Taylor; $\text{capital banco}_{bt}$ es la razón de capital a activos de los bancos. El riesgo de la firma tiene una media de 10%, la tasa de interés definida por la regla de Taylor tiene una media de 0,21% y una desviación estándar de 0,94%, y el capital bancario tiene una media de 4,3% y una desviación estándar de 1,96% (Cuadro A6.1 del Anexo 6). Cuando es posible, todas las variables macro y a nivel de banco en las dobles interacciones y las dobles interacciones se incluyen pero se reportan en el Cuadro A6.3 del Anexo 6. La primera fila de cada variable representa el coeficiente, mientras que la segunda fila corresponde al error estándar agrupado al nivel de la firma. ***, ** y * representa la significancia estadística cuando $p < 0,01$, $p < 0,05$ y $p < 0,1$ respectivamente.

Fuente: cálculos de los autores.

las tres variables. La primera y tercera línea corresponden al valor del coeficiente obtenido con la regresión simple y con la de la interacción doble, respectivamente²². En la primera línea del Cuadro 9 se observa que el coeficiente es negativo y significativo, indicando que en condiciones normales el crédito a un deudor riesgoso se reduce.

Posteriormente, en la tercera línea se observa que el coeficiente es más negativo que el anterior, lo cual indica que cuando las tasas de interés están demasiado bajas, el crédito aumenta. En el renglón de abajo se presenta la relevancia económica de este último coeficiente: ante una disminución de 1 pp de la tasa de política por debajo de la de Taylor, el crédito otorgado a deudores riesgosos por un banco promedio aumenta en un 10,5% para el caso de la economía como un todo²³. Este valor resulta similar al del caso de España, estimado por Jiménez *et al.* (2014).

Finalmente, para identificar el canal de toma de riesgo se debe hacer la triple interacción con el nivel de capital de los bancos. El resultado del coeficiente de la sexta línea, el cual es positivo y significativo²⁴, indica que cuando las tasas de interés de política se encuentran por debajo del nivel *benchmark*, los bancos menos capitalizados ofrecen más crédito a deudores más riesgosos. Con respecto a este último coeficiente, en el octavo renglón del cuadro se indica la relevancia económica y se encuentra que un banco menos capitalizado aumenta su oferta de crédito a deudores más riesgosos cuando las tasas de interés están muy bajas en un 34,8% más que un banco más capitalizado para el total de la economía.

Por sectores se encuentra que el agrícola fue el más expuesto a la toma de riesgo por parte de los intermediarios financieros, seguido por el de servicios. Este último caso constituye una gran vulnerabilidad para la economía, dado que este sector representa el 59,2% del PIB y su participación en la cartera total del sistema financiero es cercana al 50%. No obstante, la magnitud de la toma de riesgo en el sector agrícola también representa importantes vulnerabilidades, a pesar de que su participación en el producto sea tan solo del 3,6% del PIB (Anexo 6). Podemos hacer un

paralelo entre estos resultados y los obtenidos en López *et al.* (2012), donde por medio de un método de estimación de funciones *hazard* se compara la toma de riesgo para la cartera comercial frente a la cartera de consumo. Allí se encuentra que la toma de riesgo es mayor en el caso de la cartera de consumo, es decir, que las unidades económicas más restringidas de crédito son las más vulnerables a este canal. Del mismo modo, en ese estudio también se encontró que los bancos toman más riesgo con agentes económicos que no tenían historia crediticia o con una historia crediticia de mala calidad en los últimos meses. Todos estos resultados concuerdan con los encontrados aquí acerca de que los bancos toman más riesgo con agentes económicos más restringidos de crédito.

Finalmente, encontramos que en términos de apalancamiento, el signo positivo del coeficiente de la triple interacción mostrada en el Cuadro 10 indica que los bancos toman más riesgo con las firmas que tienen un nivel de apalancamiento por debajo de la mediana. Una vez más, esto corrobora que se toma más riesgo con empresas más restringidas de crédito. La excepción es el sector de manufacturas, donde los ingresos de las firmas son menos inciertos y donde hay una conformación diferente de las funciones de producción que le permite al sector ofrecer más garantías y, por tanto, no estar tan restringido de crédito como los demás.

Algo similar ocurre con las firmas según su rentabilidad. Las firmas con bajo ROE son las más frágiles y la triple interacción es mayor para estas, con excepción de los sectores de agricultura e industria (Cuadro 11). Los sectores de construcción y servicios cuentan con un ROE promedio más alto que los demás (véase el Anexo 6), pero al comparar las firmas más frágiles con las menos frágiles, los bancos resultan más tomadores de riesgo en las más frágiles debido a que prestan a las firmas más riesgosas en su búsqueda por un rendimiento más alto cuando las tasas de interés se encuentran muy bajas.

4. Conclusiones

A mediados de los años noventa, en Colombia como en América Latina y otras economías emergentes, hubo fuertes entradas de capitales que se tradujeron en un auge de crédito, burbujas de precios de los activos y fuertes aumentos de las variables reales. Dicho auge explotó a finales de la década y llevó a una prolongada recesión económica en el país. El ciclo del crédito desde 2000 tuvo fuertes oscilaciones, empezando con un fuerte *credit crunch* originado en la crisis asiática de 1997 y la posición de vulnerabilidad en la que se encontraba la economía en ese entonces.

22 Para efectos de claridad, en el Cuadro 9 no se presentan las regresiones completas correspondientes a las simples y dobles interacciones. Estas se presentan en el Anexo 6.

23 Como se trata del impacto de una caída de 1 pp de la tasa de Taylor sobre el crédito a deudores riesgosos por parte del banco promedio, tomamos la suma de la multiplicación de los coeficientes de los controles de los bancos y sus respectivos valores promedio y esto se resta con el valor promedio de la variable dependiente.

24 Aquí vale la pena aclarar que la variable *capitalización* va aumentando, así que, ya que tenemos que la doble interacción es negativa, para que la triple interacción sea positiva significa que el efecto de la capitalización es inverso, es decir, a mayor capitalización menos crédito.

La política monetaria fue expansiva entre 2000 y 2004, cuando finalmente el crédito se reactivó. No obstante, tanto en Europa como en economías pequeñas abiertas, desde 2004 se presentaron flujos de capitales trasfronterizos que redundaron en aumentos excesivos de crédito, sumadas a que las tradicionales medidas de vulnerabilidad financiera no dieron ninguna alerta. Entre 2006 y 2008 se produjo en Colombia un auge de crédito y la autoridad monetaria no solamente utilizó la política monetaria restrictiva, sino que empleó herramientas de carácter macroprudencial, como provisiones contracíclicas, requerimientos marginales de reservas y controles a los flujos de capitales, entre otros.

La efectividad de dicha política macroprudencial para controlar la oferta de crédito se presentó en la sección 2 de este artículo, y como se mostró, la combinación de la política monetaria y macroprudencial en este período permitió controlar el crecimiento excesivo del crédito. Con respecto a la evaluación de la medida de controles de capitales, introducidos entre mayo de 2007 y septiembre de 2008, la evidencia muestra que, comparando las firmas con mayor exposición a la medida con las menos expuestas, el crédito total se redujo en más de la mitad para las más expuestas. Del mismo modo, la evidencia con microdatos muestra que estos controles a los flujos de capitales contribuyeron a disminuir las importaciones, aunque no tuvieron mayor efecto sobre las exportaciones, probablemente porque la exigencia para los exportadores era menor.

Posteriormente, en octubre de 2008, con la caída de Lehman Brothers, sucede un importante choque de liquidez mundial que también afectó los flujos de financiamiento de Colombia y la oferta de crédito, y la cual fue objeto de estudio en la sección 1 de este artículo. Durante este episodio la política monetaria también fue expansiva. Como se mostró en la sección 1, exportadores relacionados con bancos que estaban más expuestos al financiamiento extranjero experimentaron disminuciones más pronunciadas en su oferta de crédito, efecto que fue más evidente para los exportadores agrícolas. Se encontró, además, que el impacto del choque crediticio sobre los exportadores de productos agrícolas redujo sus niveles de crédito, pero su actividad exportadora no tuvo tanta afectación en comparación con las exportaciones del resto de productos. La explicación a esto último se encuentra, en parte, en las políticas crediticias de 2006-2007 para productos con potencial exportador. En promedio un individuo potencialmente elegible recibió entre 13,8% y 38,1% más de crédito, en comparación al resto de agricultores, gracias a la expansión crediticia. Esto, junto con el aumento en los precios de los *commodities* en dicho período, además del buen desempeño que estas firmas venían presentando antes del choque de liquidez, permitió que los efectos sobre las exportaciones agrícolas fueran menores a los que hubiesen sido de no otorgarse los subsidios.

Desde 2010 el ciclo del crédito ha sido moderado, de acuerdo con el indicador del componente cíclico del crédito real per cápita, propuesto por Mendoza y Terrones (2009); asimismo, sus tasas de crecimiento no se consideran excesivas como para generar posibles vulnerabilidades.

En la sección 1 también analizamos el efecto de un choque exógeno de demanda de TES de los bancos en marzo de 2014, cuando JP Morgan decidió de forma inesperada aumentar la ponderación de los títulos de deuda pública colombiana (TES) en dos índices de activos financieros de mercados emergentes. Este choque de liquidez permitió a los bancos recomponer su balance y ofrecer más crédito en marzo de 2014, cuando observamos un repunte del crédito, aunque aquel no llegó a catalogarse como un *auge* (Gráfico 1). Este choque es de particular importancia porque permite apreciar el potencial de la política monetaria (que funciona mediante operaciones de mercado abierto) para afectar la oferta de crédito y las variables de desempeño de las firmas. Los resultados son concluyentes. En la primera etapa se encontraron efectos significativos sobre la oferta de crédito: del total del aumento del crédito de las firmas entre febrero y junio de 2014, cerca de una tercera parte se originó en este choque de liquidez. En la segunda etapa se encuentra una respuesta importante de las variables reales. Como pudo observarse, hubo un impacto positivo sobre todas las variables reales consideradas, con un mayor efecto sobre la inversión de las firmas, donde 10% del cambio promedio de la inversión entre 2013 y 2014 obedeció a este choque.

Finalmente, en la sección 3 estudiamos el efecto de un choque de política monetaria teniendo en cuenta todo el período de análisis (2000-2017). Se hizo analizando, primero, los canales tradicionales de transmisión de la política monetaria de tasas de interés y de canal de crédito y, segundo, mediante la teoría más reciente: la de toma de riesgo. Con respecto a los tradicionales canales de transmisión de la política monetaria, encontramos que estuvieron activos considerando todo el período y que su impacto sobre el crédito y las variables de desempeño de las firmas fue muy relevante. En este caso, al igual que en el del choque de JP Morgan, los resultados son consistentes en mostrar el impacto de la política monetaria sobre el crédito y el nivel de ingresos operacionales, utilidades y pasivos de las firmas. Una caída de un 1% en la tasa de interés de política está asociada con un aumento de cerca del 3% de la cartera, siendo la más afectada la comercial. El impacto de la misma expansión sobre el desempeño de las firmas es mayor en el caso de los ingresos operacionales, los cuales se incrementan en cerca del 10%. La transmisión del choque perdura cerca de doce meses, lo cual concuerda con estudios previos acerca del tema, por lo que se justifica que la autoridad monetaria actúe frente a pronósticos de inflación y producto.

En cuanto al canal de toma de riesgo, analizamos si existió evidencia de dicho canal en la economía colombiana en el período en cuestión, y la respuesta fue positiva: cuando las tasas de interés están por debajo de lo que implica una regla de Taylor por un período prolongado, como a comienzos de los años dos mil, los bancos con menos capital tienen más incentivos a aumentar la oferta de crédito a deudores más riesgosos. Los sectores económicos más sujetos a toma de riesgo fueron el agrícola y el de servicios, y las firmas más sujetas fueron las menos apalancadas y de menor ROE. La razón por la cual estos sectores y firmas estuvieron más sujetos es que se trata de agentes económicos más restringidos de crédito. Esto concuerda con evidencia empírica de estudios anteriores para el caso del crédito de consumo y de la edad de los deudores en el sistema finan-

ciero en Colombia. Finalmente, es importante resaltar que a pesar de que se encontró evidencia del canal de toma de riesgo, en nuestro país dicho fenómeno no estuvo asociado con una crisis financiera, como sí sucedió en Europa y los Estados Unidos, ya que desde 2007 se implementaron medidas macroprudenciales que no solamente estaban encaminadas a controlar auges excesivos de crédito, sino también a limitar la toma de riesgo de los intermediarios financieros.

En conclusión, en un mundo globalizado el ciclo financiero internacional es un gran determinante del comportamiento del crédito, de allí que la combinación de políticas macroprudenciales y monetarias resulta crucial a la hora de moderar el ciclo.

