



DOCUMENTOS DE TRABAJO  
N.º 04 | 2025

## Política monetaria y canal de crédito, 2008-2019

José Pablo Barquero Romero  
Kerry Loaiza Marín

Fotografía de portada: "Presentes", conjunto escultórico en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.

## Política monetaria y el canal de crédito, 2008-2019

José Pablo Barquero Romero<sup>‡</sup>

Kerry Loaiza Marín<sup>†</sup>

Las ideas expresadas en este documento son de los autores y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

### Resumen

Este trabajo muestra que el canal de crédito es un potencial determinante de la efectividad de la política monetaria en Costa Rica. Las decisiones de política monetaria pueden transmitirse sobre la actividad económica no solamente mediante cambios en las tasas de interés, sino también al impactar la disponibilidad y los términos de los préstamos bancarios. Se utilizan microdatos que cubren el universo de préstamos nuevos otorgados por las entidades financieras con frecuencia mensual y se observa que el impacto de cambios en la tasa de política monetaria es asimétrico, y que dicha asimetría depende de la decisión que tomen los bancos comerciales sobre si destinar recursos a otorgar crédito o bien colocarlo en títulos valores.

Particularmente, se identifica que el canal de crédito tiene alta probabilidad de activarse cuando la proporción de títulos valores con respecto al crédito que mantienen las entidades bancarias se ubica en torno a 21,8 %. Cuando el canal crediticio está inactivo, un incremento de 100 puntos base (p.b.) en la tasa de política monetaria (TPM) se asocia con una respuesta de la tasa de variación interanual del Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE) de -0,24 puntos porcentuales (p.p.) doce meses después del cambio. Con el canal activo, esta respuesta es de -2,61 p.p. Ante ello, las condiciones cíclicas y financieras de la economía local son fundamentales para entender la efectividad de la política monetaria.

**Palabras clave:** Modelos de series de tiempo, oferta de dinero, crédito, política monetaria, política, VAR, VAR de transición suave.

**Clasificación JEL.:** C32, E51, E52, E58.

<sup>‡</sup> Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. [BARQUERORJ@bccr.fi.cr](mailto:BARQUERORJ@bccr.fi.cr)

<sup>†</sup> Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. [LOAIZAMK@bccr.fi.cr](mailto:LOAIZAMK@bccr.fi.cr)

# Monetary Policy and the Credit Channel, 2008-2019

José Pablo Barquero Romero<sup>‡</sup>

Kerry Loaiza Marín<sup>†</sup>

The ideas expressed in this paper are those of the authors and not necessarily represent the view of the Central Bank of Costa Rica.

## Abstract

This work shows that the credit channel is a potential determinant of the effectiveness of monetary policy in Costa Rica. Monetary policy decisions can be transmitted on economic activity not only through changes in interest rates, but also by impacting the availability and terms of bank loans. Microdata is used that cover the universe of new loans granted by financial entities monthly and it is observed that the impact of changes in the monetary policy rate is asymmetric, and that said asymmetry depends on the decision that commercial banks make about whether allocate resources to grant credit or place it in securities.

Particularly, it is identified that the credit channel has a high probability of being activated when the proportion of securities with respect to credit held by banking entities is around 21,8%. When the credit channel is inactive, an increase of 100 basis points (b.p.) in the monetary policy rate (MPR) is associated with a response in the interannual rate of variation of the Monthly Economic Activity Index (IMAE) of -0,24 percentage points. (p.p.) twelve months after the change. With the channel active, this response is -2,61 p.p. Given this, the cyclical and financial conditions of the local economy are fundamental to understanding the effectiveness of monetary policy.

**Keywords:** Time Series Models, Money Supply, Credit, Monetary Policy, Central Bank Policy, SVAR, Smooth Transition SVAR.

**JEL codes:** C32, E51, E52, E58.

<sup>‡</sup> Department of Economic Research, Economic Division, BCCR. Email address [BARQUERORJ@bccr.fi.cr](mailto:BARQUERORJ@bccr.fi.cr)

<sup>†</sup> Department of Economic Research, Economic Division, BCCR. Email address [LOAIZAMK@bccr.fi.cr](mailto:LOAIZAMK@bccr.fi.cr)

Contenido

<b>1. Introducción</b>	2
<b>2. Literatura</b>	3
<b>3. Datos y evidencia descriptiva</b>	6
<b>4. Metodología empírica</b>	15
<b>5. Resultados</b>	20
<b>6. Conclusiones y recomendaciones de política</b>	35
<b>7. Referencias</b>	37
<b>8. Anexos</b>	40
Anexo1: Pruebas de causalidad de Granger	40
Anexo 2: Respuestas acumuladas del crédito a choques del IMAE	41

## Política monetaria y el canal de crédito, 2008-2019

### 1. Introducción

El efecto de la política monetaria y sus mecanismos de transmisión son temas ampliamente estudiados en el campo de la economía monetaria. Comprender cómo la política monetaria influye en la actividad económica real es crucial para evaluar si las medidas adoptadas son expansivas o contractivas en un período determinado. Incluso cuando la tasa de política monetaria es baja, indicativa de una política expansiva, sus efectos pueden ser contractivos debido a su impacto en los precios de los activos y en las cantidades.

Es esencial para los responsables de la toma de decisiones comprender con precisión cómo y cuándo las políticas afectan la economía, así como identificar posibles rezagos en sus efectos, para ajustar los instrumentos disponibles de manera efectiva. Esto requiere un entendimiento detallado de los mecanismos a través de los cuales la política monetaria afecta la actividad económica real y la inflación. Sin embargo, no basta con reconocer que la política monetaria tiene un impacto significativo; también es preciso entender los mecanismos específicos de transmisión para prevenir efectos indirectos no deseados, como los efectos de segunda ronda. Este estudio se centra en explorar si existe un canal de crédito en el país, como un factor relevante que podría influir notablemente en la actividad económica real.

Boivin, Kiley y Mishkin (2011) resumen los principales mecanismos de transmisión de la política monetaria, clasificándolos en canales neoclásicos y no neoclásicos, estos últimos también conocidos como canales de crédito. Los canales neoclásicos se basan en modelos de inversión, consumo y comercio internacional, y comprenden el canal de la tasa de interés, el canal de efectos en riqueza y el canal de efectos en el tipo de cambio. Por otro lado, los canales no neoclásicos surgen de imperfecciones en los mercados financieros, como el canal de crédito bancario y el canal de la hoja de balance.

Nosotros nos enfocamos específicamente en el canal del crédito para Costa Rica, dentro del cual considera dos características: amplio (hoja de balance) y estrecho (oferta de crédito). Para ello se combinan metodologías de Hendricks y Kempa (2011) y Haan, Sumner y Yamashiro (2009). Se utilizan tres etapas de modelación y estimación: modelos de cambio de régimen de Markov para evaluar la existencia y activación de estos canales, modelos VAR estructurales para medir la respuesta de la actividad económica y del crédito a la tasa de política monetaria, y modelos VAR de Transición Suave para estimar el impacto condicional de la tasa de política monetaria en la actividad económica y el crédito.

Los resultados preliminares sugieren que el canal de crédito estrecho (oferta de crédito) está activo, mientras que el canal de crédito amplio (prima por riesgo) no lo está. Este estudio contribuirá a identificar condiciones específicas bajo las cuales estos canales operan en Costa Rica, y proporcionará así evidencia relevante para las políticas económicas en el país.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera: la sección 2 revisa la literatura relevante y describe la metodología empleada, la sección 3 detalla las fuentes de datos y la evidencia descriptiva sobre el mercado de crédito en Costa Rica, la sección 4 explica la metodología para medir los canales de crédito y el impacto de la política monetaria, la

sección 5 presenta los resultados de las estimaciones, y finalmente, la sección 6 concluye y discute las implicaciones de política derivadas de la evidencia encontrada.

## 2. Literatura

Un aspecto fundamental destacado en la literatura para analizar las decisiones de política monetaria es la identificación de movimientos no sistemáticos, los cuales son necesarios para estimar efectos causales sobre variables macroeconómicas. Según Ramey (2016), de manera análoga al estudio de la oferta y la demanda, donde se requieren instrumentos que modifiquen la demanda para identificar parámetros de la curva de oferta, en el contexto de la política monetaria se necesitan desviaciones de la regla de política para determinar cómo responde la economía a estos cambios o choques. Esto implica que gran parte de la investigación sobre los efectos de los choques de política monetaria se centra en la identificación de instrumentos en lugar de choques macroeconómicos que incluyan el componente sistemático de la regla de política.

Ramey (2016) también proporciona un análisis de la literatura sobre choques de política monetaria en Estados Unidos, y realiza una distinción entre los enfoques previos y posteriores a la influencia del trabajo de Christiano, Eichenbaum y Evans (1999). Este cambio en el paradigma fue significativo, como se detallará más adelante, ya que transformó la forma en que se conceptualiza la política monetaria. El autor considera que los estudios pioneros de Friedman y Schwartz (1963) sobre los efectos de los choques de política monetaria en Estados Unidos fueron de importancia crucial, seguidos por los desarrollos metodológicos de Sims (1972, 1980a, 1980b) en el uso de modelos VAR para investigar estos efectos.

Durante los años setenta y parte de los ochenta, los choques de política monetaria se evaluaban utilizando la oferta monetaria (Sims, 1972; Barro, 1977; Barro, 1978). Sin embargo, Sims (1980a) y Litterman y Weiss (1985) descubrieron que la inclusión de las tasas de interés reducía significativamente la relevancia de los choques monetarios en la explicación de la producción. Esta observación llevó a muchos economistas a cuestionar la efectividad de la política monetaria para influir en la actividad económica.

La primera refutación a esta conclusión fue presentada por Romer y Romer (1989), quienes demostraron un efecto significativo de la política monetaria a través de los choques monetarios en un enfoque narrativo inicial. Sin embargo, Shapiro (1994) y Leeper (1997) argumentaron que estos choques no eran completamente exógenos, lo que planteaba dudas sobre la causalidad de los resultados. Otra crítica importante fue ofrecida por Bernanke y Blinder (1992), quienes argumentaron que la tasa de política monetaria era el indicador clave de política. Este cambio de enfoque marcó el inicio de la transición desde el uso de la oferta monetaria hacia el uso de las tasas de interés como variable principal en el análisis de la política monetaria.

Para la década de los noventa, había un consenso creciente sobre la relevancia de la política monetaria para la actividad económica, aunque persistían dudas sobre cómo medir su impacto de manera precisa. Numerosos estudios se enfocaron en la especificación correcta de la función de política monetaria, particularmente para abordar el "rompecabezas

de los precios" identificado por Sims (1992). Este fenómeno se refiere a la evidencia contradictoria de incrementos en los niveles de precios en respuesta a aumentos en las tasas de política monetaria, lo cual desafiaba la intuición económica. Se argumentaba que las autoridades monetarias poseen información privilegiada sobre futuros cambios en los precios, y que ajustan la tasa de política en anticipación a estos cambios, lo cual explicaría el aparente efecto positivo entre la tasa de política y los precios.

El trabajo innovador de Christiano et al. (1999), con su "supuesto recursivo" como estrategia de identificación, fue fundamental para avanzar en este debate. Este enfoque reconoció el conocimiento asimétrico de las autoridades monetarias sobre la evolución económica y los precios, permitiendo identificar relaciones causales más claras. Con el uso de modelos VAR con la descomposición de Cholesky, colocaron la tasa de política como la última variable del sistema, lo que permitió capturar la respuesta contemporánea de la tasa ante cambios en otras variables, mientras que estas respondían con rezago a los choques en la tasa. Este enfoque ayudó a resolver en parte el rompecabezas de los precios y estableció que la política monetaria efectivamente impacta la actividad económica real.

A partir de Christiano et al. (1999), hubo un consenso emergente sobre el impacto de la política monetaria en la economía real, aunque el debate continuaba respecto a la magnitud, duración y rezagos de estos efectos. La literatura posterior se ha centrado en la correcta identificación de los choques de política monetaria, ha empleado métodos más avanzados junto con un resurgimiento en el uso de enfoques narrativos.

Ramey (2016) divide la literatura estadounidense en estudios que muestran un impacto pequeño frente a los que muestran un impacto grande de la política monetaria. Entre los estudios con un impacto pequeño se incluyen el VAR estructural estándar de Christiano et al. (1999), el enfoque de alta frecuencia de Faust, Swanson y Wright (2004) con futuros sobre la tasa de política, las restricciones de signos de Uhlig (2005) y Ahmadi y Uhlig (2015), el DSGE estimado de Smets y Wouters (2007), y el FAVAR de Bernanke, Boivin y Eliaz (2005). Por otro lado, los estudios con un impacto grande incluyen el enfoque narrativo de Romer y Romer (2004), el "Romer-robusto" de Coibion (2012), el híbrido HFI-Romer de Barakchian y Crowe (2013), y el SVAR con proxy-HFI de Gertler y Karadi (2015)<sup>1</sup>.

No obstante, reconocer que la política monetaria tiene un impacto significativo no es suficiente. Como se mencionó anteriormente, también es crucial entender el mecanismo de transmisión de dicha política para evitar efectos indirectos no deseados (de segunda ronda). Boivin et al. (2011) resumen los mecanismos de transmisión de la política monetaria en dos grandes grupos: canales neoclásicos y no neoclásicos (visión de crédito).

Los canales neoclásicos están fundamentados en modelos de inversión, consumo y comercio internacional desarrollados durante la segunda mitad del siglo XX. Incluyen el canal de la tasa de interés o costo de capital (Q de Tobin), el canal de efectos en riqueza, el canal de sustitución intertemporal, y el canal de efectos en el tipo de cambio.

---

<sup>1</sup> Christiano, Eichenbaum y Evans (1999), Bernanke, Boivin y Eliaz (2005), Coibion (2012) y Barakchian y Crowe (2013) sufren del rompecabezas de los precios. Faust, Swanson y Wright (2004), Uhlig (2005), Ahmadi y Uhlig (2015), Smets y Wouters (2007), Romer y Romer (2004) y Gertler y Karadi (2015) no sufren del rompecabezas de los precios.

Por otro lado, los canales no neoclásicos surgen de imperfecciones de mercado, particularmente del sector financiero, que incluyen asimetrías de información y segmentación del mercado, lo cual limita la eficiencia de los mercados financieros. Estos incluyen el efecto de la regulación sobre el crédito y los canales basados en los bancos o crédito bancario, también conocido como canal estrecho. El canal amplio de la hoja de balance también es relevante, ya que los cambios en el precio de los activos afectan el valor neto de la hoja de balance de los agentes económicos, e influyen así el costo de financiamiento externo que enfrentan firmas y hogares.