Referencias

- Adrian, T.; Shin, H. (2010). "Financial Intermediaries and Monetary Economics", *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3, núm. 1, pp. 601-650.
- Altunbas, Y.; Gambacorta, L.; Marques-Ibáñez, D. (2014). "Does Monetary Policy Affect Bank Risk?", *International Journal of Central Banking*, vol. 10, núm. 1, pp. 95-136.
- Angrist, J. D.; Pischke, J.-S. (2009). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*, Princeton: Princeton University Press.
- Banbura, M.; Giannone, D.; Reichlin, L. (2010). "Large Bayesian Vector Auto Regressions", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 92, núm. 1, pp. 71-92.
- Banco Interamericano de Desarrollo (BID) (2009). "Policy Trade-offs for Unprecedented Times: Confronting the Global Crisis in Latin America and the Caribbean", Washington, D. C.: BID.
- Barajas, A.; López, E.; Oliveros, H. (2001). "¿Por qué en Colombia el crédito al sector privado es tan reducido", Borradores de Economía, núm. 185, Banco de la República.
- Beaudry, P.; Portier, F. (2014). "News-Driven Business Cycles: Insights and Challenges", *Journal of Economic Literature*, vol. 52, núm. 4, pp. 993-1074.
- Bernanke, B.; Blinder, A. (1988). "Credit, Money, and Aggregate Demand", *The American Economic Review, Papers and Proceedings of the One-Hundredth Annual Meeting of the American Economic Association*, vol. 78, núm. 2, pp. 435-439.
- Bernanke, B.; Gertler, M. (1989). "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations", *The American Economic Review*, vol. 79, núm. 1, pp. 14-31.
- Bernanke, B.; Gertler, M. (1995). "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, núm. 4, pp. 27-48.
- Beyer, A.; Nicoletti, G.; Papadopoulou, N.; Papsdorf, P.; Rünstler, G.; Schwarz, C.; Vergote, O. (2017). "The Transmission Channels of Monetary, Macro- and Microprudential Policies and their Interrelations", ECB Occasional Paper Series, núm. 191, pp. 1-61, Banco Central Europeo.
- Bohórquez-Peñuela, C.; Pinzón, M. (2020): "Sectoral Dynamics of Colombian Exports during the Financial Crisis", documento de trabajo, Banco de la República.

- Borio, C.; Zhu, H. (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.
- Brüggeman, R.; Carsten, J.; Carsten, T. (2016). "Inference in VARs with Conditional Heteroscedasticity of Unknown Form", *Journal of Econometrics*, vol. 191, núm. 1, pp. 69-85.
- Chor, D.; Manova, K. (2012). "Off the Cliff and back? Credit Conditions and International Trade during the Global Financial Crisis", *Journal of International Economics*, vol. 87, núm. 1, pp. 117-133.
- Ciccarelli, M.; Maddaloni, A.; Peydró, J. L. (2015). "Trusting the Bankers: A New Look at the Credit Channel of Monetary Policy", *Review of Economic Dynamics*, vol. 18, núm. 4, pp. 979-1002.
- Departamento Nacional de Planeación (DNP) (s.f.). "¿En qué invierte el estado colombiano? Los grandes proyectos de inversión del estado comunitario en 2008", Bogotá: DNP.
- Fabiani, A.; Peydró, J. L.; López, M.; Soto, P. (2020). "Capital Controls, Foreign Capital Inflows and the Local Cycle: Evidence from the Colombian Credit Register and Controls" (por publicar), CREI Working Paper, Centre de Recerca en Economia Internacional.
- Gambacorta, L. (2011). "The Risks of Low Interest Rates", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 29, núm. 64, pp. 14-31.
- Gertler, M.; Karadi, P. (2015). "Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity", *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 7, núm. 1, pp. 44-76.
- Gómez, E.; Lizarazo, A.; Mendoza, J. C.; Murcia, A. (2017) "Evaluating the Impact of Macroprudential Policies on Credit Growth in Colombia", BIS Working Papers, núm. 634.
- Holmstrom, B.; Tirole, J. (1997). "Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, núm. 3, pp. 663-691.
- Iyer, R.; Peydró, J. L.; Da-Rocha-Lopes, S.; Schoar, A. (2014). "Interbank Liquidity Crunch and the Firm Credit Crunch: Evidence from the 2007-2009 Crisis", *The Review of Financial Studies*, vol. 27, núm. 1, pp. 347-372.
- Jentsch, C.; Lunsford, K. (2016). "Proxy SVARs: Asymptotic Theory, Boot-strap Inference, and the Effects of Income Tax Changes in the United States", Working Paper, núm. 16-19, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Jiménez, G.; Saurina, J. (2006) "Credit Cycles, Credit Risk, and Prudential Regulation", *International Journal of Central Banking*, vol. 2, núm. 2, pp. 65-98.
- Jiménez, G.; Ongena, S.; Peydro, J.-L.; Saurina, J. (2014). "Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Three Million Bank Loans Say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-Taking?", *Econometrica*, vol. 82, núm. 2, pp. 463-505.
- Jordá, O. (2005). "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections", *American Economic Review*, vol. 95, núm. 1, pp. 161-182.
- JP Morgan (2014). "Colombia's weight to be adjusted in the GBI-EM Global Diversified and GBI-EM Global starting May 30th", Global Index Research Group.
- Kalemli-Ozcan, S.; Papaioannou, E.; Peydro, J. L. (2013). "Financial Regulation, Financial Globalization, and the Synchronization of Economic Activity", *The Journal of Finance*, vol. 68, núm. 3, pp. 1179-1228.
- Khwaja, A. I.; Mian, A. (2008). "Tracing the Impact of Bank Liquidity Shocks: Evidence from an Emerging Market", *American Economic Review*, vol. 98, núm. 4, pp. 1413-1442.
- López, M.; Tenjo, F.; Zárate, H. (2012). "The Risk Taking Channel in Colombia Revisited", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 30, núm. 68, pp. 276-295.

- López, M.; Tenjo, F.; Zárate, H. (2014). "Credit Cycles, Credit Risk and Countercyclical Loan Provisions", *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 32, núm. 74, pp. 9-17.
- Mahathanaseth, I.; Tauer, L. W. (2019). "Monetary Policy Transmission through the Bank Lending Channel in Thailand", *Journal of Asian Economics*, vol. 60, pp. 14-32.
- Manova, K.; Wei, S. J.; Zhang, Z. (2015). "Firm Exports and Multinational Activity under Credit Constraints", *Review of Economics and Statistics*, vol. 97, núm. 3, pp. 574-588.
- Mendoza, E.; Terrones, M. (2009) "An Anatomy of Credit Booms: Evidence from Macro Aggregates and Mico Data", NBER Working Paper, núm. 14049, National Bureau of Economic Research.
- Mertens, K.; Ravn, M. (2013). "The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States", *American Economic Review*, vol. 103, núm. 4, pp. 1212-1247.
- Mertens, K.; Ravn, M. (2018). "The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States: Reply to Jentsch and Lunsford", Working Paper, núm. 1805, Federal Reserve Bank of Dallas.
- Mora, R.; Reggio, I. (2012). "Treatment effect Identification Using Alternative Parallel Assumptions", UC3M Working Papers, Economics-we1233, Universidad Carlos III de Madrid, Departamento de Economía.
- Paravisini, D.; Rappoport, V.; Schnabl, P.; Wolfenzon, D. (2014). "Dissecting the Effect of Credit Supply on Trade: Evidence from Matched Credit-export Data", *The Review of Economic Studies*, vol. 82, núm. 1, pp. 333-359.
- Piffer, M. (2018). "Monetary Policy and Defaults in the United States", *International Journal of Central Banking*, vol. 44, núm. 0, pp. 327-358.
- Plagborg-Moller, M.; Wolf, C. (2019). "Local projections and VARs estimate the same impulse responses", Mimeo, Princeton University.
- Quintero, D. (2015). "Impactos de la política monetaria y canales de transmisión en países de América Latina con esquema de inflación objetivo", *Ensayos Sobre Política Económica*, vol. 33, pp. 616-75.
- Romer, D.; Romer, C. (2004). "A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications", *The American Economic Review*, vol. 94, núm. 4, pp. 1055-1084.
- Schnabl, P. (2012). "The International Transmission of Bank Liquidity Shocks: Evidence from an Emerging Market", *The Journal of Finance*, vol. 67, núm. 3, pp. 897-932.
- Shin, H. (2012) "Adaptación de políticas macroprudenciales a las condiciones globales de liquidez", *Economía Chilena*, vol. 15, núm. 2, pp. 33-65.
- Stock, J.; Watson, M. (2012). "Disentangling the Channels of the 2007-09 Recession", *Brookings Papers on Economic Activity* (Spring), pp. 81-156.
- Uribe, J. D.; Vargas, H. (2002). "Financial Reform, Crisis and Consolidation in Colombia", *Borradores de Economía*, núm. 204, Banco de la Republica de Colombia.
- Urrutia, M.; Llano, J. (2011). "La crisis internacional y cambiaria de fin de siglo en Colombia", *Revista Desarrollo y Sociedad*, Universidad de los Andes.
- Zohair, A.; Alter, A.; Eiseman, J.; Gelos, R.; Kang, H.; Narita, M.; Nier, E.; Wang, N. (2019). "Digging Deeper: Evidence on the Effects of Macroprudential Policies from a New Database", IMF Working Papers, núm. 19/66, Fondo Monetario Internacional.

Anexo 1

Descripción de los datos y del análisis econométrico

1.1 Descripción de los datos

La Superintendencia de Sociedades recopila trimestralmente la información de todos los tipos de líneas de crédito activas para todas las entidades del sistema financiero (Formato 341). Esta base de datos contiene información detallada de los créditos que tienen las firmas con los bancos, compañías de financiamiento, corporaciones financieras, entre otros intermediarios. Las instituciones financieras reportan al final de cada trimestre el saldo que adeudan las firmas, la tasa de interés efectiva, el plazo en meses pactado, la fecha de inicio y finalización del crédito, la calificación de riesgo, entre otras características.

Para nuestro propósito nos enfocamos solo en 2014, año en el que ocurrió el choque, específicamente en los dos primeros trimestres. Para este período tenemos 468.000 registros de créditos. Adicionalmente, nos quedamos solo con aquellos emitidos por bancos, es decir con 462.000 créditos. Hacemos una limpieza de registros sin código de banco, con saldos o tasas de interés igual a cero o sin reportar, con un resultado de 422.000 créditos. Esto implica 337.000 relaciones firma-banco en los dos primeros trimestres de 2014. Cada unidad de observación registra el total de la deuda activa de la firma con algún banco y la tasa promedio de los créditos que la firma tiene con ese establecimiento bancario.

A continuación, cruzamos la información de créditos con los estados financieros de las firmas y la información de tenencia de TES por banco. Finalmente, nos quedamos con las firmas que aparecen tanto en el primer como en el segundo semestre, que tienen líneas de crédito activas con dos o más bancos en el segundo trimestre de 2014 y que tienen información de ingresos operacionales, capital, inversión y costo de nómina para 2013 y 2014. Esto nos deja con 29.626 observaciones firma-banco, que corresponden a 8.640 firmas y 17 bancos.

En el Cuadro A1.1 mostramos el promedio entre firmas de las principales variables en cada una de las etapas de procesamiento de la base de datos. En cada panel ponemos el número de relaciones comerciales firma-banco y el número de firmas en el primer trimestre de 2014. En el punto 1 tenemos todos los créditos comerciales emitidos tanto por establecimientos bancarios como de otras instituciones financieras (compañías de financiamiento, corporaciones, cooperativas, etc.). En este

punto, para el primer trimestre de 2014 tenemos 186.000 relaciones comerciales entre firmas e instituciones financieras y 102.000 firmas con deuda activa. El saldo de los créditos comerciales de las firmas en el primer trimestre de 2014 es de COP 1.369 millones (m) y tuvo un crecimiento de COP 124 m en el segundo trimestre.

En el punto 2 restringimos las firmas a solo aquellas con créditos emitidos por bancos y en el punto 3 mostramos las firmas que tienen al menos información de ingresos operativos en 2013 y 2014 (Superintendencia de Sociedades, s. f.). En el punto 4 restringimos la base solo a firmas con información en todas las variables reales de interés para el ejercicio. Este último filtro nos deja con casi 15.000 firmas y 38.953 relaciones firma-banco. En promedio estas firmas reportan una deuda de COP 4.362 m en el primer trimestre de 2014 y un crecimiento promedio de COP 180 m de pesos en el segundo trimestre del mismo año. Las ventas de una firma promedio en 2013 fueron de COP 29 mm con un crecimiento de aproximadamente COP 2 mm. El capital (propiedad, planta y equipo) promedio fue de COP 11,9 mm en 2013 con unas compras brutas de COP 5,6 mm y un aumento neto de más de COP 1.000 m en 2014. La nómina total promedio en 2013 fue de COP 3,4 mm con un crecimiento en 2014 de COP 164 m, mientras que solo la nómina de la mano de obra directa fue de COP 1.118 m y creció en promedio para las firmas COP 46 m en 2014.