Hendricks y Kempa (2011) identifican los canales de crédito amplio y estrecho mediante modelos de regímenes de Markov. Para el canal estrecho, utilizan la proporción de activos financieros en relación con el crédito, mientras que para el canal amplio utilizan el costo de intermediación de crédito definido por Bernanke (1983), que representa la diferencia entre los rendimientos de bonos corporativos y las tasas de bonos del tesoro a largo plazo. Haan, Sumner y Yamashiro (2009) emplean modelos VAR para estudiar los cambios en el portafolio de préstamos entre firmas y personas en respuesta a choques contractivos de política monetaria.

Para el caso de Costa Rica la literatura en temas de la transmisión de la política monetaria no es tan abundante y ha sido desarrollada principalmente por el Banco Central de Costa Rica (BCCR). Uno de los primeros trabajos respecto a la transmisión de la política monetaria y que incluye al canal de crédito es el de Flores et al. (1999). Para este entonces, el país cumplía con 15 años con un esquema de tipo de cambio de paridad reptante (un tipo de cambio fijo con devaluaciones constantes). Por ello, los autores mencionan que es esperable que los movimientos de la tasa de interés doméstica estén condicionados al tipo de cambio fijo y a las condiciones internacionales. Usan modelos VAR para examinar los efectos de choques de la tasa de interés sobre la actividad económica. Encuentran que existe el rompecabezas de los precios y que el efecto de la tasa de interés sobre la actividad económica desaparece cuando se controla por condiciones internacionales. Argumentan que el canal de crédito puede existir en el país, pero tiene un efecto muy pequeño. Señalan que la imposibilidad de utilizar datos sobre financiamiento externo podría sesgar el efecto de este canal a la baja.

Con respecto al efecto de la política, Mayorga-Martínez, Quirós-Solano y Solera-Ramírez (2003) sugieren un potencial efecto asimétrico de la política monetaria sobre el nivel de la actividad económica real, condicional en si la tasa de política está por encima o por debajo de su nivel fundamental. Los autores definen este nivel fundamental con una regla de Taylor modificada que usan en una primera etapa de modelación. Luego, los residuos positivos y negativos se utilizan en una segunda etapa donde se modela el producto real y el potencial efecto asimétrico. Concluyen que no existe una asimetría significativa estadísticamente.

Adicionalmente, Mayorga y Torres (2006) buscan definir si el canal de crédito existe con modelos VAR en forma reducida. Concluyen que este canal no es importante para el país principalmente por las entradas de capital y el financiamiento externo disponible para los agentes económicos, de forma que el efecto de cambios en el crédito interno al sector privado, inducidos por cambios en la tasa de política monetaria, no afectan la actividad económica real. Argumentan que esto se debe a que cambios en el financiamiento interno se compensan con financiamiento externo.

Por su parte, Castrillo-Rojas et al. (2008) estudian los canales de transmisión de la política monetaria en Costa Rica y encuentran que los principales canales se centran en la tasa de interés y las expectativas de inflación de los agentes económicos. Respecto a la tasa de interés, argumentan que la tasa de política monetaria influye en las tasas del Sistema Financiero y que, a través del efecto sobre estas tasas de mediano plazo, se presenta un efecto sobre la actividad económica y los precios gracias a la correlación entre estas tasas y el gasto interno. Sin embargo, observan un efecto débil de la tasa activa sobre los componentes de la demanda agregada, que atribuyen a la limitada flexibilidad de la política monetaria dado un tipo de cambio predeterminado en gran parte de la muestra que analizan. Indican que, aunque el canal de crédito no parece importante, posterior al régimen de paridad ajustable (después del 2006) empieza a ser más relevante, pero con amplio rezago en su impacto (más de 15 meses después del choque inicial).

Posteriormente, una serie de trabajos ha estudiado el traspaso de la política monetaria costarricense, pero se ha centrado en la transmisión de movimientos de la tasa de política monetaria a las tasas de préstamos y depósitos del Sistema Financiero<sup>2</sup>.

### **3. Datos y evidencia descriptiva**

Para obtener los mejores resultados posibles, se utilizaron los datos del universo de créditos recolectados por el regulador de instituciones financieras en Costa Rica (SUGEF). Se obtuvieron los montos de los préstamos nuevos en colones y dólares, disponibles mensualmente desde enero de 2008 hasta a diciembre de 2019<sup>3</sup>.

Se empleó la proporción del acervo de crédito al acervo de títulos valores de los bancos como variable subyacente para el canal estrecho. Esta proporción determina el umbral óptimo para identificar la "activación" del canal y se calcula a partir de los estados financieros disponibles en la SUGEF. Además, se computó la proporción de la cartera de crédito en mora respecto al total de la cartera a partir de los balances de situación.

También se estimó una "tasa de ganancia del crédito neta", que es la diferencia entre la tasa implícita del crédito y la tasa implícita de los títulos valores, ajustada por la tasa implícita del pasivo con costo, ello a partir de datos de los estados de resultados y balances de situación.

Siguiendo la literatura relevante, se definió una variable subyacente para representar el canal amplio. Se obtuvo la tasa de interés de crédito a los "clientes preferenciales", definidos como grandes sociedades no financieras privadas. La diferencia entre la tasa cobrada a cada cliente y esta tasa preferencial se utilizó para la estimación del canal amplio.

---

<sup>2</sup> Ver Barquero (2024). La transmisión de la tasa de política monetaria en Costa Rica, 2018-2024.

<sup>3</sup> Los datos microeconómicos solo pudieron obtenerse desde enero del 2008. Aunque se puede obtener información más reciente, debido a la pandemia por COVID-19 se prefirió truncar la muestra hasta diciembre 2019. La finalidad es estudiar el canal de crédito mientras se evitan los sesgos de modelación que implica la pandemia. Igualmente, esta muestra permite ver el efecto de la política monetaria en un periodo en el cual el tipo de cambio es más flexible en Costa Rica.

Además de estas variables, se consideraron la tasa de política monetaria (TPM), el índice de precios al consumidor (IPC), el Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE), la tasa Libor a 6 meses, el Encaje Mínimo Legal (EML), el tipo de cambio promedio del Monex y el Índice de Precios de Materias Primas Importadas (IP-Mpi), obtenidos del sitio web del BCCR.

Con el filtro de Hodrick-Prescott, se calculó una brecha simple del tipo de cambio promedio del Monex para la muestra utilizada. También se utilizaron las tasas promedio ponderadas de la deuda del Gobierno Central, tanto doméstica como externa, disponibles en el sitio web del Ministerio de Hacienda. Se calcularon los Índices de Herfindahl-Hirschman (HHI) de concentración de mercado sobre los nuevos préstamos en colones y dólares, con datos a nivel microeconómico proporcionados por la SUGEF según Barquero-Romero et al. (2021).

Específicamente, se emplearon datos del universo de créditos por parte del regulador de instituciones financieras en Costa Rica (SUGEF), que incluye los montos de los préstamos nuevos en colones y dólares desde enero de 2008. Estos datos son actualizados mensualmente por la SUGEF<sup>4</sup>, con el uso de cuentas contables y fechas de emisión de créditos para identificar transacciones relevantes. Por tanto, la información mensual incluye la muestra de enero de 2008 a diciembre de 2019, de forma que se toma en consideración el proceso de tendencia a la baja en la inflación de Costa Rica, un régimen cambiario más flexible, sin considerar el periodo de pandemia por COVID-19 y es un período con aumentos y reducciones en la TPM.

Para este estudio, se excluyeron transacciones no denominadas en colones o dólares, y se limitó el análisis a los nuevos préstamos según las cuentas estándar del Banco Central de Costa Rica. Todos los bancos comerciales fueron considerados, mientras que otras entidades financieras no fueron incluidas.

En Costa Rica, en promedio desde septiembre de 2013 a 2019, los 14 bancos comerciales en conjunto poseen más del 80% del saldo de crédito y colocan más del 90% de los nuevos préstamos, con respecto al total del sistema financiero. El resto es colocado por 47 cooperativas, mutuales y otras entidades financieras.

El estudio se enfoca únicamente en los efectos de los nuevos créditos sobre la actividad económica, con la premisa de que su impacto se manifiesta a partir de la aprobación.

Se incluyeron solo bancos comerciales debido a las significativas diferencias regulatorias y fiscales con otras instituciones financieras, así como a las distintas poblaciones de interés. Aunque el Banco Popular está sujeto a una regulación diferente a la de los bancos estatales y privados, se incluyó en el cómputo de los montos de créditos nuevos debido a que las diferencias regulatorias afectan más el pasivo que el activo de la institución.

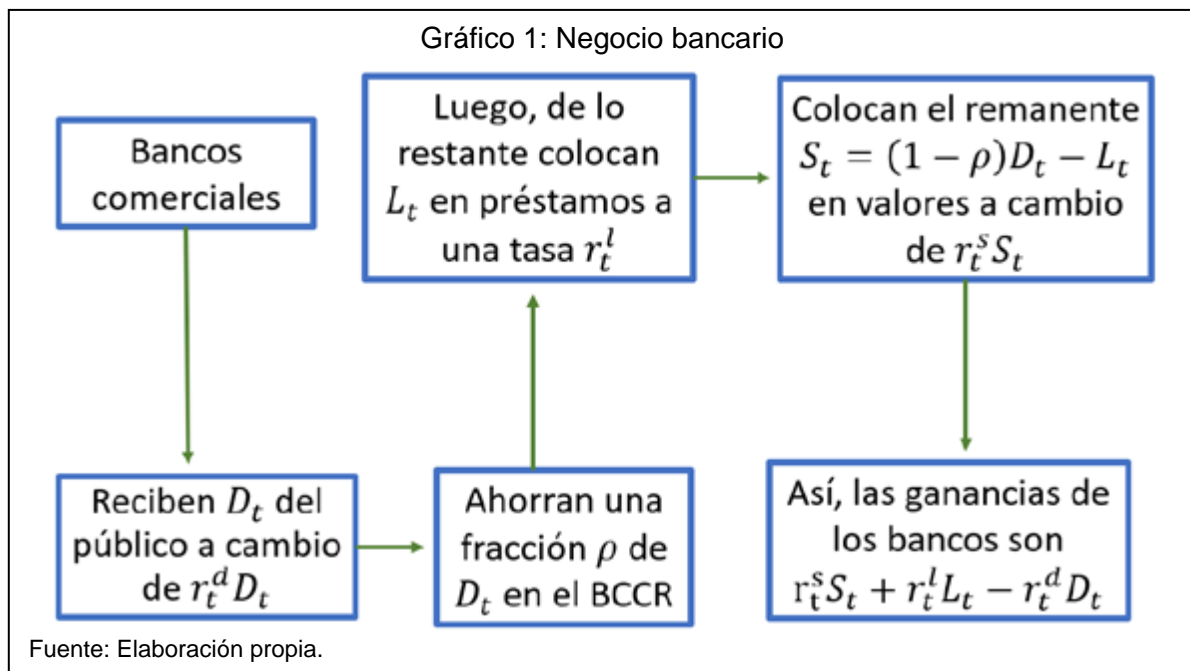
En cuanto al canal del crédito estrecho, se investiga cómo la política monetaria influye en la oferta de crédito de las instituciones financieras y, por ende, en la actividad económica.

---

<sup>4</sup> La información contable en el registro de transacciones es auditada por la SUGEF. Podrían existir multas financieras si la información presentada no es veraz, lo que incentiva a la provisión veraz de la información.

Es crucial acotar los montos de crédito a utilizar para evitar sesgos en el impacto de la política monetaria, como se detalla en las consideraciones anteriores.

Para hablar de este canal, adicionalmente se requiere conocer el negocio bancario. El gráfico 1 presenta una versión simplificada de este negocio. En general, en cada momento,  $t$ , del tiempo los bancos comerciales reciben depósitos,  $D_t$ , a cambio de brindar un pago de intereses a sus clientes,  $r_t^d D_t$ . Depositán en el BCCR una fracción como mínimo,  $\rho$ , que es el encaje mínimo legal (EML). El monto restante lo colocan en préstamos,  $L_t$ , a una tasa de interés,  $r_t^l$ . Luego de ello, utilizan los fondos restantes para adquirir activos financieros (títulos valores), con la finalidad de obtener un rendimiento  $r_t^s$ . Por ello, las ganancias de los bancos serían las derivadas de los intereses del crédito más el rendimiento de los títulos valores menos el costo de los pasivos con costo.



Aunque el mecanismo es más complejo, en la medida en que la política monetaria afecte estas tasas de interés relacionadas con los depósitos, créditos y títulos valores ( $r_t^d$ ,  $r_t^l$  y  $r_t^s$  respectivamente), afectaría las ganancias de los bancos y las decisiones que toman sobre las cantidades de crédito y activos de inversión. Se debe notar que las cantidades (monto) de crédito y de adquisición de títulos valores son clave para estas ganancias y que, particularmente, esta cantidad u oferta de crédito es la variable principal del canal de crédito estrecho. Básicamente, se supone que el crédito y los títulos valores son sustitutos cuando se trata de generar ganancias para los bancos. Esto implica que es intuitivo utilizar la proporción del acervo de crédito a títulos valores como la variable que determina la decisión, en términos relativos, de parte de los bancos de fijar un determinado nivel de oferta de crédito.

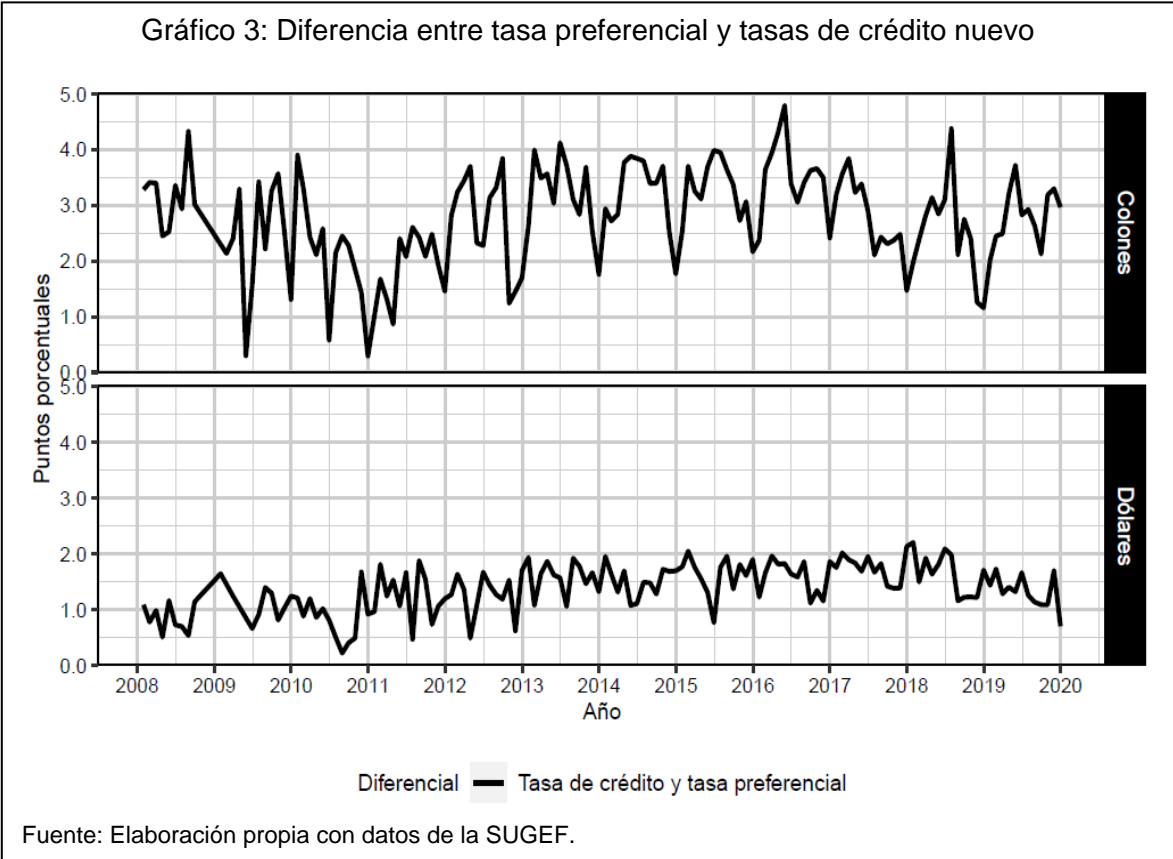
La proporción del acervo de crédito a títulos valores de los bancos se calcula utilizando la información de los estados financieros disponibles en la SUGEF. Este indicador se deriva de los balances de situación agregados de los bancos, los cuales son reportados mensualmente durante el periodo de estudio. Esta proporción representa la variable subyacente del canal estrecho.

En el gráfico 2 se ilustra esta proporción, la cual muestra aproximadamente un 35% en 2008, seguido de una caída abrupta a cerca del 21% justo antes de 2009. Esta disminución se atribuye a la crisis financiera de 2008, que provocó problemas de liquidez en las casas matrices de algunos bancos, obligándolos a solicitar fondos a sus filiales en Costa Rica. En respuesta, estas filiales liquidaron tenencias en títulos valores, y redujeron así la proporción mencionada. A lo largo del tiempo, se observan variaciones significativas en esta proporción, destacándose un aumento hacia finales de 2019.



Además de la proporción del acervo de crédito a títulos valores, se calcula la proporción de la cartera de crédito en mora respecto al total de la cartera directa, utilizando también los balances de situación. Se estima también una "tasa de ganancia del crédito neta", que representa la diferencia entre la tasa implícita del crédito y la tasa implícita de los títulos valores, ajustada por la tasa implícita del pasivo con costo. Estas tasas implícitas se derivan del flujo de estado de resultados en relación con el acervo de balance correspondiente. Este enfoque permite controlar por los momentos en que es más rentable para los bancos otorgar crédito en comparación con adquirir títulos valores, neto del costo de pasivo. También se considera la calidad de la cartera, la cual influye en las decisiones sobre la oferta de crédito.

A nivel microeconómico, se obtiene la tasa de interés del crédito para los "clientes preferenciales", definidos como grandes sociedades no financieras privadas. Esta tasa se utiliza para calcular la variable subyacente del canal amplio, que representa la prima por riesgo que se cobra a clientes que son potencialmente más riesgosos en comparación con los clientes preferenciales. Se realiza este cálculo tanto para créditos en colones como en dólares, determinando la diferencia entre la tasa promedio ponderada por monto para el total de clientes y la tasa para los clientes preferenciales.



En el gráfico 3 se presentan estas diferencias de tasas para colones y dólares a lo largo del periodo analizado, se observan diferencias positivas consistentes que indican el nivel del interés adicional aplicado a clientes que no son grandes sociedades, lo que asemeja una prima por riesgo. Esta prima es más pronunciada en los créditos denominados en colones, con un promedio de aproximadamente 3 puntos porcentuales, mientras que en dólares el promedio se sitúa alrededor de 1,5 puntos porcentuales.

Para el análisis de los canales de crédito amplio y estrecho, se consideran diversas variables de control. Estas incluyen la tasa de política monetaria (TPM), el índice de precios al consumidor (IPC), el Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE), la tasa Libor a 6 meses, el Encaje Mínimo Legal (EML), el tipo de cambio promedio del Monex y el Índice de Precios de Materias Primas Importadas (IP-Mpi), obtenidos del sitio web del BCCR. Se

utiliza el filtro de Hodrick-Prescott para calcular una brecha simple del tipo de cambio promedio del Monex en la muestra, lo cual permite observar patrones relacionados con niveles relativamente altos o bajos del tipo de cambio nominal.

Además, se utilizan las tasas promedio ponderadas de la deuda del Gobierno Central, tanto doméstica como externa, disponibles en el sitio web del Ministerio de Hacienda. Finalmente, se calculan los Índices de Herfindahl-Hirschman (HHI) de concentración de mercado sobre los nuevos préstamos en colones y dólares, siguiendo el método descrito por Barquero-Romero et al. (2021), con datos a nivel microeconómico.

La TPM se emplea como el principal instrumento de la política monetaria, se modelan los impactos de sus variaciones como choques. La inclusión del EML permite evaluar su función complementaria en los efectos transmitidos a través del canal de crédito. El IPC se utiliza para ajustar los montos monetarios a términos reales, mientras que el IMAE se utiliza para controlar la actividad económica reciente y estimar la capacidad de pago agregada para potenciales clientes, ello refleja indirectamente las expectativas de los bancos sobre la evolución económica y la capacidad de pago<sup>5</sup>.

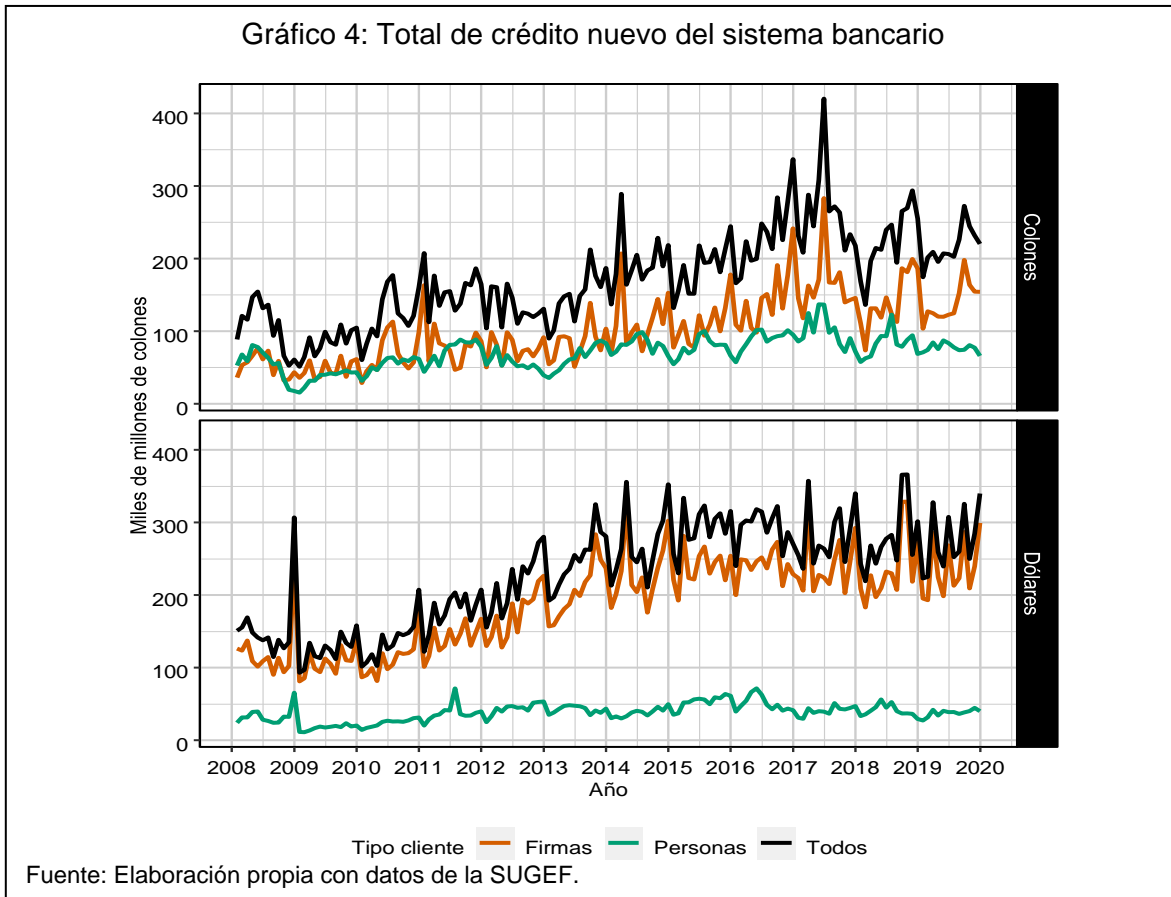
La tasa Libor a 6 meses refleja las condiciones financieras internacionales y su impacto potencial en las decisiones estratégicas de los bancos. Es la tasa de referencia utilizada para los créditos denominados en dólares que otorgan estas entidades financieras (Barquero-Romero et al., 2021). Similarmente, la brecha del tipo de cambio promedio del Monex desempeña una función crucial. Además de considerar las condiciones internacionales, esta brecha controla por factores domésticos que inciden en el tipo de cambio, influye así en las posibles ganancias de los bancos al ofrecer créditos en dólares debido a las variaciones cambiarias.

Este documento analiza dos canales principales: el canal estrecho, que se centra en la oferta de crédito, y el canal amplio, que investiga la prima por riesgo en el financiamiento en general. Ambos buscan entender cómo la política monetaria afecta las decisiones de los bancos y otros agentes para otorgar crédito, y cómo este proceso impacta la actividad económica. Dado que el crédito nuevo observado representa un equilibrio entre la oferta y la demanda, se debe contar con instrumentos que puedan captar los cambios en la demanda de crédito para evaluar los efectos sobre la oferta. El índice de precios de las materias primas importadas (IP-Mpi) cumple esta función. Los aumentos en los precios de las materias primas importadas afectan los costos de las empresas y, a través del traslado a precios, también influyen en los costos para los hogares, de acuerdo con lo cual modifican las decisiones de demanda de crédito por parte de los agentes económicos. Sin embargo, estos cambios en los precios no impactan directamente las decisiones de los bancos

---

<sup>5</sup> En la teoría macroeconómica o de organización industrial, los bancos “miran hacia adelante” (son “*forward looking*”), es decir, generan expectativas sobre el posible comportamiento futuro de la actividad económica y la capacidad de pago. Con base en ello, toman sus decisiones hoy. Para capturar este comportamiento, también se utilizó una serie del IMAE pronosticada a 3, 6 y 12 meses a futuro con la información disponible hasta un mes  $t$  (móvil de acuerdo con cada mes dentro de la muestra usada) y con el mejor modelo ARIMA (estimado con información de 1991 hasta el mes  $t$ ) según el criterio de información de Akaike. Sin embargo, no se obtuvo evidencia de que estas series afectaran significativamente a las variables subyacentes de los canales amplio y estrecho del crédito.

respecto a la oferta de crédito. Por lo tanto, el IP-Mpi se considera un instrumento relevante y exógeno para este análisis.

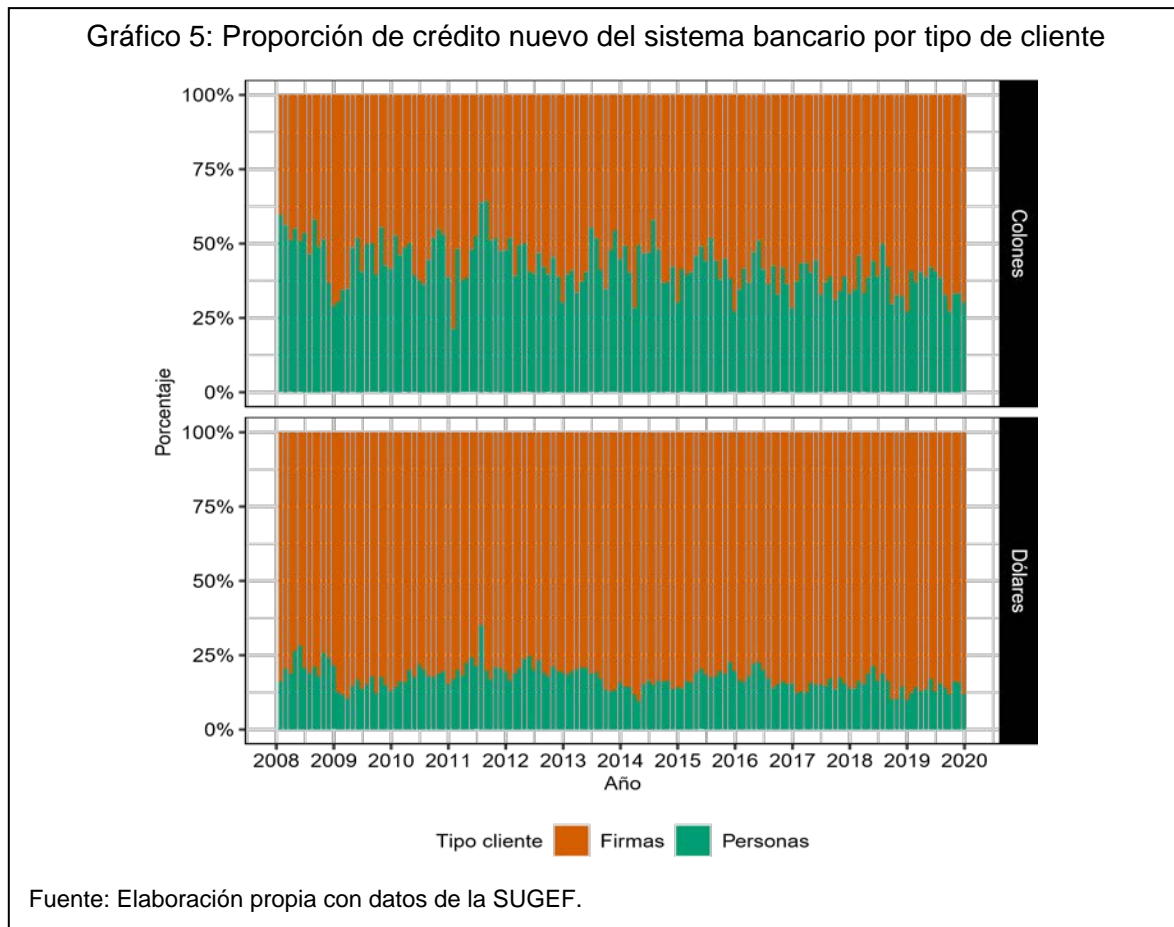


Aunque la mayoría de las transacciones en Costa Rica se realizan en la moneda nacional, el comportamiento de empresas y hogares cambia notablemente cuando se trata de adquirir préstamos. Según el análisis de la muestra, aproximadamente la mitad de los nuevos créditos otorgados cada mes se colocan en dólares<sup>6</sup>.