El punto 5 muestra las mismas cifras de la primera sección del Cuadro 3 del artículo. La base final filtra por firmas que no solo tienen información para todas las variables reales de interés, sino también que reportan dos o más créditos en el segundo trimestre de 2014.

1.2 Análisis econométrico

Nuestro análisis se enfoca en firmas que tienen negocios con varios bancos y usa la variación en los créditos que se debe únicamente a las diferencias de exposición al choque al que estuvieron expuestos los bancos. Nuestro enfoque es similar al descrito en Paravisini *et al.* (2014), quienes usan datos de Perú, o en Khwaja y Mian (2008), quienes lo hacen con los de Pakistán.

Cuadro A1.1

Descriptivas de las principales variables en cada una de las etapas de procesamiento de la base

Promedios de las variables a nivel de firma	Deuda (L)	Ingresos	Compra + producción de propiedad, planta y equipo	Acervo propiedad, planta y equipo	Nómina de la mano de obra directa	Total costos y gastos laborales	Número de firmas - banco	Número de firmas
1. Todos los créditos: bancos y resto de instituciones financieras								
$L_{t=0}, Y_{t=0}^k$	1.369						186.443	102.599
$\Delta L, \Delta Y^k$	124							
2. Solo bancos								
$L_{t=0}, Y_{t=0}^k$	1.286						167.140	99.786
$\Delta L, \Delta Y^k$	42							
3. Solo bancos, limpieza, firmas con alguna información de Supersociedades								
$L_{t=0}, Y_{t=0}^k$	3.876	25.127					49.353	20.094
$\Delta L, \Delta Y^k$	152	2.842						
4. Solo bancos, firmas con información de todas las variables de Supersociedades								
$L_{t=0}, Y_{t=0}^k$	4.362	29.221	11.895	11.895	1.118	3.423	38.953	14.973
$\Delta L, \Delta Y^k$	180	2.057	5.613	1.122	46	164		
5. Solo bancos, con dos o más créditos en el segundo trimestre, firmas con información de todas las variables de Supersociedades								
$L_{t=0}, Y_{t=0}^k$	6.628	35.636	12.337	12.337	1.372	4.159	29.626	8.640
$\Delta L, \Delta Y^k$	279	3.082	3.309	691	51	193		

Nota: cifras en millones de pesos.

 $L_{t=0}, Y_{t=0}^k$: deuda y variables reales (promedio) de las firmas antes del choque. Para el saldo de crédito es el primer trimestre de 2014 y para las variables reales es 2013. $\Delta L, \Delta Y^k$: cambio promedio (en niveles) de la deuda y variables reales de las firmas antes y después del choque.

Fuente: cálculo de los autores.

A continuación describimos en mayor detalle nuestra estrategia empírica. Nuestro objetivo es medir el impacto de este choque a la oferta de crédito sobre el crédito de las firmas, que llamaremos:

$$L_{j,t} = \sum_b L_{j,b,t}$$

expresión que representa la suma de los saldos de crédito de la firma j con cada banco b en el momento t . Finalmente, queremos medir el impacto de este cambio en el crédito de las firmas sobre las decisiones de contratación de insumos y de producción de las firmas, que denotaremos $Y_{j,t}^k$, donde k es un indicador de cada decisión de las firmas (e, g : empleo, inversión, etc). Queremos, entonces, estimar la relación entre los cambios $\Delta Y_{j,t}^k$ y una variación controlada en el crédito que recibe, y que llamamos $\hat{\Delta}L_{j,t}$:

$$E[\Delta Y_{j,t}^k] = f(\hat{\Delta}L_{j,t}) \quad (A.1)$$

El problema econométrico es que los cambios observados en el crédito de las firmas $\Delta L_{j,t}$ no son controlados, sino que responden en general a choques que enfrentan en sus mercados de bienes e insumos. Por tanto, para estimar (A.1) extraemos

de la variación observada en el crédito $\Delta L_{j,t}$ la parte que se debe al choque inducido por la decisión de JP Morgan. A esta variación exógena la llamaremos $\hat{\Delta}L_{j,t}$ y la obtendremos usando instrumentos. En adelante obviaremos el indicador de tiempo en estas variables, puesto que nos enfocaremos únicamente en el corte transversal de los cambios en los niveles de crédito entre febrero de 2014 (justo antes del choque) y junio de 2014.

Específicamente, en una primera etapa estimamos el aumento en el crédito de cada firma j con cada banco tras la decisión de JP Morgan, la cual se debe a factores puramente exógenos en el momento t , de acuerdo con la siguiente ecuación:

$$\Delta L_{j,b} = \hat{\Delta}L_j(\Delta TES_b) + g(L_{j,b,t=0}, L_{j,t=0}) + \varepsilon_j + \epsilon_{j,b}, \quad (A.2)$$

donde $\hat{\Delta}L_{j,b} = \hat{\Delta}L_j(\Delta TES_b)$ corresponde precisamente a la variación de $\Delta L_{j,b}$ que depende del cambio en las tenencias de cada banco de TES durante el choque, y que llamamos ΔTES_b . La función $g(\cdot)$ absorbe los efectos de los niveles iniciales de saldos $L_{j,b,t=0}$ y $L_{j,t=0}$ de cada firma j con cada banco b , y con todos los bancos. La inclusión de los niveles iniciales de saldos reconoce la posibilidad de que las firmas tengan restricciones

financieras relacionadas con su posición de deuda frente a cada banco. Estimaremos, además, especificaciones que incluyen efectos fijos de firma ϵ_j que absorben los factores comunes a la firma y que podemos identificar para aquellas que tienen negocios con más de un banco.

Esta estimación es equivalente a la primera etapa de un método de variables instrumentales, donde los instrumentos son el choque de liquidez experimentado por cada banco ΔTES_b ; la exposición inicial de cada firma al banco en cuestión $L_{j,b,t=0}$, y el valor total inicial de los créditos de la firma con todos los bancos $L_{j,t=0}$ o todas las características absorbidas por los efectos fijos. A diferencia de una estimación usual de variables instrumentales, y siguiendo a Khwaja y Mian (2008), en la segunda etapa solo usaremos la porción de la variación en los saldos totales que está explicada por las diferencias en los créditos de cada firma entre bancos que experimentaron distintos choques de liquidez. Es decir, queremos estimar el efecto de la variación en la deuda de las firmas que estuvo inducida únicamente por el choque de la decisión de JP Morgan.

Adicionalmente, nótese que la estimación de (A.2) en esta primera etapa es a nivel de firma-banco, mientras que la relación entre saldos y desempeño que describe la ecuación (A.1) está definida al nivel de las firmas. Para estimar esta relación (A.1), debemos obtener el choque exógeno de cada firma, sumando para cada una el efecto predicho con cada banco: $\hat{\Delta}L_j = \sum_b \hat{\Delta}L_{j,b}$. Es decir, obtenemos el choque de liquidez específico de cada firma, instrumentado con su exposición a cada banco, así como la exposición de cada banco al choque de liquidez, asumiendo que ambos son exógenos para la firma¹.

La ecuación (A.2) se estima a nivel de firma-banco usando formas lineales alternativas y con interacciones de distintas variables. Se estima la ecuación usando la submuestra de firmas que tiene negocios con más de un banco, para poder identificar los efectos fijos a nivel de firma. De esta forma, se mitiga un posible problema de la estimación de $\hat{\Delta}L_j$ usando todas las observaciones, el cual podría ser que su resultado refleje una respuesta endógena de los bancos al choque de liquidez de acuerdo con la calidad de sus clientes. Esto ocurre si las firmas se agrupan en bancos de acuerdo con su calidad, de tal forma que el aumento estimado en su deuda en esta primera etapa es un reflejo de la calidad intrínseca de la firma. Aunque esta posibilidad no invalida los resultados que se obtengan, pues los efectos estimados siguen siendo la respuesta al choque exógeno de JP Morgan, esta posible conexión de bancos y tipo de firma complicaría la interpretación de los resultados. Al usar firmas con múltiples bancos, el cambio estimado en

la deuda por firma no es el resultado de su asociación con un banco específico.

Estimamos la ecuación (A.2) usando el corte transversal de cambios en los saldos de deuda de las firmas con los bancos comerciales entre febrero y junio de 2014, y el cambio en los saldos de TES de los bancos comerciales entre marzo y junio de 2014. Luego correlacionaremos el choque de liquidez estimado en la ecuación (A.2) con los cambios en las variables entre diciembre de 2013 y diciembre de 2014, de acuerdo con los reportes anuales de las firmas a la Superintendencia de Sociedades. La submuestra de firmas que usamos contiene solo las firmas con préstamos con dos o más bancos.

Los resultados de la regresión se muestran en el Cuadro 1, incluyendo en la fila inferior los efectos marginales de los cambios. La tabla muestra los resultados de cuatro regresiones: MCO sin controles en la columna (2), interacciones en las columnas (2) y (3), y una de efectos fijos de firma en la columna (4). Para las columnas (2) a (4) los errores estándar se obtuvieron vía iteraciones *bootstrap* que, además, se usan en la segunda etapa de la estimación.

Para medir el efecto del choque sobre las variables reales, en una segunda etapa estimamos la ecuación (A.1) que mide la correlación entre los cambios en las variables reales y el choque estimado $\hat{\Delta}L_j$. Recuérdese que para obtener $\hat{\Delta}L_j$ se usa únicamente la porción de su variación que está correlacionada con ΔTES_b . Es decir, se deducen de la proyección estimada en cada regresión los efectos de $L_{j,b,t=0}$ y $L_{j,t=0}$ y los efectos fijos de firma, como en Khwaja y Mian (2008).

Al igual que en (A.2), se usa en (A.1) una forma lineal para . Las variables reales se miden usando los reportes financieros de las firmas al cierre de 2013 y de 2014; es decir, se evalúa el efecto del choque que ocurrió en el segundo trimestre de 2014 sobre el cambio en las variables reales a lo largo de todo 2014. En otras palabras, lo que medimos es el efecto inmediato del choque exógeno de liquidez, más los posibles efectos adicionales persistentes en lo restante de 2014 y que estén correlacionados con este choque exógeno. Los resultados de esta segunda etapa son los que se muestran en el Cuadro 2. Los errores estándar se estiman con un método *bootstrap* que incorpora el error de estimación de la primera etapa.

1 Formalmente, se supone que los instrumentos son ortogonales a los choques que afectan las decisiones de las firmas, condicional en los controles.

Anexo 2

Condiciones de elegibilidad para los instrumentos de crédito agrícola (ICR, ICR extendido y LEC)

Cuadro A2.1

Incentivo a la capitalización rural (ICR general)	
Criterio de elegibilidad	¿Observable para el econometrista?
Persona natural o jurídica	Sí
Debe ser un crédito de redescuento	Sí
Ejecutar un proyecto de inversión	Sí
Proyecto de inversión debe ser nuevo	No
Acreditar propiedad propia, en arriendo u otra	No
No contar con otro subsidio directo concedido por el Estado	No
Las inversiones solicitadas de ICR son posteriores a la fecha de asignación del crédito	No
No tener más de un ICR en un mismo año. Solicitar nuevamente ICR un año después de haber tenido el beneficio	No
Algunos productos específicos de las inversiones (renovación de cafetales envejecidos)	Sí
Capítulos objeto de la inversión	Sí
Rubros objeto de inversión	Sí
Incentivo a la capitalización rural (ICR extendido)	
Criterio de elegibilidad	¿Observable para el econometrista?
Persona natural o jurídica	Sí
Ejecutar un proyecto de inversión	Sí
Debe ser un crédito de redescuento	Sí
Productos específicos de las inversiones (arroz, cebada, frijol, maíz, sorgo, soya y trigo)	Sí
Capítulos objeto de la inversión	Sí
Rubros objeto de inversión	Sí
Líneas especiales de crédito (LEC apuesta exportadora)	
Criterio de elegibilidad	¿Observable para el econometrista?
Persona natural o jurídica	Sí
Ejecutar un proyecto de inversión	Sí
Proyectos de la apuesta Exportadora del Ministerio de Agricultura	Sí
Apoyo a reconversión de cultivos de mediano y tardío rendimiento	Sí
Apoyo a mejoramiento de la productividad actividades agropecuarias	Sí
El productor no tenga ICR	No
Productos específicos de la apuesta exportadora del MADR	Sí

Fuente: clasificación de los autores.

Anexo 3

Anexo metodológico: dinámica del sector exportador agrícola colombiano ante un choque en la oferta de crédito bancario

En este anexo se explica detalladamente las metodologías implementadas en las secciones “2.2.1 comportamiento del sector exportador agrícola durante la crisis financiera” y “2.2.2 explorando el potencial efecto de la expansión crediticia sobre las exportaciones agrícolas”.