En el gráfico 4 se presenta el total de crédito nuevo del sistema bancario, desglosado por colones, dólares, personas (hogares) y firmas. Los montos totales de crédito (representados por la línea negra) muestran una similitud notable entre colones y dólares; en varios períodos, especialmente después de 2014, los montos en dólares superan a los de colones. Además, los créditos otorgados a las firmas son significativamente mayores, una diferencia que se acentúa aún más en el caso del crédito en dólares. Esta observación se confirma en el gráfico 5, que ilustra la proporción del crédito nuevo según el tipo de cliente. En

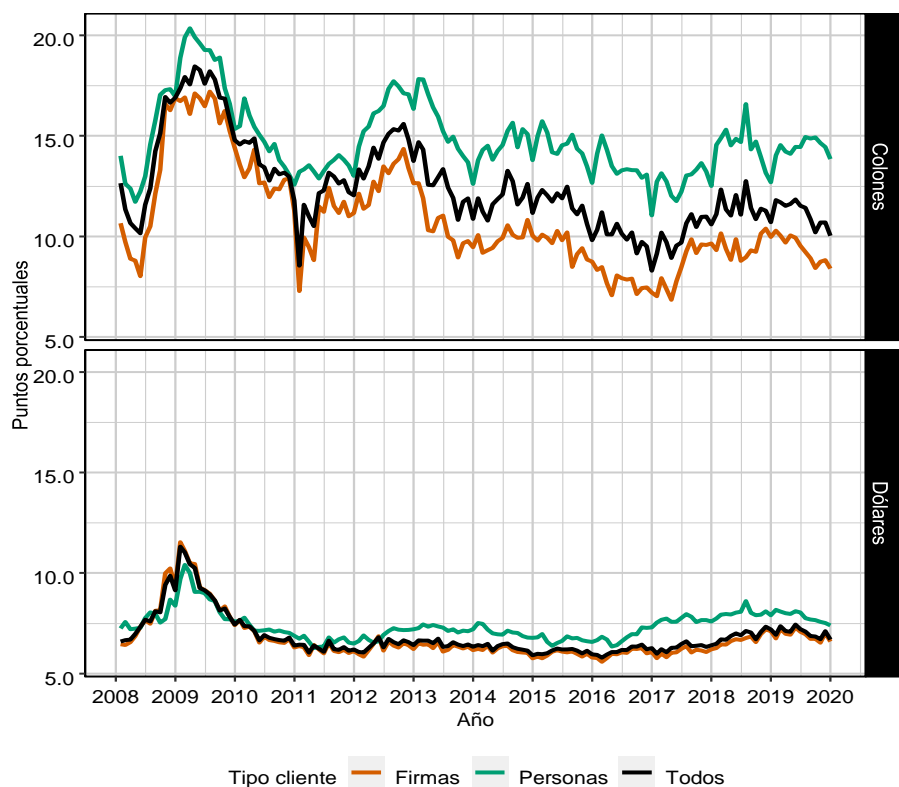
<sup>6</sup> Puede ser el caso de que los bancos induzcan a sus clientes a adquirir préstamos en dólares debido a consideraciones estratégicas. Esto es factible debido a su poder de mercado. El riesgo del tipo de cambio recae principalmente en el deudor. Otra posibilidad es que los clientes estén atraídos a estos préstamos porque su cuota mensual de pago sería baja. No obstante, esta segunda consideración puede estar ligada al poder de mercado de los bancos: si colocan préstamos en colones, cuya cuota mensual sea relativamente más alta, entonces el cliente debe decidir entre una cuota más alta en colones u otra más baja en dólares con riesgos de tipo de cambio.

colones, en promedio, aproximadamente el 35% del crédito nuevo se destina a personas, mientras que en dólares este porcentaje es considerablemente menor, alrededor del 13%.



Otra diferencia notable se refleja en las tasas de interés, como se observa en el gráfico 6, en el que se muestra las tasas promedio ponderadas del crédito nuevo para colones y dólares. Se evidencia que las tasas en colones son generalmente más altas que las tasas en dólares. En el caso de los créditos en colones, las tasas para las firmas suelen ser inferiores a las aplicadas a las personas, lo cual indica un perfil de riesgo diferenciado, donde las firmas, al contar con mejores garantías, acceden a condiciones más favorables. En contraste, esta diferencia es menos pronunciada en los créditos denominados en dólares, principalmente debido a que una proporción mayor de estos créditos se dirige a las firmas.

Gráfico 6: Tasas de interés de promedio ponderado del crédito nuevo del sistema bancario



Fuente: Elaboración propia con datos de la SUGEF.

El elevado volumen de préstamos en dólares plantea desafíos para la efectividad de la política monetaria por dos razones principales. En primer lugar, según Barquero-Romero et al. (2021), no se observa un traspaso directo de la Tasa de Política Monetaria (TPM) a las tasas de interés de los créditos en dólares, lo que limita la capacidad de la autoridad monetaria para influir directamente en la cantidad de crédito en esta moneda. Los autores destacan que otras tasas externas, como la Libor, han sido más relevantes como referencia para los créditos en dólares en Costa Rica. En segundo lugar, estos estudios también señalan desafíos relacionados con el descalce de monedas entre depósitos y créditos en colones y dólares. Esto, junto con la posible necesidad de convertir monedas para el uso o pago del crédito, genera presiones adicionales en el mercado cambiario. Estas presiones podrían aumentar la volatilidad y requerir intervenciones de la autoridad monetaria para su estabilización, lo que podría mitigar el impacto de la TPM en la actividad económica.

Por lo tanto, el análisis se centra en cuantificar el impacto de la TPM en la actividad económica real, considerando múltiples aspectos del mercado nacional, como el grado de dolarización, las posibles ganancias por inversiones en títulos valores y otras variables mencionadas anteriormente que afectan las decisiones de los bancos. La siguiente sección detalla la metodología empírica utilizada para llevar a cabo este análisis y cuantificación.

#### 4. Metodología empírica

Se usan tres etapas de modelación, una por cada objetivo. Primero, se busca evidencia de la existencia del canal de crédito en sus variantes amplia (hoja de balance) y estrecha (oferta de crédito). Para ello, se estiman modelos de cambio de régimen de Markov para buscar los determinantes y momentos de activación del canal de crédito. Se sigue a Hendricks y Kempa (2011) y se usa para la estimación el método de Maximización de la Expectativa (“*Expectation Maximization*”, EM).

Los modelos de regímenes o cadenas de Markov son modelos de series de tiempo no lineales. En este tipo de modelos, los parámetros del proceso generador de los datos dependen de una variable de estado no observable que, en este caso, se asocia al canal de crédito. El modelo de regímenes de Markov fue propuesto por Hamilton (1989, 1990), en donde las no linealidades son introducidas por cambios discretos en un número determinado de regímenes.

Acá, se permiten dos posibles estados: uno con el canal de crédito ausente o inactivo, denotado por  $S_t = 1$  y otro en donde el canal está operativo o activo, denotado por  $S_t = 2$ . El modelo es estimado sin ningún conocimiento previo de los posibles puntos de quiebre (valor de la variable subyacente a partir del cual se cambia entre regímenes), de forma que la identificación de los dos estados o regímenes se realiza únicamente con los datos.

El modelo de la primera etapa de modelación puede escribirse como:

$$\rho_t = c_{S_t} + X_t \beta_{S_t} + u_t \quad (1)$$

Donde  $\rho_t$  es un indicador del canal de crédito,  $c_{S_t}$  es una constante que depende del estado,  $X_t$  es una matriz de controles usados para predecir  $\rho_t$ ,  $\beta_{S_t}$  es un vector de coeficientes dependientes del estado y  $u_t$  es un término de error, con  $u_t \sim i. i. d N(0, \sigma_{S_t}^2)$ . Cualquier cambio en el régimen entre los dos estados representa un quiebre estructural en los datos. Si previamente se conocieran los momentos de estos cambios, el enfoque se degeneraría en un modelo con variables dicotómicas simples. Ahora bien, como los estados  $S_t$  no son observables directamente, se realiza el supuesto de que siguen una cadena de Markov de primer orden. El proceso detrás puede ser descrito por las siguientes probabilidades de transición que guían los cambios entre los dos estados:

$$\begin{aligned} p_{11} &= P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) \\ p_{12} &= P(S_t = 2 | S_{t-1} = 1) \\ p_{21} &= P(S_t = 1 | S_{t-1} = 2) \\ p_{22} &= P(S_t = 2 | S_{t-1} = 2) \quad (2) \end{aligned}$$

Tal que, la probabilidad de estar en un estado particular en el momento  $t$  depende solo del estado en el que se encontró el sistema en el momento  $t - 1$ . Entonces, el sistema puede mantenerse en cualquiera de los dos estados por un periodo aleatorio de tiempo y ser reemplazado por el otro estado cuando el cambio tenga lugar. Lo atractivo de este modelo es que no requiere información adicional externa para definir las fechas en las que el sistema se encuentra en cada régimen. La probabilidad de que el sistema esté en un

régimen particular se infiere únicamente de los datos. Se supone que la densidad condicional en estar en el estado  $j$  es Gaussiana<sup>7</sup>:

$$\eta(\rho_t|\Omega_{t-1}, S_t = j) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_j^2}} \exp\left(-\frac{(\rho_t - c_j - X_t\beta_j)^2}{2\sigma_j^2}\right) \quad (3)$$

Para  $j = 1, 2$  y  $\Omega_{t-1}$  denota la información en el periodo  $t - 1$ . Entonces, la función de log-verosimilitud puede escribirse como:

$$\lambda(\rho_t|\Omega_{t-1}) = \sum_{t=1}^T \ln(\phi(\rho_t|\Omega_{t-1})) \quad (4)$$

Donde la densidad  $\phi(\rho_t|\Omega_{t-1})$  es la suma de las densidades de los estados ponderadas por la probabilidad,  $\eta(\cdot)$ , de los dos estados, es decir,

$$\phi(\rho_t|\Omega_{t-1}) = \sum_{j=1}^2 \eta(\rho_t|\Omega_{t-1}, S_t = j) P(S_t = j|\Omega_{t-1}) \quad (5)$$

Acá,  $P(S_t = j|\Omega_{t-1})$  denota la probabilidad condicional de estar en el estado  $j$  en el momento  $t$ , dada la información hasta el momento  $t - 1$ . Las probabilidades condicionales de los estados se obtienen recursivamente de:

$$P(S_t = j|\Omega_{t-1}) = \sum_{k=1}^2 P(S_t = j|S_{t-1} = k)P(S_{t-1} = k|\Omega_{t-1}) \quad (6)$$

Donde  $P(S_t = j|S_{t-1} = k)$  son las probabilidades de transición de los estados de la ecuación (2). Por último, las probabilidades condicionales de estado se actualizan de acuerdo con la regla de Bayes con el uso de la nueva información acerca del estado del sistema,  $S_t$ , contenida en la observación  $t$  de la variable dependiente,  $\rho_t$ :

$$P(S_t = j|\Omega_t) = P(S_t = j|\Omega_{t-1}; \rho_t) = \frac{\eta(\rho_t|S_t = j; \Omega_{t-1})P(S_t = j|\Omega_{t-1})}{\sum_{j=1}^2 \eta(\rho_t|S_t = j; \Omega_{t-1})P(S_t = j|\Omega_{t-1})} \quad (7)$$

Las ecuaciones (6) y (7) pueden iterarse de forma recursiva para derivar las probabilidades de los estados  $P(S_t = j|\Omega_{t-1})$  y obtener los parámetros en la función de verosimilitud. Para su estimación, se utiliza el algoritmo de la Maximización de la Expectativa propuesto por Hamilton (1994).

Para la segunda etapa de modelación se utilizan modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) para medir las respuestas a choques en la TPM. En el caso base se tiene un modelo simple con tres variables endógenas: el IMAE,  $Y_1$ ; el total del crédito nuevo en términos reales,  $Y_2$ ; y la TPM,  $Y_3$ . Sea  $Y_t = [Y_{1t}, Y_{2t}, Y_{3t}]$  el vector de las variables endógenas. Suponga

<sup>7</sup> Este no es un supuesto particularmente fuerte, debido a que las combinaciones de distribuciones normales pueden acoplar densidades con asimetrías o curtosis elevadas (colas anchas).

que el comportamiento dinámico de  $Y_t$  se puede describir con el siguiente modelo estructural:

$$Y_t = B(L)Y_t + \Gamma\varepsilon_t \quad (8)$$

Donde  $B(L) = B_0 + \sum_{k=1}^p B_k L^k$  y  $E[\varepsilon_t \varepsilon_s'] = D$  si  $t = s$  y 0 en otro caso, con  $D$  una matriz diagonal. Los  $\varepsilon$  son los choques estructurales primitivos<sup>8</sup>. Como un choque primitivo puede afectar en principio a más de una variable, inicialmente se permite que  $\Gamma$  tenga elementos distintos de cero fuera de la diagonal.

La forma más simple para modelar las dinámicas es reescribir el problema en términos de las innovaciones de un VAR en forma reducida:

$$A(L)Y_t = v_t \quad (9)$$

Donde  $A(L)$  es un polinomio de rezagos y  $A(L) = I - \sum_{k=1}^p A_k L^k$ .  $v_t = [v_{1t}, v_{2t}, v_{3t}]$  son las innovaciones del VAR en forma reducida. Se supone que  $E[v_t] = 0$ ,  $E[v_t v_t'] = \Sigma_v$  y que  $E[v_t v_s'] = 0$  para  $s \neq t$ . Entonces, se pueden relacionar las innovaciones  $v$  en el VAR de forma reducida de la ecuación (9) con los choques estructurales no observados,  $\varepsilon$ , en la ecuación estructural (8) como sigue:

$$v_t = B_0 v_t + \Gamma\varepsilon_t \quad (10a)$$

o

$$v_t = H\varepsilon_t \quad (10b)$$

Donde  $H = [I - B_0]^{-1}\Gamma$ .

Por simplicidad, se escribe explícitamente el sistema de la ecuación (10a) en una forma que incorpora un supuesto de identificación y una normalización comúnmente utilizados. Estas restricciones son: i)  $\Gamma$  es la matriz identidad, lo que implica que cada choque entra en solo una ecuación y ii) los choques estructurales tienen un efecto unitario, es decir, los elementos de la diagonal de  $H$  son unos. Entonces, el sistema puede reescribirse como

$$\begin{aligned} v_{1t} &= b_{12}v_{2t} + b_{13}v_{3t} + \varepsilon_{1t} \\ v_{2t} &= b_{21}v_{1t} + b_{23}v_{3t} + \varepsilon_{2t} \\ v_{3t} &= b_{31}v_{1t} + b_{32}v_{2t} + \varepsilon_{3t} \end{aligned} \quad (11)$$

Bajo los supuestos, este sistema de ecuaciones (11) es el equivalente al de (8). La diferencia es que en lugar de escribir las relaciones estructurales en términos de las variables observables como el IMAE, el crédito y la TPM, ahora se escriben en términos de las innovaciones del VAR de forma reducida. Las interpretaciones de los  $b$  son las mismas si las relaciones estructurales dependen de las interacciones contemporáneas.

---

<sup>8</sup> Los choques estructurales primitivos en el contexto de modelos VAR se refieren a las perturbaciones o innovaciones subyacentes y no observadas que impulsan la dinámica del sistema en estudio. Estos choques son fundamentales para la economía o el proceso que se está modelando, y generalmente se supone que son mutuamente independientes, lo que significa que no están correlacionados entre sí.

Acá, las ecuaciones de  $v_{1t}$ ,  $v_{2t}$  y  $v_{3t}$  del sistema (11) son las respectivas del IMAE, el crédito y la TPM. Por ello, un choque a  $\varepsilon_{3t}$  representa un choque inesperado (y no relacionado con la regla) de la política monetaria. La ecuación de  $v_{3t}$  en (11) representa la regla de retroalimentación del Banco Central para llevar a cabo su política. El sistema (11) en sí es un VAR estructural (SVAR en inglés).

Para estimar este SVAR se utiliza el “supuesto recursivo” de Christiano, et al. (1999). Se supone que la autoridad monetaria tiene acceso a información que le permite reaccionar a cambios contemporáneos en el acontecer económico, pero sabe que el efecto de sus instrumentos de política se presenta con rezago. Por ello se supone que los valores contemporáneos de  $v_{1t}$  y  $v_{2t}$  entran en la regla del Banco Central, de forma que  $b_{31} \neq 0$  y  $b_{32} \neq 0$ . Estos aún no son suficientes supuestos para identificar el choque de política monetaria porque, si este choque afecta el IMAE y el crédito de forma contemporánea al choque inicial,  $v_{1t}$  y  $v_{2t}$  estarían correlacionados con  $\varepsilon_{3t}$  y no podría utilizarse Mínimos Cuadrados Ordinarios para la estimación. Por ende, también es útil en la estimación utilizar el supuesto explícito de que  $v_{1t}$  y  $v_{2t}$  no son afectadas por el choque de política monetaria de forma contemporánea, es decir,  $b_{13} = b_{23} = 0$ . También se supone que el efecto del crédito sobre el IMAE ocurre con rezago, de forma que  $b_{12} = 0$ . Esta es una descomposición de Cholesky usual con la TPM de última en el sistema.

Finalmente, para la tercera etapa de estimación, relacionada con la asimetría del impacto de la política, se estiman modelos de Vectores Autorregresivos de Transición Suave (STVAR en inglés). La idea es combinar el SVAR con los regímenes de Markov, ya que este modelo permite obtener las respuestas condicionales en los estados, definidos como canal activo o inactivo.

La ventaja del modelo STVAR relativo a estimar SVAR para cada régimen de forma separada es que en el segundo método se pueden tener relativamente pocas observaciones en un régimen particular. Esto provocaría que los estimadores sean inestables e imprecisos. En contraste, el STVAR efectivamente usa más información al explotar la variación en el grado (la probabilidad) de estar en un régimen particular, por lo que, la estimación y la inferencia para cada régimen se basa en un conjunto más amplio de observaciones. No obstante, se debe notar que al estimar las propiedades de un régimen con parte de las dinámicas del otro régimen se pueden sesgar los resultados a no encontrar diferencias entre estos.

La especificación base usada en esta tercera etapa es:

$$Y_t = (1 - F(z_{t-1}))A_{Noact}(L)Y_{t-1} + F(z_{t-1})A_{Act}(L)Y_{t-1} + u_t \quad (12)$$

$$u_t \sim N(0, \Sigma_t) \quad (13)$$

$$\Sigma_t = \Sigma_{Noact}(1 - F(z_{t-1})) + \Sigma_{Act}F(z_{t-1}) \quad (14)$$

$$F(z_t) = \frac{\exp(-\lambda z_t)}{1 + \exp(-\lambda z_t)}, \lambda > 0 \quad (15)$$

$$var(z_t) = 1, E(z_t) = 0 \quad (16)$$

Donde  $Y_t = [Y_{1t}, Y_{2t}, Y_{3t}]$  es el vector de las variables endógenas: el IMAE,  $Y_1$ ; el total del crédito nuevo en términos reales,  $Y_2$ ; y la TPM,  $Y_3$ . El orden de las variables nuevamente se define acorde con el supuesto recursivo para una correcta identificación de los choques.  $A_{Act}$  y  $A_{Noact}$  son los polinomios de rezagos para el canal activo e inactivo respectivamente.  $\Sigma_{Act}$  y  $\Sigma_{Noact}$  son las matrices de covarianzas de los residuos para el canal activo e inactivo respectivamente.  $z_t$  es la estandarización (resta del promedio y división entre desviación estándar de cada observación) de  $\rho_t$ , la variable subyacente del canal.  $F(\cdot)$  es la probabilidad del canal activo. Con la convención de que  $\lambda > 0$ , se interpretan  $\Sigma_{Act}$  y  $A_{Act}(L)$  como covarianzas y parámetros que describen el comportamiento del sistema cuando el canal está suficientemente activo u operativo (i.e.  $F(z_t) \approx 1$ ), y  $\Sigma_{Noact}$  y  $A_{Noact}(L)$  describen este comportamiento para el canal suficientemente inactivo (i.e.  $1 - F(z_t) \approx 1$ ). Se utiliza el rezago de  $z$  para evitar la potencial retroalimentación contemporánea de las acciones de política y el estado activo o inactivo del canal.

El modelo permite dos formas de propagación de los choques estructurales. Primero, de forma contemporánea mediante las diferencias en las matrices de covarianzas  $\Sigma_{Act}$  y  $\Sigma_{Noact}$ . Segundo, de forma dinámica mediante las diferencias en los polinomios de rezagos  $A_{Act}$  y  $A_{Noact}$ .

Aunque se pueden estimar los parámetros  $\{A_{Act}(L), A_{Noact}(L), \Sigma_{Act}, \Sigma_{Noact}\}$  y  $\lambda$  simultáneamente, la identificación de  $\lambda$  depende de momentos no lineales y, por ello, la estimación puede ser sensible a conjuntos de observaciones en muestras pequeñas. Para evitar este problema, se sigue a Granger y Terasvirta (1993) quienes sugieren imponer valores fijos de  $\lambda$  y luego usar una búsqueda en cuadrícula (“*grid search*”) sobre  $\lambda$  para asegurar que los estimadores de  $\{A_{Act}(L), A_{Noact}(L), \Sigma_{Act}, \Sigma_{Noact}\}$  no son sensibles a cambios en  $\lambda$ . Se calibra  $\lambda = 2$ , de forma que el 62.5% del tiempo el canal está activo según los resultados de la estimación.

Debido a la naturaleza altamente no lineal del sistema descrito por las ecuaciones (12) a la (16), se usa el método de Cadenas de Markov Monte Carlo (MCMC en inglés) desarrollado por Chernozhukov y Hong (2003) para la estimación y la inferencia. Bajo condiciones estándar, este enfoque encuentra el óptimo global de términos de ajuste. Incluso los estimadores de los parámetros y sus errores estándar pueden computarse directamente de las cadenas generadas.

Además, se construyen impulsos respuesta a choques de política monetaria condicionales en el régimen. Para ello, se supone que el sistema puede estar por un largo periodo en un régimen y que el choque no provoca un cambio en este. La ventaja de este enfoque es que, una vez que el régimen está fijo, el modelo es lineal y por ende los impulsos respuesta no son funciones de la historia (Koop et al., 1996).

En sí, la estimación es de un SVAR bayesiano con probabilidad previa de Minnesota tal como lo hacen Auerbach y Gorodnichenko (2012). Se usan como variables exógenas la tasa Libor a 6 meses plazo, la variación interanual del Índice de Precios Internacionales de Materias Primas Importadas por Costa Rica y las tasas de interés promedio ponderado de la deuda doméstica y externa del Gobierno Central de Costa Rica. Estos modelos permiten medir el efecto de la TPM sobre la actividad económica, condicional en el estado del canal (activo o inactivo).

## 5. Resultados

En el cuadro 1 se presentan los resultados de las estimaciones sobre la existencia del canal de crédito amplio y estrecho utilizando modelos de regímenes de Markov. Para cada variante del canal del crédito se usa como variable dependiente la variable subyacente respectiva, definida de previo.

Los coeficientes estimados no indican directamente cuál es el régimen activo o inactivo del canal de crédito. Para determinar esto, se debe inferir a partir de la magnitud y el signo de los coeficientes. Es importante destacar que el coeficiente de la constante es crucial en esta interpretación. Se espera que este coeficiente sea positivo en ambas variantes del canal, ya que representa el promedio de la proporción de valores a crédito en el canal estrecho y el promedio de la diferencia de tasas de interés con la tasa de crédito a clientes preferenciales en el canal amplio.

Cuadro 1: Resultados de estimación del canal de crédito			
Variable dependiente: variable subyacente de la actividad del canal de crédito			
	Canal estrecho	Canal amplio	
	Proporción saldos en valores a crédito del SBN	Diferencia de tasas de crédito a clientes preferenciales en colones	Diferencia de tasas de crédito a clientes preferenciales en dólares
Constante régimen 1	21.79***	7.89***	2.29***
Crec int IMAE 3 rezagos	0.05	-0.26***	-0.04*
TPM 3 rezagos	0.83***	-0.80***	-0.13***
$p_{11}$	0.91	0.69	0.97
$p_{12}$	0.09	0.31	0.03
Constante régimen 2	28.23***	3.47***	6.72
Crec int IMAE 3 rezagos	-0.12*	-0.05*	0.03
TPM 3 rezagos	0.44***	-0.12***	-0.31***
$p_{22}$	0.94	0.92	0.48
$p_{21}$	0.06	0.08	0.52
Log-verosimilitud (MSM)	-235.87	-177.48	-74.99
Log-verosimilitud (lineal)	-302.88	-218.78	-100.46
Prueba linealidad LR	1 077.51***	792.52***	350.91***

Nota: Estimaciones con modelos de régimen de Markov. Crec int IMAE se refiere al crecimiento interanual del IMAE. Significancia estadística: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%. Estimador HAC para errores estándar. La prueba de linealidad LR es la de razón de log-verosimilitud con hipótesis nula que el modelo lineal y el de régimen de Markov (MSM) poseen la misma verosimilitud. Se rechaza en todos los casos a favor del modelo no lineal. Según las estimaciones no existe evidencia de un canal amplio. Existe evidencia de canal estrecho que hace referencia a la oferta de crédito. El régimen 1 en la primera columna es el canal estrecho activo según el valor (menor) de su coeficiente de la constante.

Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR y de la SUGEF.

Para el canal estrecho, una menor proporción del saldo de valores a crédito implica una mayor oferta de crédito en términos relativos a la adquisición de títulos valores. Por ello, un régimen con un coeficiente de la constante de menor magnitud correspondería al canal estrecho activo. De manera similar, una magnitud menor del coeficiente de la constante se asociaría con un régimen activo del canal amplio, ya que la diferencia promedio de las tasas sería menor en ese régimen, indicando un cobro de una menor prima por riesgo.

Para que la existencia de una variante específica del canal sea válida, es necesario que los coeficientes de las constantes sean estadísticamente significativos. Además, las probabilidades de transición deben indicar una alta probabilidad de permanecer en el mismo estado del periodo anterior. Si estas probabilidades fueran cercanas al 50%, la permanencia en un régimen se atribuiría al azar, lo cual proporcionaría evidencia en contra de la existencia de la variante particular del canal. Por último, los coeficientes asociados a los determinantes deben tener el signo esperado.

Los dos determinantes principales son el crecimiento de la actividad económica, medido por el crecimiento interanual del IMAE, y el instrumento de política monetaria, la TPM. Una mayor actividad económica se asociaría con una mejor capacidad de pago de los clientes, lo que llevaría a los bancos a estar más dispuestos a prestar o a cobrar menores primas por riesgo. Por lo tanto, se esperaría que el coeficiente del crecimiento interanual del IMAE sea negativo en ambas variantes del canal. En cuanto a la TPM, un incremento implica una política monetaria restrictiva. Este movimiento de la tasa de política se trasladaría más rápidamente a los rendimientos de los títulos valores que a las tasas de crédito, por tanto, se esperaría que la relación entre colocación en valores con respecto al crédito otorgado se incremente. Al mismo tiempo se incrementaría la prima por riesgo cobrada a los posibles deudores. Por ello, se esperaría que el coeficiente de la TPM sea positivo en ambas variantes del canal.

Del cuadro 1 se observa que no hay evidencia de un canal amplio en Costa Rica. En colones, la probabilidad de estar en el régimen 1 y permanecer en él es de apenas 69%. En dólares, la probabilidad de estar en el régimen 2 y permanecer en él es de 48%, y el coeficiente de la constante no es estadísticamente significativo. Además, los coeficientes de la TPM son negativos, un signo contrario al esperado.