3.1 Comportamiento del sector exportador agrícola durante la crisis financiera

La principal dificultad para identificar el efecto del crédito sobre las exportaciones radica en que ambos, tanto el nivel del crédito como el de las exportaciones, pueden estar determinados simultáneamente por los mismos factores. De manera general se puede considerar que el nivel de exportaciones de cada exportador depende de su nivel de crédito y de otros determinantes (*e. g.*: demanda por el producto que se exporta, condiciones financieras, costos de insumos, entre otros). Por otro lado, el nivel de crédito de cada exportador es el resultado de un equilibrio entre la oferta de crédito y los determinantes que afectan su demanda por crédito, los cuales pueden ser los mismos determinantes que afectan sus exportaciones. Por tanto, para poder calcular la elasticidad de las exportaciones ante cambios en el crédito, es necesario contar con una estrategia que separe los choques de oferta y demanda de crédito. La metodología de nuestro estudio sigue el método propuesto por Paravisini *et al.* (2014), donde se aplica una estimación de mínimos cuadrados en dos etapas². Con el fin de separar los choques de oferta y demanda de crédito, estos autores instrumentan la oferta de crédito con el choque exógeno en el financiamiento externo de los bancos y lo utilizan como fuente de variación de la oferta de crédito local. Paso siguiente, calculan el impacto que tiene este choque exógeno en la oferta de crédito sobre el nivel de las exportaciones.

3.1.1 Segunda etapa

El objetivo final es la estimación de la relación causal entre crédito y exportaciones, como ilustra la siguiente ecuación:

2 Para facilitar la comparación entre el estudio original de Paravisini *et al.* (2014) y el nuestro, mantenemos la notación utilizada por estos autores.

$$\text{Log}(X_{ipdt}) = \gamma \cdot \text{Log}(C_{it}) + \delta_{ipd} + \alpha_{pdt} + \varepsilon_{ipdt} \quad (\text{A.3})$$

donde X_{ipdt} representa las exportaciones del exportador i del producto p al destino d en el período t y C_{it} representa el crédito bancario total al exportador i en el período t . δ_{ipd} son efectos fijos exportador-producto-destino para controlar por la heterogeneidad no observada en la sección cruzada (*e. g.*: experiencia exportando el producto p al destino d o habilidades gerenciales del exportador i), y α_{pdt} son efectos fijos por producto-destino-período para controlar por cambios que afectan la producción y envío del producto p al destino d o en los costos de producción y/o transporte del producto p al destino d .

Con el fin de simplificar la ecuación, y dado que nuestra estrategia empírica explota el cambio en el crédito y su impacto sobre las exportaciones debido a la crisis financiera de 2008, diferenciamos la ecuación (A3) de forma tal que tenemos:

$$\text{Log}(X_{ipd}) = \alpha'_{pd} + \gamma \cdot \widehat{\text{Log}(C_i)} + \varepsilon'_{ipd} \quad (\text{A.4})$$

donde $\text{Log}(X_{ipd}) = \text{Log}(X_{ipdPost}) - \text{Log}(X_{ipdPre})$ y $\widehat{\text{Log}(C_i)} = \widehat{\text{Log}(C_{iPost})} - \widehat{\text{Log}(C_{iPre})}$. *Post* y *Pre* representan los períodos antes y después de octubre de 2008, cuando estalló la crisis financiera global. La variable $\alpha'_{pd} = \alpha_{pdPost} - \alpha_{pdPre}$ controla por cambios no observados en las exportaciones del producto p al destino d . Con el fin de estimar el efecto sobre los productos agrícolas, se divide la muestra entre exportadores de productos agrícolas y no agrícolas.

3.1.2 Identificación

Como se señaló, por cuanto el nivel del crédito y las exportaciones del exportador i pueden estar determinados por los mismos factores, se necesita un instrumento que guarde relación directa con el cambio en el crédito, pero que no tenga efecto alguno sobre el cambio en las exportaciones distinto al proveniente del cambio en el crédito. Paravisini *et al.* (2016) proponen utilizar la dependencia de recursos del extranjero por parte de los bancos para predecir la dinámica del crédito bancario en el período posterior al estallido de la crisis financiera. Para comprobar que en efecto existe una relación entre la dependencia de recursos extranjeros del banco b y su crédito

to bancario al exportador i en el período previo y siguiente a octubre de 2008, se estima la siguiente ecuación:

$$\text{Log}(C_{ibt}) = \theta_{ib} + \mu_{it} + \beta \cdot FD_b \times Post_t + v_{ibt} \quad (\text{A.5})$$

donde C_{ibt} es el promedio de los saldos de los préstamos del exportador i con el banco b en $t=\{Pre, Post\}$; FD_b es la medida de dependencia en financiamiento extranjero del banco b antes de la interrupción de capitales extranjeros producida por la crisis de 2008 ($i. e.$: financiamiento externo como proporción de los activos totales del banco b), y $Post_t$ es una variable dicotómica igual a 1 cuando el período es $Post$ ³; θ_{ib} son efectos fijos exportador-banco para controlar por la heterogeneidad no observada en la demanda y oferta de crédito que no varía en el tiempo; μ_{it} son efectos fijos exportador-tiempo para controlar por los cambios específicos al exportador en su demanda por crédito. Con el fin de simplificar la estimación, eliminamos el primer grupo de efectos fijos mediante la primera diferencia de la ecuación (A.5), así:

$$\text{Log}(C_{ib}) = \mu'_i + \beta \cdot FD_b + v_{ib} \quad (\text{A.6})$$

donde $\text{Log}(C_{ib}) = \text{Log}(C_{ibPost}) - \text{Log}(C_{ibPre})$, $\mu'_i = \mu_{iPost} - \mu_{iPre}$ controla por cambios en la demanda por crédito del exportador i . Por consiguiente, un coeficiente negativo en la variable dependencia al financiamiento extranjero ($i. e.$: β) sugiere una relación negativa de la dependencia al financiamiento del banco b con el crédito ofrecido al exportador i .

3.1.3 Primera etapa

Dado que el objetivo final es verificar si la variación en el total del crédito recibido por el exportador i afecta su nivel de exportaciones, el siguiente paso es comprobar que la disminución de los capitales extranjeros que afectaron a los bancos con mayor exposición afectó el crédito total recibido por los exportadores. Es importante aclarar que la estimación de la ecuación (A.6) no captura el hecho de que los exportadores pudieron haber reemplazado a los bancos más expuestos por otros bancos menos expuestos y haber evitado una reducción en la oferta total de crédito. Por tanto, y para examinar el efecto sobre la variación total en el crédito al exportador i , estimamos la siguiente ecuación:

$$\text{Log}(C_{iPost}) - \text{Log}(C_{iPre}) = \gamma'_{pd} + \alpha \cdot F_i + \epsilon_i \quad (\text{A.7})$$

donde $\text{Log}(C_i) = \text{Log}(C_{iPost}) - \text{Log}(C_{iPre})$ y F_i es un instrumento a nivel de exportador que está relacionado con su nivel de crédito, pero no con sus exportaciones. F_i representa la ex-

3 Siguiendo la literatura existente, en este estudio utilizamos los saldos de los créditos en vez de los desembolsos. Consideramos que, al ser una medida de cantidad del crédito tomado por el exportador, los saldos representan mejor la necesidad de financiamiento del exportador.

posición del exportador i al choque en la oferta de crédito y es el promedio de la dependencia extranjera del banco b que ofrece crédito al productor i , ponderado por la fracción de crédito de cada banco con el que el exportador tiene relación:

$$F_i = \sum_b \omega_{ib} \cdot FD_b \quad (\text{A.8})$$

donde ω_{ib} es la participación del banco b en el total del crédito del exportador i , y FD_b es la dependencia de recursos extranjeros del banco b . La hipótesis detrás del instrumento es que la contracción de la oferta de crédito después de la irrupción de la crisis fue más grande para aquellos bancos que dependieron en mayor medida del financiamiento externo. Así, exportadores con crédito de bancos que estaban más expuestos al financiamiento extranjero experimentaron disminuciones más pronunciadas en su oferta de crédito.

3.2 Explorando el potencial efecto de la expansión crediticia sobre las exportaciones agrícolas

El objetivo de esta sección es encontrar evidencia a favor del efecto que la expansión crediticia por parte del Estado (en cabeza de Finagro) pudo tener sobre la dinámica exportadora agrícola durante la crisis económica global de 2008. La expansión del crédito, que comenzó en 2007, fue canalizada a través de herramientas crediticias que ya existían en su momento y que fueron ampliadas, como el incentivo a la capitalización rural (ICR), o por medio de nuevos productos financieros, como las líneas especiales de crédito (LEC). Para ello, usamos los registros administrativos de Finagro para estimar el efecto de dicha expansión sobre la oferta de crédito para los productores agrícolas.

Como se explica en el artículo, a pesar de la reducción observada en el crédito a exportadores (agrícolas y no agrícolas) por parte de los bancos comerciales durante la crisis financiera de 2008, el aumento del apoyo financiero sobre el otro extremo de la cadena de valor ($i. e.$: los productores agrícolas) pudo haber ayudado a mantener un flujo de recursos necesarios para garantizar que la actividad exportadora agrícola no se viera tan afectada en comparación a los demás sectores. Se presentaría evidencia a favor de dicha hipótesis si observamos que el crecimiento del crédito agrícola fue mayor para productos con más vocación exportadora en comparación con el resto.

De esta manera, estimamos un modelo de *diferencias en diferencias* (DID, por su sigla en inglés) que captura los cambios en el crédito agrícola a lo largo del tiempo para los distintos grupos de productores. En particular, la regresión de interés es la siguiente:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 E_i + \alpha_2 T + \alpha_3 (E_i \times T) + \alpha_4 t + \alpha_5 (t \times E_i) + \mu_i + u_i \quad (\text{A.9})$$

Donde Y_i se refiere al saldo registrado (con corte al 31 de diciembre del correspondiente año) o al crédito otorgado en condiciones Finagro a un productor i en el año t ; E_i es una variable binaria que toma el valor de 1 si el productor era elegible de recibir ICR extendido o LEC, 0 de lo contrario; T es una variable dicotómica que es igual a 1 para todos los años posteriores a 2007 inclusive, cuando se produjo la expansión sobre el crédito agropecuario por parte del gobierno; t hace referencia a una tendencia lineal que busca capturar el paso del tiempo; μ_i identifica efectos fijos por productor, y μ_i es un término de error con media 0. En esta regresión el estimador de interés corresponde a α_3 , que captura el efecto de la expansión crediticia a partir de 2007 (identificada por T) para aquellos productores elegibles de acceder a los nuevos productos financieros (ICR extendido o LEC), representados por E .

Es importante aclarar que los registros administrativos de Finagro no nos permiten identificar exactamente si el productor fue beneficiado con el ICR extendido o LEC. Sin embargo, nos basamos en la información que los registros tienen acerca del tipo de actividad económica, producto cultivado, y tipo de inversión a realizar con el crédito o beneficio económico (véase el Anexo 2), para identificar si el individuo era potencialmente elegible de recibir ICR extendido o LEC. Así, comprendemos que el estimador de diferencias en diferencias no captura un efecto promedio de tratamiento, pero sí identifica una intención a tratar (ITT, por su sigla en inglés) por parte del gobierno debido a la expansión crediticia. Otra característica de la base de datos que es importante señalar es que no es posible conformar un panel de desembolsos otorgados en cada año por la ausencia de identificadores de deudores; por tanto, las estimaciones para esta base de datos no incluyen efectos fijos individuales.

Con base en los instrumentos crediticios usados por el gobierno nacional para expandir la oferta de crédito, configuramos tres grupos de tratamiento: 1) potencialmente elegibles de ICR extendido o LEC; 2) solo potencialmente elegibles de ICR extendido, y 3) solo potencialmente elegibles de LEC. Una ventaja para las estimaciones econométricas es el hecho de que el reglamento de Finagro estipula que para acceder al ICR (tradicional o extendido) el beneficiario no puede estar disfrutando de otra herramienta financiera respaldada por Finagro, como las LEC. Por tanto, cuando nuestro grupo de tratamiento incluye tanto los potencialmente elegibles de ICR extendido con los potencialmente elegibles de LEC, no es posible encontrar deudores que cumplan ambas condiciones. Con respecto a los grupos de control, para todos los potencialmente elegibles sus contrapartes corresponden al resto del universo de desembolsos o saldos registrados en las bases de Finagro (*i. e.*: productores que adquirieron créditos de descuento en condiciones Finagro, pero eran potencialmente elegibles de recibir beneficios adicionales). Para el segundo grupo de tratamiento, el grupo de control comprende los individuos potencialmente elegibles de ICR general (porque di-

fieren de aquellos potencialmente elegibles de ICR extendido debido al tipo de producto) y el resto de deudores sin ningún beneficio financiero adicional. Finalmente, el tercer grupo de control se compone solo de aquellos productores que contrajeron créditos en condiciones Finagro, pero sin posibilidades de recibir algún beneficio adicional.