La no existencia de un canal de crédito amplio (hoja de balance) en Costa Rica es comprensible. En general, en la literatura, esta variante hace referencia al financiamiento que las empresas pueden obtener mediante bonos corporativos, acciones u otras formas de financiamiento formal e informal, todas fuentes de fondos más allá del crédito bancario. Sin embargo, el mercado de valores costarricense no está suficientemente desarrollado, de modo que la única opción de financiamiento es el crédito bancario o similares.

Sí hay evidencia a favor de un canal de crédito estrecho (oferta de crédito). Los coeficientes de las constantes son estadísticamente significativos, la probabilidad de estar en el régimen 1 y permanecer en él es del 91%, y la respectiva para el régimen 2 es del 94%. Además, los coeficientes de la TPM son positivos, y el coeficiente estadísticamente significativo del crecimiento interanual del IMAE es negativo. Esto implica que las características de la serie de tiempo del saldo de valores a crédito del Sistema Bancario Nacional (SBN) respaldan la existencia de dos regímenes y que los determinantes principales los afectan de la manera

esperada. Es lógico que el canal de crédito estrecho exista en Costa Rica, dado que el crédito bancario es la principal fuente de financiamiento en el país.

El coeficiente de la constante del régimen 1 es 21.79, mientras que el del régimen 2 es 28.23. Como la magnitud es menor para el régimen 1, este se asocia con un canal de crédito estrecho activo, ya que son periodos en los que se otorga más crédito en términos relativos a la posesión de títulos valores.

Cuando el canal estrecho se encuentra activo, el coeficiente del crecimiento interanual del IMAE no es estadísticamente significativo y el de la TPM es 0.83. Lo anterior indica que un incremento de 100 p.b. en la TPM llevaría a incrementar el saldo de la colocación en títulos valores relativo al crédito en 83 p.b. tres meses después. Por otro lado, en aquellos periodos en que los bancos están dispuestos a otorgar crédito, el comportamiento de la actividad económica no es una variable que determine esta decisión.

Cuadro 2: Resultados de estimación sobre otros determinantes del canal de crédito estrecho					
Variable dependiente: proporción del saldo de valores a crédito del SBN					
	1	2	3	4	5
Régimen 1 (canal activo)					
HHI colones	0.07	-0.2	0.06	0.07**	-0.08**
HHI dólares	0.79***	-0.09	0.91***	-0.08	-0.12*
Tasa Libor 6 meses 3 rezagos		0.83***			
Brecha TC Monex				0.00	
Régimen 2 (canal inactivo)					
HHI colones	0.04	0.07**	0.04	-0.98***	0.01
HHI dólares	-0.17***	-0.26***	-0.13**	-0.38*	-0.11**
Tasa Libor 6 meses 3 rezagos		-1.97***			
Brecha TC Monex				-0.78***	
Sin cambiar con régimen					
Tasa Libor 6 meses 3 rezagos	-0.69***		-0.77***	-1.22***	-1.66***
Tasa ganancia crédito neta	-0.64***	-0.26	-0.37*	-0.58***	-0.88***
IP Mpi	0.01***	0.03***	0.02***	0.01***	0.03***
Tasa deuda doméstica			0.19**	-0.38***	
Tasa deuda externa			-0.09	0.73***	
EML			-0.59***	-0.53***	-0.71***
Razón mora cart direc 11 rezagos					1.21***

Nota: Estimaciones con modelos de régimen de Markov. Significancia estadística: \*\*\* 1 %, \*\* 5 %, \* 10 %. Estimador HAC para errores estándar. El canal estrecho hace referencia a la oferta de crédito. HHI: Índice de Herfindahl-Hirschman. Tasa ganancia crédito neta: tasa implícita de crédito menos tasa implícita de inversiones menos tasa implícita de depósitos; obtenidas de los estados financieros de los bancos. IP Mpi: Índice de precios internacionales de materias primas importadas. Las tasas de deuda son tasas promedio ponderado. EML: Encaje mínimo legal. Brecha TC Monex: brecha del tipo de cambio negociado en Monex respecto a su tendencia con el filtro de Hodrick-Prescott. Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR y la SUGEF.

Cuando el canal estrecho no está activo, el crecimiento de la actividad económica sí es importante y podría reactivar el crédito. Un crecimiento interanual del IMAE de 100 puntos base disminuye la proporción del saldo de valores a crédito en 12 puntos base con tres meses de rezago. En cambio, el efecto de la TPM es menor, de forma que un incremento de 100 puntos base se asocia con un aumento de 44 puntos base en la proporción del saldo de valores a crédito. Este resultado tiene profundas implicaciones de política: con el canal estrecho no operativo, el efecto de la TPM pierde cerca de la mitad de su fuerza, por lo que es más difícil para la autoridad monetaria reactivar el crédito por medio de reducciones en la TPM.

Para corroborar si el modelo no lineal se ajusta mejor a los datos que uno lineal, se llevó a cabo una prueba de razón de verosimilitud (linealidad LR). El resultado indica que hay evidencia estadísticamente significativa a favor del modelo no lineal.

En el cuadro 2 se presentan los resultados de estimaciones de otros potenciales determinantes del canal de crédito estrecho. Sus efectos se estiman cuando el canal está activo, cuando está inactivo y un escenario si cambio de régimen. Se muestran aquellos coeficientes que resultaron estadísticamente significativos. Nuevamente, los coeficientes negativos se asocian con una menor proporción de valores a crédito, lo que implica mayor actividad del canal estrecho; lo contrario ocurre con los coeficientes positivos.

Respecto a los determinantes cuyo efecto cambia en función del régimen, la concentración del crédito en colones no muestra un efecto sobre el canal estrecho. Sin embargo, la concentración del crédito en dólares sí posee un efecto. Cuando el canal está activo, una mayor concentración del crédito en dólares disminuye la actividad del canal (coeficientes positivos), aunque este no es un efecto robusto entre las especificaciones. Cuando el canal no está activo, la mayor concentración del crédito en dólares tiende a aumentar la actividad del canal (coeficientes negativos). Este efecto es robusto y, aunque parece contraintuitivo, indica una potencial sustitución hacia el crédito en dólares cuando el canal estrecho no está operativo. En otras palabras, en los momentos en que los bancos no están dispuestos a prestar, son pocos los bancos que lo hacen, y lo hacen en dólares, reactivando así el crédito en términos relativos.

El efecto de la tasa Libor y de la brecha del tipo de cambio de Monex brinda interpretación y mayor evidencia del efecto de sustitución hacia el crédito en dólares. Cuando el canal está activo, la brecha del tipo de cambio no tiene ningún efecto y una mayor tasa Libor se asocia con menor actividad del canal (coeficientes positivos), un efecto intuitivo y similar al de la TPM. Cuando el canal está inactivo, las relaciones cambian: un tipo de cambio relativamente alto (brecha positiva) y una mayor tasa Libor se asocian con mayor actividad del canal (coeficientes negativos). Parece que, cuando los bancos no están dispuestos a prestar (canal estrecho inactivo), prestan más cuando pueden obtener ganancias por el tipo de cambio o por mayores tasas de referencia (por ejemplo, la Libor).

Entre los determinantes cuyo efecto no varía con el régimen, se tiene la tasa de ganancia de crédito neta (tasa de crédito menos la de valores menos la de depósitos), el Índice de Materias Primas Importadas (IPMpi), las tasas de la deuda del Gobierno Central, el EML y la proporción del crédito en mora legal. Los efectos de la tasa de ganancia de crédito neta

y del IPMpi son intuitivos: más ganancia por crédito relativo a la ganancia por valores incrementa la actividad del canal (coeficiente negativo) y mayores costos de los potenciales deudores (firmas y hogares) se asocian con una menor demanda por crédito y, por ende, una menor actividad del canal (coeficiente positivo).

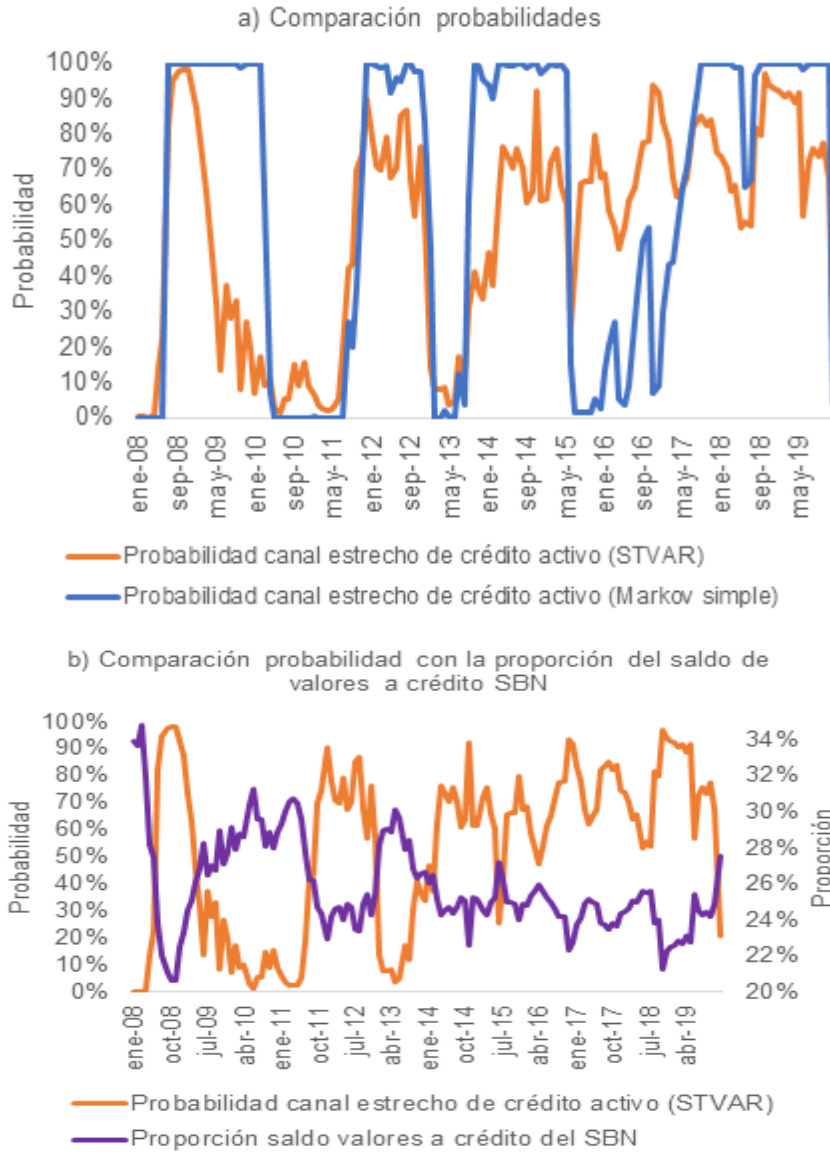
Por su parte, cuando no se controla por la brecha del tipo de cambio, una mayor tasa de deuda doméstica disminuye la actividad del canal, mientras que la tasa de deuda externa no tiene efecto. Los bancos, al observar un mayor rendimiento en los títulos de gobierno, incrementarían sus adquisiciones de estos en detrimento del crédito que pueden otorgar. Sin embargo, este resultado no es robusto. Al controlar por la brecha del tipo de cambio, el efecto de la tasa de deuda doméstica sobre el canal cambia de signo y el coeficiente de la tasa de deuda externa se vuelve positivo y significativo.

Una mayor mora como proporción del total de la cartera directa de crédito se asocia con un canal menos activo y su efecto ocurre con casi un año de rezago. Las potenciales malas decisiones de los bancos, en términos de la elección de la calidad de su cartera, disminuyen su capacidad de prestar y esto afecta la actividad del canal de crédito.

Finalmente, el EML posee un efecto robusto sobre el canal de crédito estrecho y coherente con lo esperado. La disminución del EML de 15% a 12% a mediados del 2019 se asocia con una disminución del saldo de valores a crédito de al menos 50 puntos base. La mayor disponibilidad de fondo permite a los bancos incrementar el crédito. En el ámbito de la política monetaria, esta evidencia refleja que el EML funciona como un instrumento complementario a la TPM para activar o desactivar el crédito.

Las probabilidades puntuales estimadas del canal de crédito estrecho activo se muestran en el panel a) del gráfico 7. Dado que se usan no solo modelos de regímenes de Markov, sino también modelos STVAR para conocer el impacto de la política monetaria en la actividad económica, se hace el contraste entre las probabilidades obtenidas de ambos modelos. Se aprecia que los resultados son muy similares con la excepción de dos periodos puntuales. A inicios del 2009, el modelo STVAR indica que la probabilidad de un canal activo es baja, pero el modelo de Markov presentó una probabilidad baja hasta inicios del 2010. Durante el periodo de inicios de 2015 a inicios de 2017 el modelo de Markov muestra una probabilidad baja del canal de crédito estrecho activo, pero el STVAR ya mostraba una probabilidad alta. En general, en el panel b) del gráfico 7 se aprecia una asociación negativa entre la probabilidad del canal de crédito estrecho activo y la proporción del saldo de valores a crédito del SBN.