Como lo afirman Angrist y Pischke (2009), es necesario observar tendencias paralelas previas al tratamiento entre los grupos de interés para poder identificar un efecto causal de las estimaciones; es decir, se espera que, en ausencia de tratamiento (*i. e.*, expansión crediticia), el cambio promedio de la variable de interés (desembolsos o saldos) hubiese sido igual tanto para el grupo de tratamiento como para el grupo de control. De lo contrario, se sobreestimaría el efecto promedio de tratamiento. La evidencia visual presentada en el Gráfico 4 no permite asumir dicho supuesto. Por ejemplo, en el panel A, donde se describen las trayectorias de los saldos de crédito con corte al 31 de diciembre de cada año, se observa que la tendencia antes de 2007 sobre aquellos deudores elegibles de ICR extendido era decreciente, en contraposición sobre los individuos no elegibles de algún beneficio crediticio (otros), cuya tendencia era creciente. Para mitigar este problema, Mora y Reggio (2013) proponen la inclusión de tendencias específicas por grupo. En la ecuación (A.9) la interacción entre t y E es la que representa la diferencia de tendencias entre grupos. Así, el estimador de diferencias en diferencias ya no captura una posible heterogeneidad de las tendencias por grupos, porque dicho efecto estaría aislado debido a la inclusión de $t \times E_i$.

Anexo 4

Definiciones de los instrumentos de política macroprudencial del Gráfico 7

Cuadro A4.1

Definición	
1. <i>Buffer</i> contracíclico (BCC)	Es un requerimiento a los bancos para que mantengan un <i>buffer</i> contracíclico. Ejecuciones de 0% no son consideradas como ajustes en los indicadores tipo <i>dummy</i> .
2. Conservación (C)	Requerimiento a los bancos de mantener un <i>buffer</i> de capital para conservación, incluyendo el establecido bajo Basilea III.
3. Requerimientos de capital (RC) ^{a\}	Requerimiento de capital para bancos, que incluye la ponderación de los riesgos, <i>buffers</i> de riesgo sistémico, y requerimientos mínimos de capital. <i>Buffers</i> de capital, contracíclico y <i>buffers</i> de capital para conservación son capturados en sus balances respectivamente, así que no son incluidas aquí. Se contemplan subcategorías de medidas de capital, clasificándolas dentro de los sectores de viviendas objetivo (HH), sector corporativo objetivo (Corp), y crédito en moneda extranjera como (ME) objetivo.
4. Límites de apalancamiento (LAP)	Límite en el apalancamiento de los bancos, calculado mediante la división de una medida de capital entre las exposiciones ponderadas por riesgo del banco (e. g., Basilea III, razón de apalancamiento).
5. Provisión de pérdidas crediticias (PPC) ^{a\}	Requerimientos de provisiones en caso de pérdidas crediticias para propósitos macroprudenciales, incluyen aprovisionamiento dinámico y provisiones sectoriales (p. e., préstamos de vivienda).
6. Límites al crecimiento del crédito (LCC) ^{a\}	Límites al crecimiento o el volumen agregado del crédito, el crédito del sector vivienda, o el sector de crédito corporativo. Incluye penalidades por altos crecimientos en el crédito. Se contemplan subcategorías de medidas de capital, clasificándolas dentro de los sectores de viviendas objetivo (HH), sector corporativo objetivo (Corp).
7. Restricciones de crédito (RCrédito) ^{a\}	Restricciones de crédito, las cuales están más específicas que aquellas capturadas en (LCC). Incluyen límites y prohibiciones, que posiblemente estén relacionadas con las condiciones del crédito (p. e., plazo, tamaño, tipo de tasa de interés de los créditos), características de los bancos (bancos hipotecarios) y otros factores. Se contemplan subcategorías de medidas de capital, clasificándolas dentro de los sectores de viviendas objetivo (HH) y sector corporativo objetivo (Corp). Restricciones en préstamos en moneda extranjera son capturados en "LME".
8. Límites de moneda extranjera (LME)	Límites en préstamos en moneda extranjera y reglas o recomendaciones en préstamos hechos en moneda extranjera.
9. Límites en la razón <i>loan to value</i> (LTV)	Límites en la razón <i>loan to value</i> , contemplando aquellos que son mayormente dirigidos a créditos de vivienda, también incluye aquellos dirigidos a créditos de automóviles y créditos de bienes raíces.
10. Límites en la razón <i>debt service to income</i> (DSTI)	Límites en las razones <i>debt service to income</i> y <i>loan to income</i> , los cuales restringen el tamaño de los servicios a la deuda o a la deuda relativa al ingreso. Estos incluyen aquellos dirigidos a los créditos de vivienda, créditos de consumo y créditos de bienes raíces.
11. Medidas de impuesto (MI)	Impuestos y gravámenes aplicados a diferentes transacciones, activos u obligaciones, los cuales incluyen impuestos de timbre y ganancias sobre el capital.
12. Requerimientos de liquidez (RL)	Medidas tomadas para mitigar la liquidez sistémica y el riesgo de financiación, incluyendo los requerimientos mínimos para las razones de cobertura de liquidez, razones de activos líquidos, razones de fondos estables netos, razones de financiación tradicional y restricciones de deuda externa que no distinguen entre monedas.
13. Límites en la razón <i>loan to deposit</i> (LTD)	Límites para la razón <i>loan to deposit</i> (LTD) y penalidades para proporciones altas de LTD.
14. Límites en las posiciones de moneda extranjera (LPME)	Límites en las posiciones de divisas abiertas netas o brutas (ME), límites en exposiciones en ME y financiamiento en ME, y regulaciones en descalces de moneda.
15. Requerimientos de reserva (RR) ^{a\}	Requerimientos de reserva (en moneda local o extranjera) para propósitos macroprudenciales. Nótese que esta categoría podría incluir aquellos RR dedicados a la política monetaria, pero la distinción entre aquellos macroprudenciales y de política monetaria usualmente no es clara. Se proporciona una subcategoría de RR para aquellos diferenciados por moneda, ya que se utilizan típicamente para propósitos macroprudenciales.
16. Instituciones financieras sistemáticamente importantes (IFI)	Medidas tomadas para mitigar riegos de Instituciones Financieras Sistemáticamente Importantes (IFI's) globales o locales, que incluyen recargos de capital y liquidez.
17. Otras	Medidas macroprudenciales que no fueron capturadas en las categorías pasadas—ej., pruebas de estrés, restricciones sobre la distribución de ganancias y medidas estructurales (ej., límites de exposición entre entidades financieras).

a\ Indica que hay subcategorías disponibles.
Fuente: Zohair *et al.* (2019).

Anexo 5

Canal de crédito

5.1 Metodología

El modelo usado en este artículo para estimar la respuesta de las variables de interés a choques de política monetaria se denomina modelo estructural de vectores autorregresivos identificado con instrumentos externos (*proxy*-SVAR), el cual fue recientemente propuesto por Stock y Watson (2012), y Mertens y Ravn (2013)⁴. El proceso de estimación de un *proxy*-SVAR consta de dos etapas. En la primera, se construyen de manera independiente series de tiempo que representen choques exógenos en la variable de interés de la cual se quiere conocer su efecto sobre las demás variables del sistema⁵. Luego, se usan dichas series como instrumentos externos, esto es, como series no incluidas en el modelo pero correlacionadas de manera directa únicamente con los choques de la variable de interés, para estimar, mediante un modelo de vectores autorregresivos, cómo dichos choques afectan a las variables restantes del modelo (funciones impulso-respuesta)⁶.

Dado que nuestro interés radica en establecer la respuesta de distintas variables a choques exógenos de política monetaria, en nuestra implementación utilizamos dos metodologías para

- 4 Un enfoque similar al presentado en este artículo se encuentra en Piffer (2018).
- 5 En la literatura estos choques exógenos se asocian con los llamados choques estructurales de modelos multivariados. Se entiende por representación “estructural” aquella en la que los valores contemporáneos de cada una de las variables del modelo dependen de los valores contemporáneos y rezagados de las demás variables. Bajo dicha representación, el modelo no puede ser estimado consistentemente. En cambio, en la representación de “forma reducida” los valores contemporáneos de cada una de las variables solo dependen de los valores rezagados de las demás variables; de esta manera, el modelo sí puede ser estimado consistentemente, pero los residuales obtenidos son combinaciones de los choques estructurales del modelo.
- 6 En general, las funciones de impulso-respuesta se obtienen estimando la relación existente entre los residuales obtenidos del modelo estimado en forma “reducida” y los choques estructurales. Como esta relación no está plenamente identificada, los métodos tradicionales recurren a restricciones en los coeficientes que la determinan. Estas restricciones (identificación de Cholesky, restricciones de signo, restricciones de largo plazo, etc.) generalmente están justificadas en la teoría económica, pero tienen el inconveniente de no ser verificables a priori. La estimación del *proxy*-SVAR no proporciona identificación de todos los choques estructurales del modelo, pero sí de los choques para los que se tienen instrumentos (lo que se conoce en la literatura como identificación parcial).

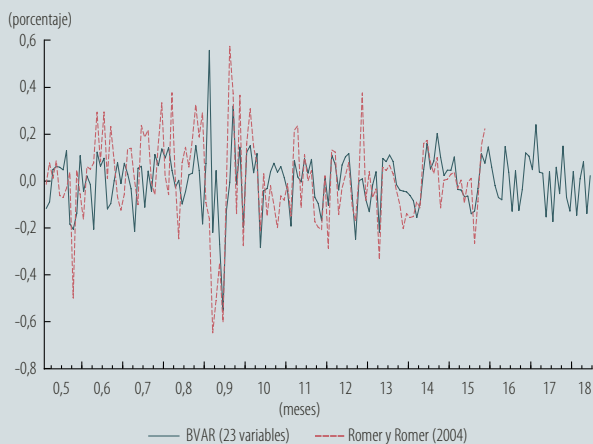
obtener el mismo número de series de innovaciones monetarias que se usan como instrumentos externos en la estimación del *proxy*-SVAR. La primera de ellas sigue el método propuesto por Romer y Romer (2004). Con este enfoque los choques monetarios se calculan como los residuales de regresar el conjunto de información cuantificable que la JDBR tenía en cada una de sus reuniones de política monetaria en los cambios decididos en la tasa de política. El conjunto de información incluye el nivel vigente de la tasa de política, la inflación y el PIB observados en el trimestre actual y el anterior, los pronósticos a dos trimestres de inflación y de PIB que proveía el equipo técnico en la reunión, y los cambios en los pronósticos de dichas variables con respecto a la reunión anterior⁷. Esta serie se estimó con periodicidad mensual desde 2001 a 2018.

La segunda serie de choques monetarios sigue el método propuesto por Banbura, Giannone y Reichlin (2010). En este método los choques monetarios se identifican recursivamente en el marco de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) de escala media con contracción bayesiana (BVAR 13). La identificación de los choques monetarios se logra de acuerdo con el tradicional ordenamiento de Cholesky, suponiendo que la tasa de política no afecta contemporáneamente a variables “lentas” (esencialmente variables relacionadas con la actividad económica y los precios), pero sí lo hace a variables “rápidas” (esencialmente variables financieras)⁸. Esta serie se estimó con periodicidad mensual desde 2005 a 2018.

- 7 La estimación de estos choques involucró la recopilación de las series en tiempo real del PIB y de pronósticos del equipo técnico. Estas últimas provenían de los escenarios centrales del modelo de mecanismos de transmisión (MMT) desde el primer trimestre de 2001 hasta el primero de 2011 y del modelo Patacon desde el segundo trimestre de 2011 en adelante.
- 8 En el modelo BVAR(13) con periodicidad mensual las variables “lentas” son: deflactor de las ventas al por menor, licencias de construcción, ventas del comercio al por menor, índice de costos de la construcción pesada, tasa de desempleo, índice de costos de la construcción de vivienda, índice de precios al consumidor (IPC), IPC sin alimentos ni regulados, IPC sin alimentos, ocupados, índice de producción industrial, índice de precios al productor (IPP) e índice de salarios nominales. En el modelo las variables “rápidas” son: cartera comercial y de consumo, índice de tasa de cambio real, índice de términos de intercambio, M1, M3, pasivos sujetos a encaje, reserva bancaria y tasa de los TES a diez años. Se utilizaron los *priors* de Litterman/Minnesota con los siguientes hiperparámetros: 0 para el coeficiente de autocorrelación AR(1), 0,1 para el parámetro de contracción global, 0,99 para el peso relativo de las varianzas cruzadas y 1 para el decaimiento de los rezagos.

Estas dos series contribuyen a superar el problema de endogeneidad de la tasa de política pues, por construcción, representan decisiones de política que no pueden explicarse en función de la información disponible y, por tanto, reflejan verdaderas “sorpresas” o choques exógenos de política. Las dos series se muestran en el Gráfico A5.1. Aunque tienen comovimientos notorios, no están perfectamente correlacionadas (su coeficiente de correlación lineal es 0,5), por lo que el uso de ambas series no es redundante y, como se describe más adelante mediante la prueba de Sargan-Hansen para restricciones de sobreidentificación, la estimación del vector de impulso-respuesta se vuelve potencialmente más precisa cuando se usan ambos instrumentos conjuntamente en lugar de uno solo.