Gráfico 7: Probabilidad del régimen activo del canal de crédito estrecho

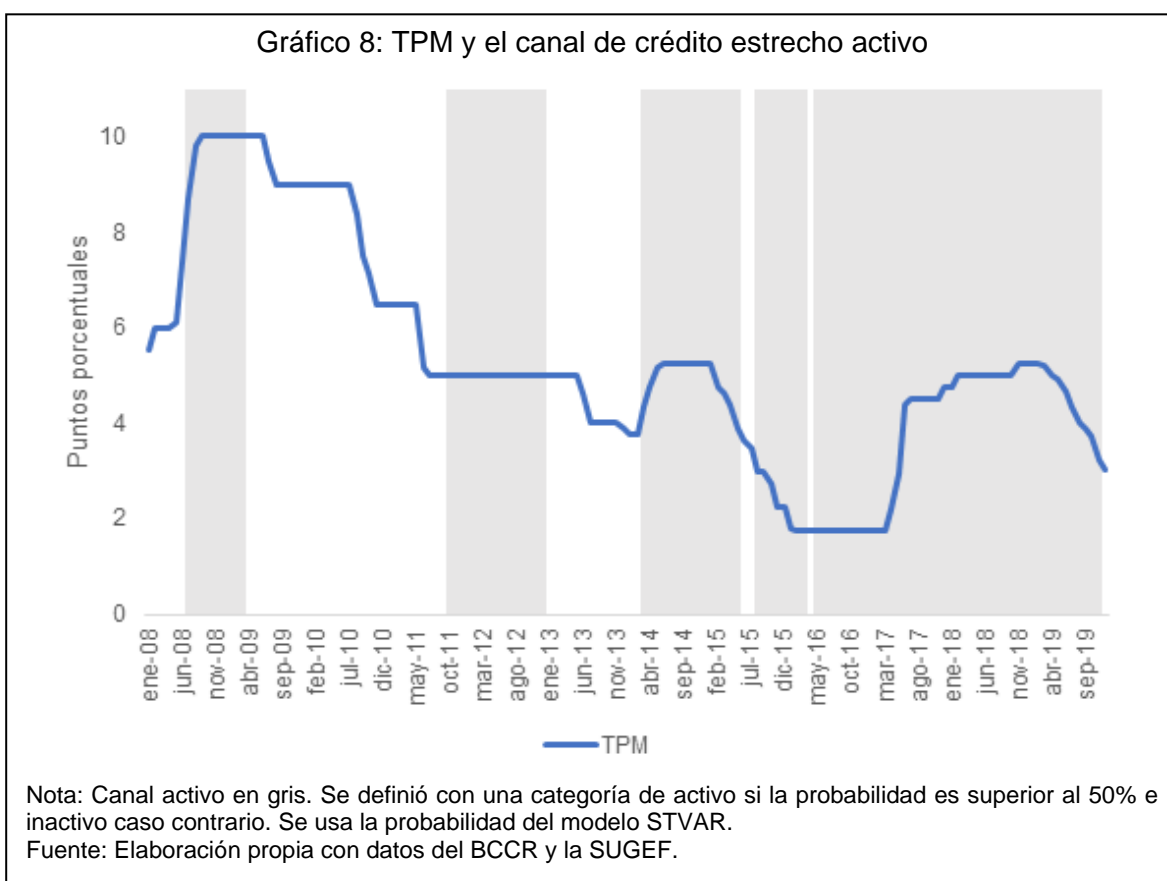


Nota: La variable que aproxima la actividad del canal es la proporción de los saldos de valores a crédito en el sistema bancario. Esta proporción se estandariza para computar la probabilidad como sigue:

$$prob = \frac{\exp(-2 \cdot z_t)}{1 + \exp(-2 \cdot z_t)}$$

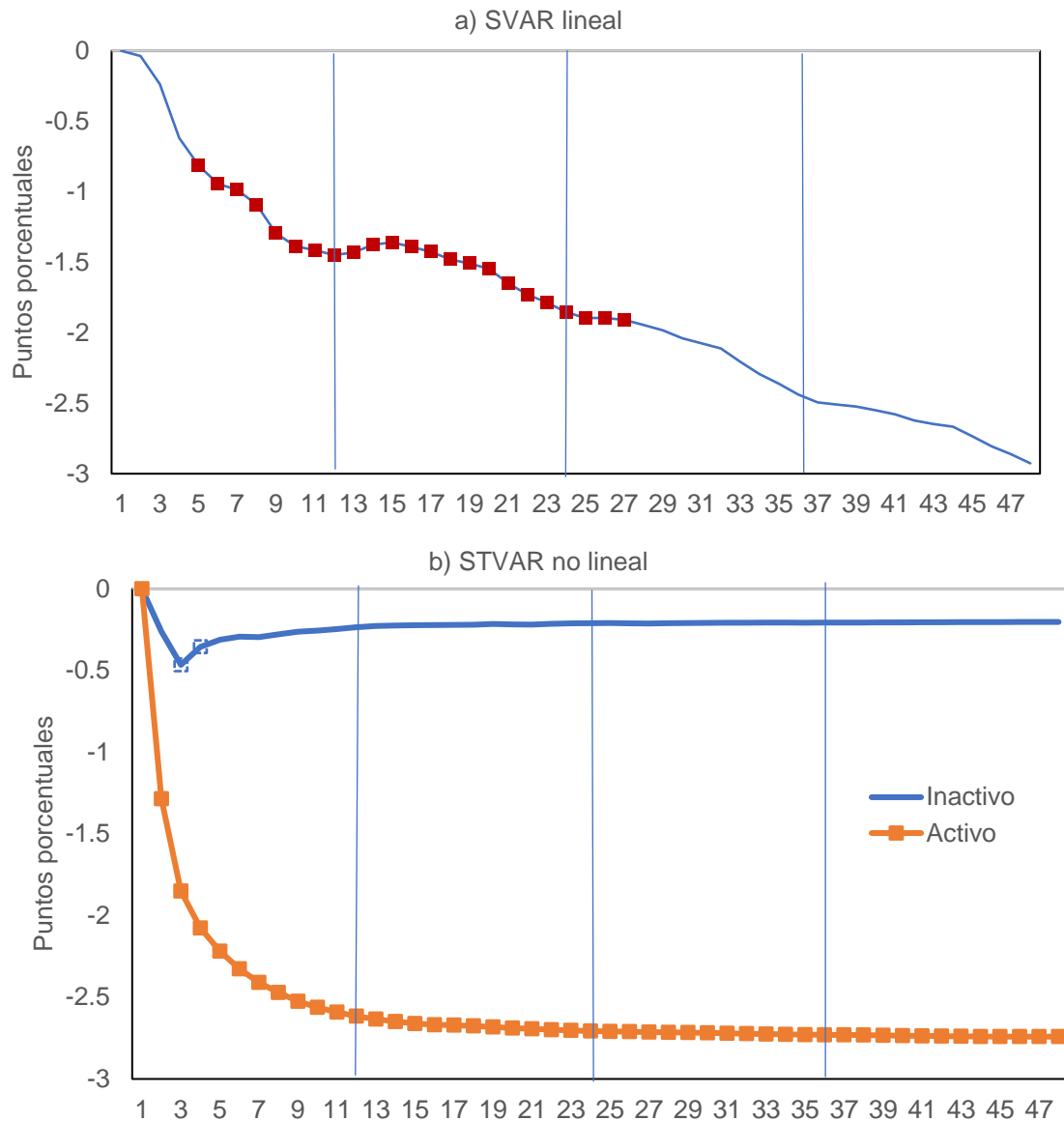
Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR y la SUGEF.

Debido a que uno de los objetivos es medir el impacto de la TPM sobre la actividad económica, condicional en el régimen del canal de crédito estrecho, es necesario corroborar si la TPM se ha modificado lo suficiente en cada régimen. Si no existiera dicha variabilidad, no sería posible medir con los datos un choque exógeno de política monetaria. En el gráfico 8 se muestra que sí existe variación suficiente de la TPM condicional en los regímenes del canal de crédito estrecho. Como se aprecia, la TPM presentó un incremento a inicios del 2008 seguido de caídas paulatinas hasta mediados del 2013. A principios del 2014 se presentó otro incremento seguido de nuevas caídas en la TPM hasta alcanzar su valor mínimo en la muestra a finales del 2015. A mediados del 2017 volvió a incrementarse y finaliza la muestra con una tendencia a la baja en 2019.



El gráfico 9 muestra la respuesta acumulada del IMAE a un incremento de 100 puntos base en la TPM. Tanto en el modelo lineal del panel a) como el modelo no lineal del panel b) se muestra una respuesta negativa y estadísticamente significativa de la actividad económica. Cuando el canal de crédito estrecho no está activo, esta respuesta es prácticamente nula, pero cuando el canal está activo, la respuesta es fuerte y persistente.

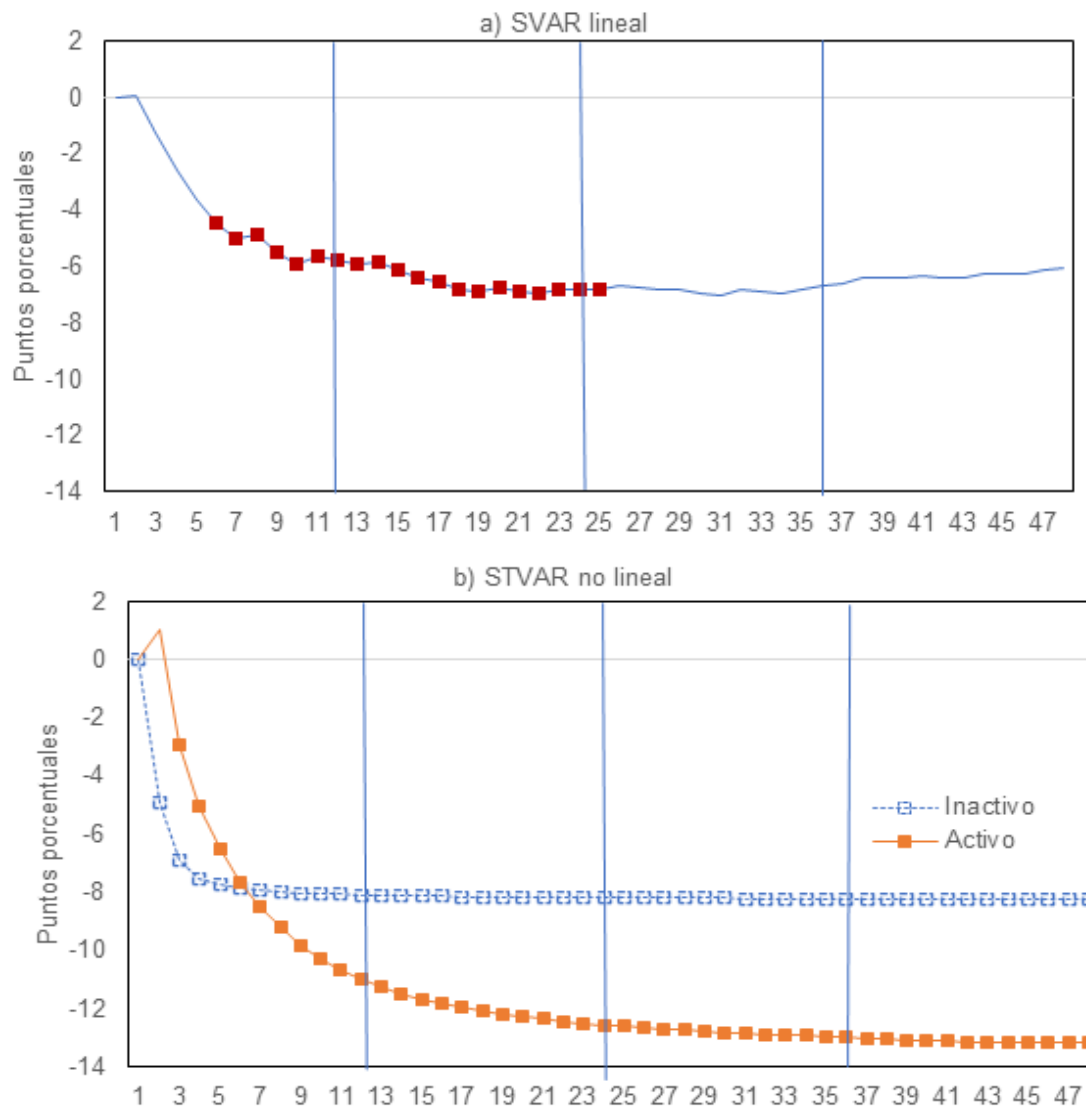
Gráfico 9: Respuesta acumulada del IMAE a un choque de 100 puntos base en la TPM



Nota: Respuesta mostrada por cada mes posterior al choque inicial. La respuesta acumulada se computó como un multiplicador según lo recomendado por Ramey (2016). Cuadros indican significancia estadística al 10% en el periodo particular, medida con los percentiles 5 y 95 de las respuestas.

Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR y la SUGEF.

Gráfico 10: Respuesta acumulada del crédito nuevo a un choque de 100 puntos base en la TPM

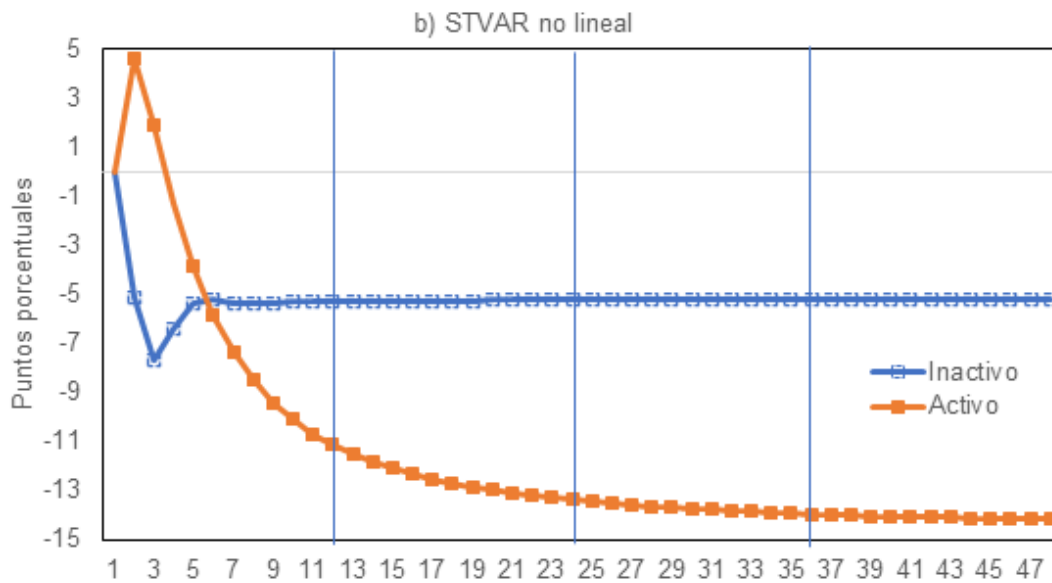
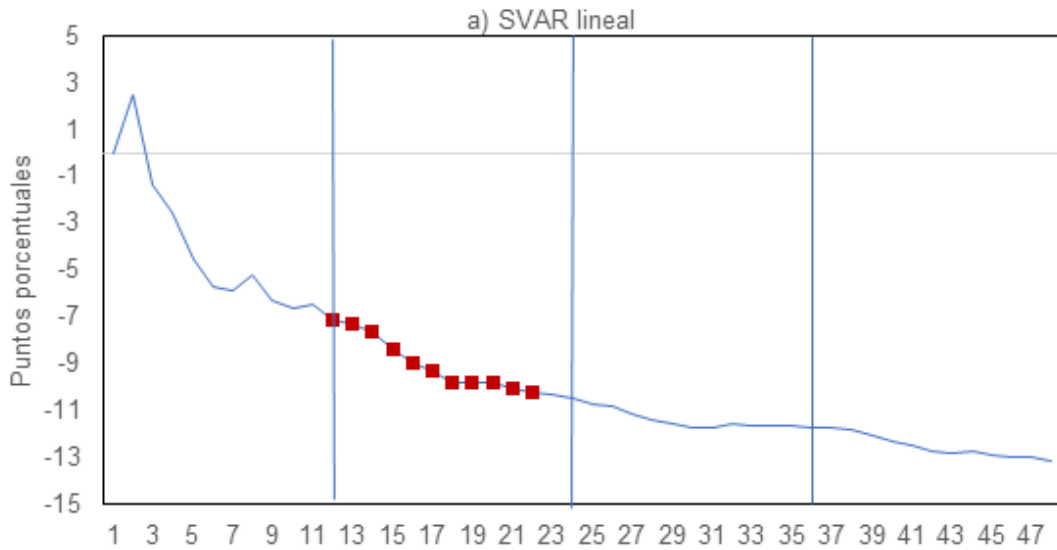


Nota: Respuesta mostrada por cada mes posterior al choque inicial. La respuesta acumulada se computó como un multiplicador según lo recomendado por Ramey (2016). Cuadros indican significancia estadística al 10% en el periodo particular, medida con los percentiles 5 y 95 de las respuestas.  
Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR y la SUGEF.