Gráfico A5.1
Instrumentos usados



Fuente: cálculos de los autores.

Una vez que se construyen los instrumentos externos, se usan en la estimación del *proxy*-SVAR. Con más de un instrumento el método de estimación que genera estimadores consistentes del vector de impulso-respuesta es el de mínimos cuadrados en dos etapas (MCO2). En la primera etapa, se regresan los instrumentos en la innovación correspondiente a la tasa de interés de política del modelo en forma reducida. En la segunda etapa, se regresa la predicción de la primera etapa en las restantes innovaciones del modelo para obtener estimadores consistente de los elementos del vector de impulso-respuesta relativo⁹.

Dado que nuestro interés radica en determinar el efecto de choques exógenos de política monetaria en un conjunto grande de variables, seguimos a Beaudry y Portier (2014), Gertler y Karadi (2015) y a Piffer (2018) en el tratamiento de la posible alta dimensionalidad del modelo. Inicialmente, especificamos

9 Para la demostración de la consistencia de los estimadores, véase Jenstch y Lunsford (2018).

un modelo parsimonioso con solo tres variables mensuales (logaritmos del IPC y del PIB real¹⁰, y tasa de interés de política)¹¹ y determinamos el número de rezagos óptimo (cuatro) con criterios de información. Posteriormente, estimamos trece modelos adicionales con el mismo número rezagos en los que se incluyen las tres variables del modelo inicial más una variable adicional que cambia en cada modelo¹². Los intervalos de confianza se construyen mediante un procedimiento de *wild bootstrapping* con 1.000 iteraciones, que permite tener en cuenta la incertidumbre en las dos etapas de la estimación¹³. En nuestro proceso de estimación se realizaron diferentes pruebas para determinar la relevancia de los instrumentos

10 El PIB se mensualizó con el algoritmo de Litterman, usando como variable de referencia el indicador de seguimiento a la economía (ISE, del DANE) desde el momento en que está disponible (2005 en adelante) y las ventas del comercio al por menor para el período restante. Dicho procedimiento también fue aplicado para las series provenientes de los estados financieros disponibles en la Superintendencia de Sociedades.

11 Usamos la TIB como *proxy*.

12 Las series adicionales nominales fueron incluidas en logaritmos de sus niveles a precios constantes de 2008. En cuanto a la elección de un modelo en niveles (respecto a uno en diferencias o de la modelación explícita de las posibles relaciones de largo plazo entre las variables), consideramos que esta opción es la más “segura” porque, como menciona Lütkepohl (2013), dicha especificación es robusta a relaciones de cointegración desconocidas. En particular, la especificación en niveles nos permite ser agnósticos sobre el número de relaciones de cointegración y sobre la precisa especificación de estas relaciones. En caso de existir relaciones de cointegración, un VAR en niveles es preferible a uno en diferencias porque en este último caso, al diferenciar las series, se genera una mala especificación del modelo y, por tanto, sesgos en los parámetros estimados. El inconveniente de la estimación del VAR en niveles es que la inferencia se complica por cuanto las distribuciones no son estándar. Sin embargo, en nuestro caso este problema no se tiene con el uso de métodos de *bootstrapping*.

13 El procedimiento de *wild bootstrapping* (WB) que se sigue es similar al de Mertens y Ravn (2013), que es el común en la literatura. Recientemente, Brüggeman *et al.* (2016) muestran que dicho procedimiento no es, en general, asintóticamente válido para inferencia de estimadores que necesiten la matriz de varianzas y covarianzas de las innovaciones del VAR, como en el caso de las funciones de impulso-respuesta de choques estructurales, y proponen el uso de *moving block bootstrap* (MBB). Para aplicar MBB a modelos *proxy*-SVAR, Jenstch y Lunsford (2018) proponen una variante de MBB que permite el remuestreo tanto de los choques en forma reducida como de los instrumentos. Sin embargo, este algoritmo no es implementable en nuestro caso porque requiere que los instrumentos estén disponibles para el mismo intervalo de tiempo que el usado en la estimación del VAR, a diferencia de WB. Afortunadamente, Mertens y Ravn (2018) muestran que, para varios estudios recientes que usan *proxy*-SVAR, los intervalos de confianza hallados mediante WB son muy similares a los obtenidos mediante el algoritmo de Jenstch y Lunsford (2018), y que solo difieren cuando existen sospechas de que los instrumentos son débiles, esto es, para valores del estadístico *F* de la primera etapa menores que 5. En nuestro caso, el *F* de la primera etapa (Cuadro A5.1) está muy por encima de 5, por lo que podríamos intuir que nuestros intervalos de confianza obtenidos mediante WB no deberían ser muy distintos a los que se pudieran obtener mediante MBB.

utilizados y la validez de su uso conjunto. Usando la estimación del modelo inicial, el Cuadro A5.1 del apéndice muestra los estadísticos F de la primera etapa de la estimación, que rechazan la hipótesis nula de no significancia global de la especificación únicamente cuando los choques monetarios se usan para instrumentar la innovación de política, lo que prueba su relevancia¹⁴. Además, el test de Sargan-Hansen para restricciones de sobreidentificación, con el que se puede verificar la validez del uso conjunto de ambos instrumentos, no rechaza dichas restricciones.

Cuadro A5.1
Prueba de validez de los instrumentos

	Instrumentos usados		
	Romer y Banbura	Solo Romer y Romer (2004)	Solo Banbura (2010) - BVAR
Instrumentando choque de tasa de política			
Tests de relevancia de los instrumentos			
Wald F-test (Cragg-Donald)	77,63	69,17	120,12
Wald F-test (Kleibergen-Paap)	54,54	33,78	85,29
R2 primera etapa	0,49	0,30	0,43
R2 ajustado primera etapa	0,49	0,49	0,49
Tests de sobre-identificación			
Sargan-Hansen J - PIB	0,17		
P-valor	0,68		
Sargan-Hansen J - Inflación	0,08		
P-valor	0,78		
Pruebas tipo "placebo" (instrumentando erróneamente otros choques)			
Instrumentando choque del PIB			
Wald F-test (Cragg-Donald)	3,46	3,04	6,66
Wald F-test (Kleibergen-Paap)	2,74	2,52	5,46
R2 primera etapa	0,04	0,01	0,04
R2 ajustado primera etapa	0,03	0,04	0,04
Instrumentando choque de inflación			
Wald F-test (Cragg-Donald)	0,07	0,13	0,02
Wald F-test (Kleibergen-Paap)	0,07	0,15	0,04
R2 primera etapa	0,00	0,00	0,00
R2 ajustado primera etapa	0,01	0,00	0,01

Fuente: cálculos de los autores.

Finalmente, cabe decir que los resultados que se reportan a continuación son cualitativamente robustos a varios cambios

en la especificación del modelo, o al método de estimación usado. Con respecto a la especificación, los resultados son robustos a pequeñas modificaciones en el número de rezagos o al cambio en la frecuencia de las series (trimestral) o a la implementación de otros algoritmos para la mensualización del PIB (véase el Anexo 5.2.2). En cuanto al método de estimación, los ejercicios acá mostrados se replicaron también utilizando la metodología de proyecciones locales de Jordá (2004). En términos generales, los resultados obtenidos por la estimación por MCO2 del modelo SVAR identificado con instrumentos externos y la estimación con proyecciones locales son muy similares cualitativa y cuantitativamente. Esto es consistente con la literatura reciente que encuentra que ambos métodos deben producir los mismos impulsos-respuesta en términos poblacionales, y que cuando sus resultados difieren se debe a las restricciones externas impuestas en las estructuras de rezagos (Plagborg-Moller y Wolf, 2019)—los resultados de este ejercicio están disponibles a petición—.

5.2 Instrumentos y robustez

Los gráficos A5.2 y A5.3 muestran los impulsos-respuesta de las series consideradas usando distintas especificaciones para cada uno de los trece modelos considerados¹⁵. Los intervalos de confianza son construidos por medio de *wild bootstrapping* con mil réplicas.

El Gráfico A5.4. ilustra la respuesta de la TIB ante un choque de política.

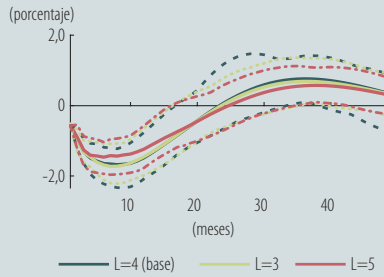
14 Nótese que, en el caso en el que los mismos choques monetarios se utilizan para instrumentar las demás innovaciones, la hipótesis no se rechaza.

15 Todos los ejercicios acá mostrados son robustos a la implementación de otros algoritmos para la mensualización del PIB, cuyos resultados se pueden solicitar a los autores.

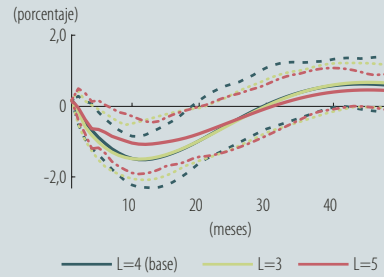
Gráfico A5.2
Cambios en los rezagos del modelo

A. Tasas de interés

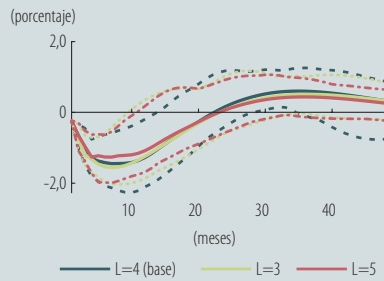
Total, según rezagos (L) del modelo



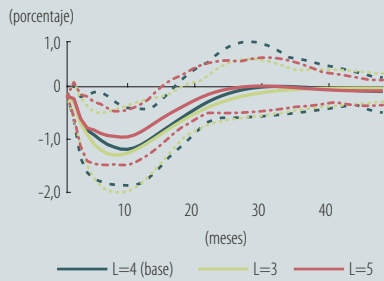
Consumo, según rezagos (L) del modelo



Comercial, según rezagos (L) del modelo

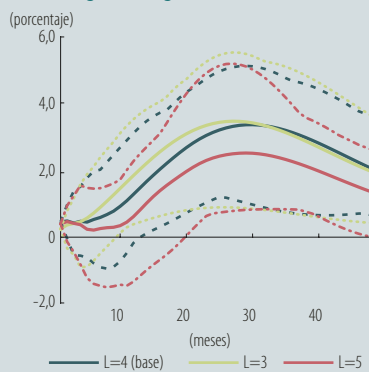


Vivienda, según rezagos (L) del modelo

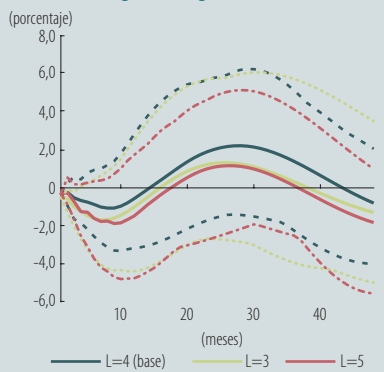


B. Cartera

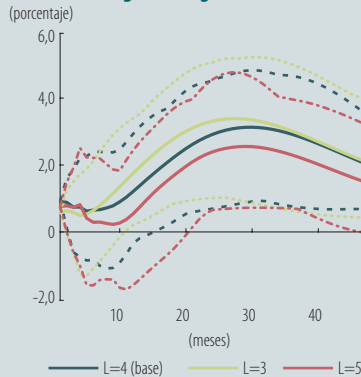
Total, según rezagos (L) del modelo



Consumo, según rezagos (L) del modelo



Comercial, según rezagos (L) del modelo



Vivienda, según rezagos (L) del modelo

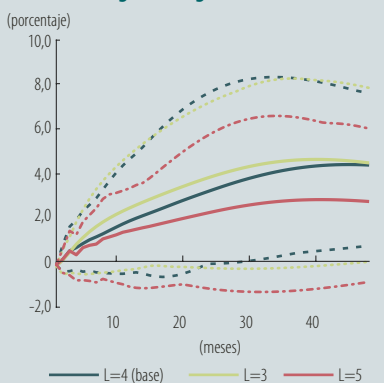
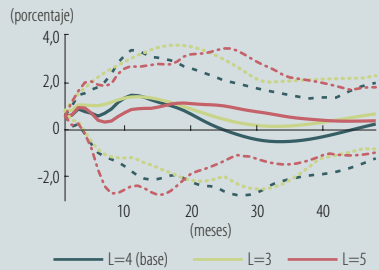


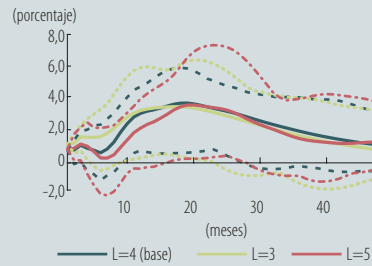
Gráfico A5.2 (continuación)
Cambios en los rezagos del modelo

C. Desempeño de las firmas

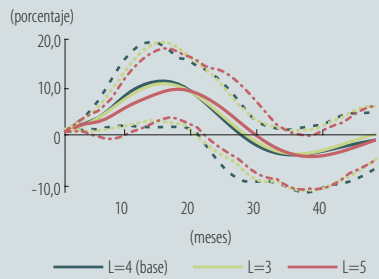
Riqueza neta, según rezagos (L) del modelo



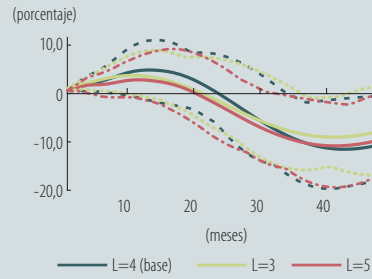
Pasivos, según rezagos (L) del modelo



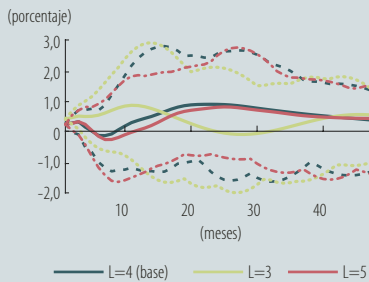
Beneficios, según rezagos (L) del modelo



Ingresos operacionales, según rezagos (L) del modelo



Apalancamiento, según rezagos (L) del modelo

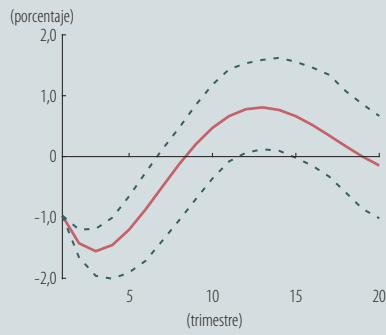


Fuente: cálculos de los autores.

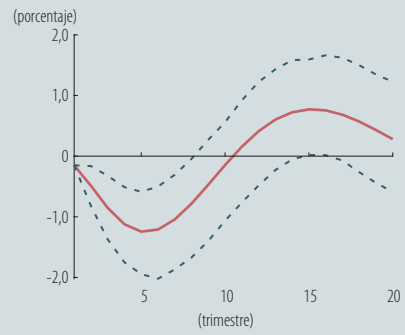
Gráfico A5.3
Cambios en la frecuencia de las series: resultados con series trimestrales para un modelo VAR (2)

A. Tasas de interés

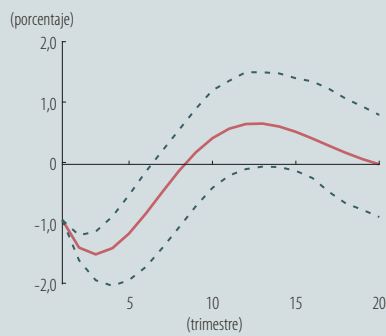
Activa total



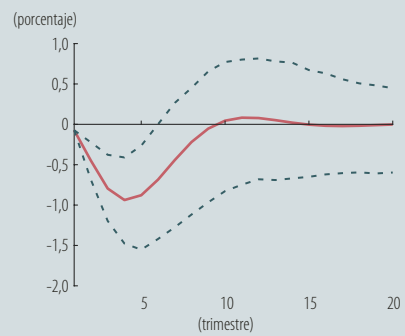
Consumo



Comercial

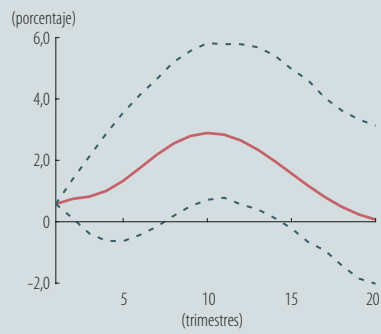


Vivienda

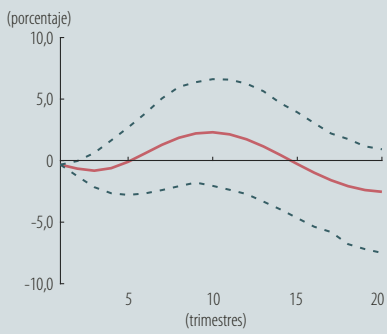


B. Cartera

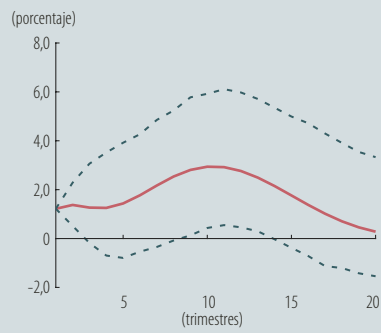
Total



Consumo



Comercial



Vivienda

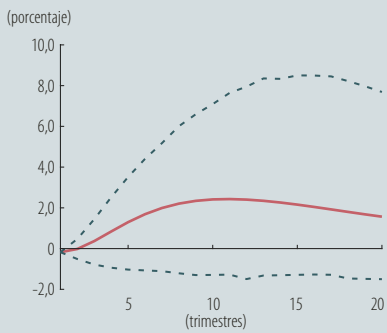
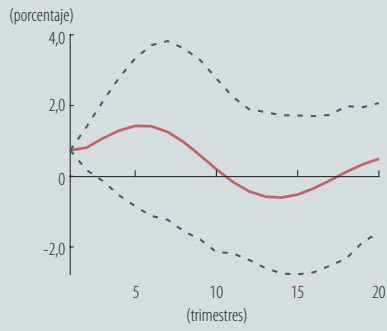


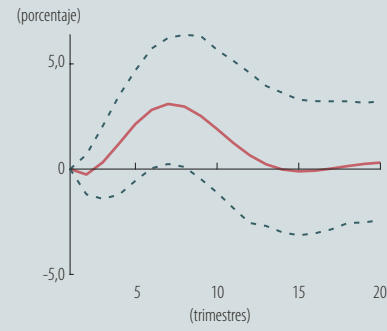
Gráfico A5.3 (continuación)
 Cambios en la frecuencia de las series: resultados con series trimestrales para un modelo VAR (2)

C. Desempeño de las firmas

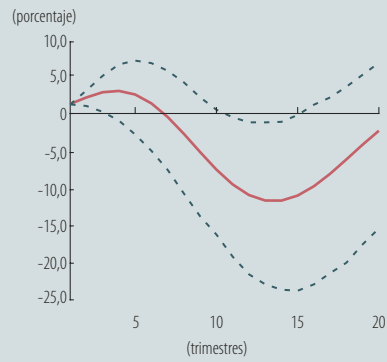
Riqueza neta



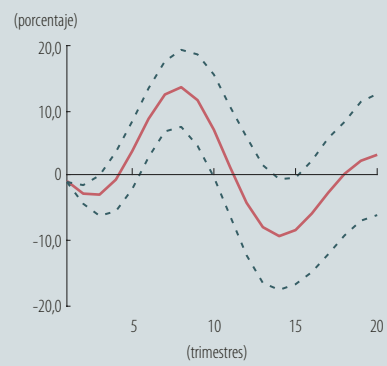
Pasivos



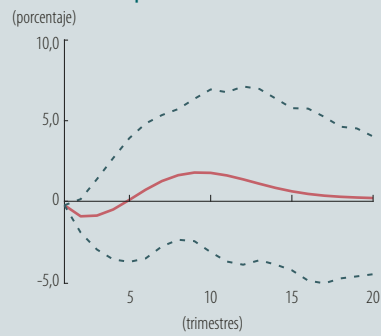
Beneficios



Ingresos operacionales

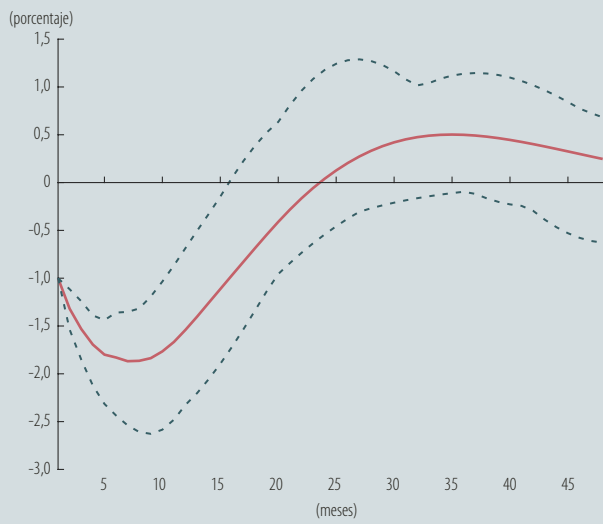


Apalancamiento



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico A5.4
Respuesta de la TIB ante un choque de política



Fuente: cálculos de los autores.

Anexo 6

Canal de toma de riesgo: estrategia empírica, descripción de datos y regresiones de soporte

6.1 Estrategia empírica

Mediante la teoría del canal de crédito y de tasa de interés se analiza cómo la política monetaria afecta la calidad del crédito al alterarse las oportunidades de inversión de las firmas cuando se afecta su riqueza neta, el precio de sus activos y su colateral; es decir, por el lado de la demanda de crédito. Por tanto, la identificación del canal de toma de riesgo implica, primero, que se debe controlar por ese efecto de la demanda de crédito. Siguiendo Khwaja y Mian (2008) es posible, inicialmente, separar la oferta de crédito de la demanda mediante el uso de microdatos a nivel firma-banco, donde se analiza el crédito a una misma firma por parte de dos bancos diferentes, por su nivel de capital en este caso, y se satura la especificación con efectos fijos de firmas y de bancos. Aquí, lo ideal sería utilizar datos de aplicaciones de crédito y luego utilizar en una segunda etapa los créditos otorgados, como lo hacen Jiménez *et al.* (2014), pero en Colombia no contamos con datos de aplicaciones por parte de las firmas. Así que seguimos la metodología de Khwaja y Mian (2008) a partir del crédito ya otorgado.

Por tanto, una vez se establece el método para identificar la oferta de crédito, se procede a identificar el canal de toma de riesgo. Para esto se procede con una triple interacción entre el riesgo del deudor, la política monetaria y el capital de los bancos. Mientras en la primera regresión se establece que la oferta de crédito cae para deudores más riesgosos en condiciones normales, en la segunda regresión de doble interacción entre el riesgo del deudor y la política monetaria se establece cómo, cuando las tasas de interés son muy bajas, aumenta el crédito, lo cual es compatible con el canal de tasas de interés y de crédito. Por tanto, para identificar el canal de toma de riesgo se hace necesario hacer una tercera regresión, donde se incluye la interacción entre el riesgo del deudor, la política monetaria y la variable que captura cómo se redirecciona el crédito a deudores más riesgosos por parte de los bancos que enfrentan más problemas de riesgo moral, que son los bancos menos capitalizados (Holmstrom y Tirole, 1997). Esta variable es la del capital del banco¹⁶.

16 Jiménez *et al.* (2014), además, hacen estimaciones con interacciones triples utilizando las demás características de los bancos, ya que ellos cuentan con veintitrés millones de créditos, pero en nuestro caso, por la menor disponibilidad de datos, se pierden muchos grados de libertad, así que éstas no se incorporan.

Por su parte, la exogeneidad de la política monetaria también es importante a la hora de identificar el canal de toma de riesgo. La causalidad entre las tasas de interés y la toma de riesgo de crédito generalmente se da en ambos sentidos. Cuando la autoridad monetaria reacciona sistemáticamente a consideraciones de crédito, las tasas de política no son exógenas. Sin embargo, durante el período considerado en este estudio, la autoridad monetaria no reaccionó sistemáticamente al crédito, aunque pudo haberlo hecho con su política sobre el crecimiento del producto. Sin embargo, para tener una tasa de interés completamente exógena, siguiendo a Altunbas *et al.* (2014) utilizamos una brecha de Taylor, que es la diferencia entre la tasa nominal de corto plazo observada y la que se obtendría con una regla de Taylor estándar. Dicha regla indica cuál debería ser el nivel de la tasa de interés si esta respondiera a la tasa de crecimiento del producto y de la inflación. Al correr una regresión entre tasa de interés contra crecimiento del producto e inflación, los residuales son la parte exógena de la política monetaria, y es lo que aquí denominaremos TAYLOR.

En las estimaciones, el período de análisis es del primer trimestre de 2005 al tercero de 2014 e incluye tanto el *credit crunch* de comienzos de la década como el auge de crédito del segundo trimestre de 2006 al tercero de 2008. La variable dependiente de los modelos de regresión para el total de la economía y para cada sector es $\text{Log}(\text{Crédito}_{ijt})$, que es el logaritmo de total de crédito otorgado por un banco b a la firma f en el trimestre t . El valor medio de $\text{Log}(\text{Crédito}_{ijt})$ es COP 2,3 mm, con una desviación estándar de COP 7,5 mm.

Nuestra principal inferencia acerca del canal de toma de riesgo se basa en la siguiente regresión de triple interacción en panel:

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\text{Crédito}_{ijt}) = & \alpha_f + \beta I(\text{RIESGO FIRMA}_{ij}) + \delta \text{TAYLOR}_{t-1} * I(\text{RIESGO FIRMA}_{ij}) + \\ & \gamma \text{TAYLOR}_{t-1} * I(\text{RIESGO FIRMA}_{ij}) * (\text{CAPITAL BANCO}_{t-1,b}) + \\ & \text{Controles de Bancos}_i + \text{Controles Macroeconomicos}_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (\text{A.10})$$

Donde $I(\text{RIESGO FIRMA}_{ij})$ es una variable igual a 1 si seis meses antes del otorgamiento de un nuevo crédito el deudor se encontraba en situación de *default* (noventa días en mora), TAYLOR_{t-1} es la desviación de la tasa de interés de política de lo

que implicaría la regla de Taylor en $t-1$. ($CAPITAL\ BANCO_{t-1,b}$) es la razón de capital a activos de los bancos. El riesgo de la firma tiene una media de 10%, la tasa de interés definida por la regla de Taylor tiene una media de 0,21% y una desviación estándar de 0,94%, y el capital bancario tiene una media de 4,3% y una desviación estándar de 1,96% (cuadros A6.1 a A6.2).

Estamos interesados en los parámetros β , δ y γ para la regresión de la economía como un todo y para cada uno de los sectores. Esto es, el coeficiente de la variable del riesgo de la firma, el coeficiente de la interacción entre el riesgo de la fir-

ma y el nivel de la tasa de interés con respecto a la que implica la tasa de Taylor, y el coeficiente de la triple interacción entre el riesgo de la firma, la tasa de interés y la razón de capital del banco. Como se señaló, la especificación también toma en cuenta algunas características de los bancos para controlar por el canal de crédito (tamaño del banco, cartera vencida y ROA). Finalmente, se controla por condiciones macroeconómicas, tales como el crecimiento del producto, la tasa de cambio real y la tasa de inflación. La especificación también se satura con efectos fijos de firma y banco para controlar por el canal de demanda de crédito.

Cuadro A6.1
Estadísticas descriptivas

Variables dependientes	Descripción	Media	Mínimo	Máximo	Desviación estándar
$I(RIESGO\ FIRMA)_{ft}$	Igual a 1 si en el período t la firma f incurrió en default en los seis meses previos a t . Igual a 0 en cualquier otro caso.	0,10	0	1	-
$CRÉDITO_{fbt}$	Portafolio de préstamos en billones COP de la firma f con el banco b en t .	2,28	0	366,64	7,45
Variables independientes					
Variables macroeconómicas					
$TASA\ DE\ INTERÉS_t$	Tasa de interés bancaria en t (porcentaje).	5,62	3,02	9,93	2,24
$TAYLOR_t$	Desviación de la tasa de política de una regla basada en Taylor (porcentaje).	0,21	-1,43	2,09	0,94
ΔPIB_t	Tasa trimestral de crecimiento anual del PIB (porcentaje).	4,792	1,010	7,416	1,621
ΔIPC_t	Tasa trimestral de crecimiento anual del IPC (porcentaje).	3,96	1,83	7,67	1,61
$ITCR$	Índice de tasa de cambio real trimestral.	88,036	76,08	110,32	8,38
Variables bancarias					
$CAPITAL\ BANCO_{bt}$	<i>Equity</i> total como proporción del total de activos del banco b en t (porcentaje).	4,38	0,75	46,83	1,96
$TAMAÑO\ BANCO_{bt}$	Logaritmo natural del total de activos del banco b en t .	9,862	4,853	11,421	0,741
$CV\ BANCO_{bt}$	Fracción de préstamos del banco b en t que están en <i>default</i> como fracción de los activos (porcentaje).	2,93	1,19	18,76	1,08
$ROA\ BANCO_{bt}$	Ganancias/activos neto (porcentaje).	1,3	-4,94	8,32	0,67
Variables de la firma					
$EDAD\ FIRMA_{ft}$	Número de trimestres que la firma ha estado en el sistema financiero.	63,469	0,000	208,000	24,558
$APALANCAMIENTO\ FIRMA_{ft}$	Relación registrada entre pasivos y activos de la firma f en t (porcentaje).	0,512	0,000	7,544	0,222
$TAMAÑO\ FIRMA_{ft}$	Logaritmo natural del total de activos de la firma f en t .	3,179	-2,460	9,398	1,463
$ROE\ FIRMA$	Retorno sobre <i>Equity</i> .	0,053	-250,4	130,8	1,63

Nota: estadísticas descriptivas para el total de la muestra, constituida por 305.691 observaciones para el período: primer trimestre de 2005 al tercero de 2014.

Fuentes: Supersociedades y Superfinanciera; cálculos de los autores.

Cuadro A6.2 Estadísticas descriptivas por sector

Número de firmas: 3.019

Número de bancos: 19

		Media	Mínimo	Máximo	Des. Est
Agricultura					
Número de firmas	259				
Número de observaciones	16.905				
Portafolio de préstamos promedio (billones COP)	631				
<i>I(RIESGO FIRMA)</i>		0,11	0	1	-
<i>TAMAÑO FIRMA</i>		3,068	-0,283	6,317	1,259
<i>EDAD FIRMA</i>		57,106	0	113	18,948
<i>APALANCAMIENTO FIRMA</i>		0,413	0,001	3,638	0,227
<i>ROE FIRMA</i>		0,013	-6,303	6,278	0,366
Tasa de interés promedio	0,159				
Participación en el PIB	0,036				
Manufactura					
Número de firmas	863				
Número de observaciones	108.973				
Portafolio de préstamos promedio (billones COP)	7.900				
<i>I(RIESGO FIRMA)</i>		0,104	0	1	-
<i>TAMAÑO FIRMA</i>		3,451	-1,064	8,392	1,458
<i>EDAD FIRMA</i>		66,61	0	207	24,685
<i>APALANCAMIENTO FIRMA</i>		0,474	0	4,447	0,195
<i>ROE FIRMA</i>		0,033	-82,062	12,728	1,225
Tasa de interés promedio	0,143				
Participación en el PIB	0,11				
Servicios					
Número de firmas	1.649				
Número de observaciones	146.824				
Portafolio de préstamos promedio (billones COP)	7.150				
<i>I(RIESGO FIRMA)</i>		0,104	0	1	-
<i>TAMAÑO FIRMA</i>		2,912	-2,46	9,397	1,397
<i>EDAD FIRMA</i>		62,527	0	208	25,248
<i>APALANCAMIENTO FIRMA</i>		0,543	0	7,543	0,233
<i>ROE FIRMA</i>		0,061	-12,566	1,162	0,404
Tasa de interés promedio	0,160				
Participación en el PIB	0,592				
Construcción					
Número de firmas	248				
Número de observaciones	20.947				
Portafolio de préstamos promedio (billones COP)	1.390				
<i>I(RIESGO FIRMA)</i>		0,101	0	1	-
<i>TAMAÑO FIRMA</i>		3,369	-1,09	7,307	1,599

Cuadro A6.2 (continuación) Estadísticas descriptivas por sector

Número de firmas: 3.019

Número de bancos: 19

	Media	Mínimo	Máximo	Des. Est
EDAD FIRMA	60,553	0	147	21,863
APALANCAMIENTO FIRMA	0,571	0,001	1,021	0,197
ROE FIRMA	0,083	-12,566	1,162	0,404
Tasa de interés promedio	0,149			
Participación en el PIB	0,074			

Nota: este cuadro reporta las estadísticas descriptivas por sector económico. Las firmas fueron clasificadas de acuerdo con la ISIC (rev. 3).

Fuentes: Supersociedades y Superfinanciera; cálculos de los autores.

Cuadro A6.3 Regresión a nivel de riesgo de las firmas

Variable dependiente $\text{Log}(\text{Crédito}_{fit})$	Total	Agricultura	Manufactura	Servicios	Construcción
$I(\text{RIESGO FIRMA})_{ft}$	-0,1 *** (0,017)	-0,176 ** (0,079)	-0,135 *** (0,027)	-0,023 (0,024)	-0,406 *** (0,075)
TAMAÑO BANCO _{bt}	0,379 *** (0,006)	0,39 *** (0,029)	0,36 *** (0,01)	0,356 *** (0,009)	0,611 *** (0,027)
Cart.vencida BANCO _{bt}	-4,419 *** (0,437)	-2,194 (1,862)	-1,958 *** (0,725)	-7,012 *** (0,609)	0,594 (1,702)
ROA BANCO _{bt}	4,468 *** (0,659)	2,216 (2,779)	9,702 *** (1,065)	1,283 (0,927)	0,602 (2,73)
ΔPIB_t	-0,008 *** (0,003)	0 (0,014)	-0,004 (0,005)	-0,017 *** (0,004)	0,03 ** (0,013)
ΔIPC_t	1,042 *** (0,357)	-4,985 *** (1,498)	2,602 *** (0,585)	0,085 * (0,499)	-1,479 (1,458)
ITCR_t	-0,014 *** (0,00)	-0,02 *** (0,002)	-0,007 *** (0,001)	-0,018 *** (0,00)	-0,02 *** (0,002)
Número de grupos	3.019	259	863	1.649	248
Número de observaciones	285.365	16.564	105.595	142.654	20.552
R^2	0,417	0,413	0,396	0,426	0,419

Nota: los resultados de la estimación fueron obtenidos por medio de MCO con efectos fijos de firma y de banco. La definición de las variables utilizadas puede ser encontrada en los cuadros A6.1 y A6.2. La primera fila de cada variable representa el coeficiente, mientras que la segunda fila corresponde al error estándar agrupado al nivel de la firma. ***, ** y * representa la significancia estadística cuando $p < 0,01$, $p < 0,05$ y $p < 0,1$ respectivamente.

Fuente: cálculos de los autores

Cuadro A6.4

Regresión de interacción entre riesgo de las firmas y la desviación de la tasa de interés de la de Taylor

Variable dependiente $\text{Log}(\text{Crédito}_{f,t})$					
Variables independientes	Total	Agricultura	Manufactura	Servicios	Construcción
$I(\text{RIESGO FIRMA})_{f,t}$	-0,337 *** (0,048)	0,661 *** (0,203)	-0,328 *** (0,079)	-0,305 *** (0,066)	-0,412 * (0,214)
$TAYLOR_{t-1}$	1,283 *** (0,455)	-0,534 (1,934)	1,628 ** (0,744)	1,031 (0,636)	3,125 * (1,862)
$TAYLOR_{t-1} * I(\text{RIESGO FIRMA})_{f,t}$	-4,028 *** (0,931)	-8,214 ** (3,802)	-3,692 ** (1,518)	-4,541 *** (1,295)	-0,478 (4,119)
$TAMAÑO BANCO_{bt}$	0,304 *** (0,007)	0,23 *** (0,033)	0,337 *** (0,012)	0,257 *** (0,01)	0,521 *** (0,03)
$\text{Cart.vencida BANCO}_{bt}$	-6,741 *** (0,51)	-5,103 ** (2,099)	-3,272 *** (0,855)	-10,339 *** (0,71)	0,398 (1,979)
ROA BANCO_{bt}	6,531 *** (0,672)	6,686 ** (2,823)	10,144 *** (1,088)	3,918 *** (0,944)	4,559 (2,779)
ΔPIB_t	-0,008 ** (0,003)	-0,001 (0,014)	-0,004 (0,005)	-0,017 *** (0,004)	0,034 ** (0,013)
ΔIPC_t	1,6 *** (0,457)	-5,95 *** (1,904)	3,399 *** (0,748)	1,248 * (0,638)	0,539 (1,865)
ITCR_t	-0,014 *** (0,00)	-0,02 *** (0,002)	-0,007 *** (0,001)	-0,018 *** (0,00)	-0,019 *** (0,002)
Número de grupos	3.019	259	863	1.649	248
Número de observaciones	285.365	16.564	105.595	142.654	20.552
R^2	0,418	0,413	0,396	0,426	0,419

Nota: los resultados de la estimación fueron obtenidos por medio de MCO con efectos fijos de firma y de banco. La definición de las variables utilizadas puede ser encontrada en los cuadros A6.1 y A6.2. La primera fila de cada variable representa el coeficiente, mientras que la segunda fila corresponde al error estándar agrupado al nivel de la firma. ***, ** y * representan la significancia estadística cuando $p < 0,01$, $p < 0,05$ y $p < 0,1$ respectivamente.

Fuente: cálculos de los autores