La respuesta del crédito nuevo total al mismo choque de la TPM se observa en el gráfico 10. Nuevamente, las respuestas del modelo lineal en el panel a) y del modelo no lineal en el panel b) señalan una disminución del crédito ante un incremento en la TPM. Estas respuestas son fuertes y persistentes, pero no deben confundirse con un cambio en el acervo del crédito; más bien representan la velocidad del cambio del crédito nuevo otorgado en un mes particular. La caída del crédito nuevo total es menor que cuando el canal estrecho no está activo relativo a cuando sí está activo.

También se separa la respuesta del crédito por moneda. En el gráfico 11 se muestra la respuesta del crédito nuevo en colones y en el gráfico 12 la del crédito nuevo en dólares. La respuesta es negativa para ambos tipos de monedas ante un incremento en la TPM, pero su patrón es diferente condicional en la actividad del canal de crédito estrecho.

Gráfico 11: Respuesta acumulada del crédito nuevo en colones a un choque de 100 puntos base en la TPM

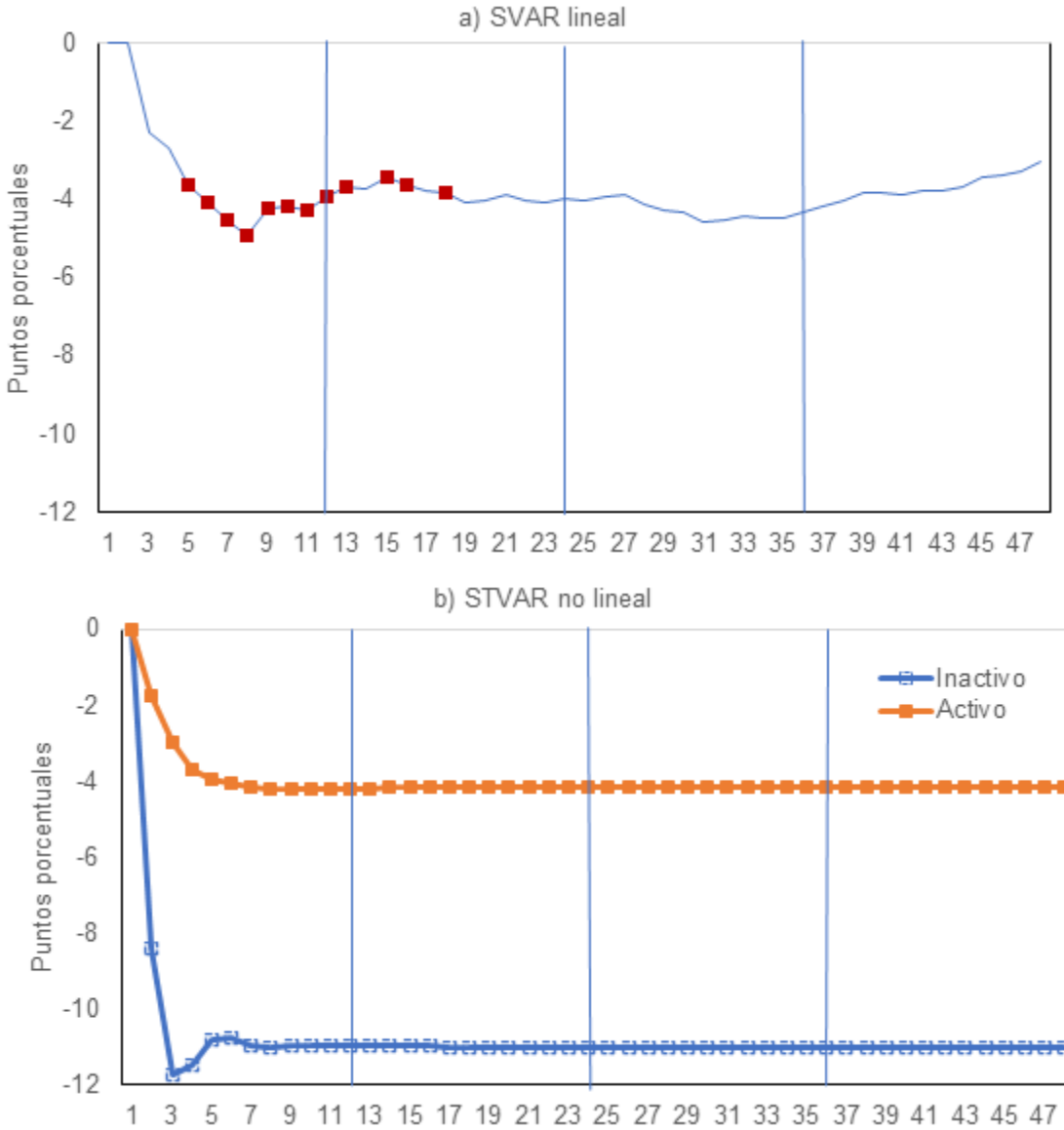


Nota: Respuesta mostrada por cada mes posterior al choque inicial. La respuesta acumulada se computó como un multiplicador según lo recomendado por Ramey (2016). Cuadros indican significancia estadística al 10% en el periodo particular, medida con los percentiles 5 y 95 de las respuestas.

Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR y la SUGEF.

La respuesta acumulada del crédito nuevo en colones es muy similar a la del crédito nuevo total. Se observa una caída más fuerte cuando el canal está activo. En cambio, la respuesta del crédito nuevo en dólares es mayor cuando el canal no está activo. Esto brinda evidencia adicional sobre la potencial sustitución por el crédito en dólares cuando el canal no está activo. Dicho de otro modo, la política monetaria a través de movimientos de la TPM tiene un impacto más fuerte en el crédito nuevo en colones cuando el canal está activo, pero, cuando el canal no está activo, su efecto es más fuerte en el crédito nuevo en dólares.

Gráfico 12: Respuesta acumulada del crédito nuevo en dólares a un choque de 100 puntos base en la TPM



Nota: Respuesta mostrada por cada mes posterior al choque inicial. La respuesta acumulada se computó como un multiplicador según lo recomendado por Ramey (2016). Cuadros indican significancia estadística al 10% en el periodo particular, medida con los percentiles 5 y 95 de las respuestas. Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR y la SUGEF.

En el cuadro 3 se resume la magnitud y la significancia estadística de las respuestas acumuladas luego del cambio en inicial en la TPM. Estas respuestas se interpretan como un multiplicador que fue computado con la respuesta acumulada de la variable de interés entre la respuesta acumulada de la TPM. Esto permite tomar en consideración las dinámicas del sistema tanto sobre la variable de interés como sobre la TPM. Esta sería una forma correcta de computar un multiplicador según Ramey (2016). Cabe destacar que estas respuestas son semi-elasticidades, ya que los valores del crédito y del IMAE están en logaritmo en el modelo, mientras la TPM está en nivel.

Cuadro 3: Resumen de las respuestas a un incremento de 100 puntos base en la TPM			
Respuesta acumulada	12 meses	24 meses	Significancia estadística
<b>Modelo lineal: canal de crédito estrecho</b>			
IMAE	-1.45 p.p.	-1.85 p.p.	Mes 5 al 27
Crédito nuevo total	-5.80 p.p.	-6.82 p.p.	Mes 6 al 25
Crédito nuevo colones	-7.09 p.p.	-10.51 p.p.	Mes 12 al 22
Crédito nuevo dólares	-3.94 p.p.	-3.96 p.p.	Mes 5 al 18
<b>Modelo no lineal: canal de crédito estrecho inactivo</b>			
IMAE	-0.24 p.p.	-0.21 p.p.	Mes 3 al 4
Crédito nuevo total	-8.08 p.p.	-8.19 p.p.	Mes 2 al 48
Crédito nuevo colones	-5.28 p.p.	-5.22 p.p.	Mes 2 al 48
Crédito nuevo dólares	-10.98 p.p.	-11.00 p.p.	Mes 2 al 48
<b>Modelo no lineal: canal de crédito estrecho activo</b>			
IMAE	-2.61 p.p.	-2.71 p.p.	Mes 2 al 48
Crédito nuevo total	-11.00 p.p.	-12.57 p.p.	Mes 3 al 48
Crédito nuevo colones	-11.16 p.p.	-13.37 p.p.	Mes 2 y 4 al 48
Crédito nuevo dólares	-4.21 p.p.	-4.15 p.p.	Mes 2 al 48

Nota: El crédito se refiere al equilibrio entre oferta y demanda. La respuesta acumulada se computó como un multiplicador según lo recomendada por Ramey (2016), donde p.p. significa puntos porcentuales. Significancia estadística al 10% en el periodo particular, medida con los percentiles 5 y 95 de las respuestas después del choque inicial. Estas respuestas acumuladas son ceteris paribus, es decir, sin tomar en consideración todos los efectos indirectos que puede provocar un cambio en la TPM.  
Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR y SUGEF.

Un aspecto por notar en los resultados mostrados en el cuadro 3 es que las respuestas del modelo no lineal no son simétricas relativo al modelo lineal. Por ejemplo, el modelo lineal indica que el IMAE caería en 1.45 p.p. ante el incremento de 100 puntos base en la TPM. En el modelo no lineal, dicha caída sería de 2.61 p.p. cuando el canal está activo (1.16 p.p. de diferencia) y de 0.24 p.p. cuando el canal no está activo (1.21 p.p. de diferencia). Esto indica que usar el modelo lineal sesgaría los resultados, en promedio, hacia un mayor impacto de la política monetaria. Usar los resultados de las respuestas no lineales es correcto, tanto desde el punto de vista estadístico como en la interpretación de las respuestas para evitar sesgos por asimetrías.

En el cuadro 3 también se muestra evidencia sobre la sustitución entre las monedas mencionada anteriormente. Cuando el canal de crédito estrecho está activo, la respuesta del crédito nuevo en colones es mayor y muy similar a la del crédito nuevo total. En los momentos en que el canal estrecho no está activo es el crédito nuevo en dólares el que responde más.

Aunque la respuesta del crédito en dólares puede parecer inesperada, principalmente debido al nulo efecto de la TPM sobre las tasas del crédito en dólares (Barquero et al., 2021), como se mencionó anteriormente, el potencial efecto de la TPM sobre la cantidad de crédito se canaliza a través de la ganancia que los bancos esperan obtener por otorgar crédito. Esta ganancia depende de las tasas de interés de crédito, de depósitos y de los rendimientos de títulos valores. Si la TPM no tiene impacto sobre las tasas de crédito en dólares, entonces no debería tener un efecto significativo sobre la cantidad de crédito en esta moneda.

Para investigar más sobre las respuestas del crédito nuevo en dólares a choques en la TPM, se utilizó la prueba de causalidad de Granger. Esta es una prueba estadística para determinar la precedencia temporal entre variables. En el cuadro 5 del anexo 1 se muestran los resultados de esta prueba. La hipótesis nula es que una variable determinada no causa en el sentido de Granger a otra variable, es decir, no la antecede. Al rechazar esta hipótesis, se puede decir que la variable en cuestión se mueve primero.

Los resultados indican que la TPM antecede al IMAE, pero no viceversa. Este resultado es positivo para interpretar el choque de la TPM como exógeno y causal sobre la actividad económica, ya que el choque de la TPM identificado estaría libre de la influencia previa del IMAE. Lo mismo ocurre respecto al crédito nuevo en colones: la TPM antecede a este, pero no viceversa.

En cambio, la TPM y el crédito nuevo en dólares no se anteceden entre sí. Esto valida la intuición de que la TPM no tiene un efecto directo sobre la tasa de crédito en dólares y, por ende, no afecta su cantidad. El efecto parece darse de manera indirecta a través de la actividad económica.

Como era de esperarse, el crédito nuevo en colones y el IMAE se anteceden mutuamente, lo que significa que cambios en el crédito nuevo en colones llevan a cambios posteriores en el IMAE y viceversa. Esto no ocurre con el crédito nuevo en dólares: el IMAE antecede al crédito nuevo en esta moneda, pero no al revés. Esto implica que una mayor actividad económica es percibida como una mejora en la capacidad de pago de ciertos clientes, lo que incrementa el crédito nuevo en dólares. Sin embargo, un cambio en el crédito nuevo en dólares no parece iniciar un cambio en la actividad económica. Finalmente, el crédito nuevo en colones y en dólares no se anteceden entre sí, lo que refuerza la intuición de que no existen posibles efectos de segunda ronda del crédito de una moneda hacia la otra.

En resumen, el efecto de la TPM sobre el crédito nuevo en dólares que se observa principalmente cuando el canal de crédito estrecho está inactivo se debe a un efecto indirecto sobre la actividad económica. La TPM afecta la actividad económica, en parte a través de su impacto en el crédito nuevo en colones, y es el cambio en la actividad económica lo que impacta el crédito nuevo en dólares. Esta intuición se robustece con los resultados de las respuestas del crédito a un choque en el IMAE. En los gráficos 13, 14 y 15 del anexo 2 se resumen estas respuestas.

Cabe destacar que la estrategia de identificación utilizada se enfoca en medir el choque de la política monetaria, es decir, el choque de la TPM. Por ello, los choques al IMAE no necesariamente son exógenos ni mostrarían las dinámicas correctas que seguiría el crédito nuevo. No obstante, los resultados son intuitivos y brindan robustez sobre el efecto indirecto de la TPM sobre el crédito nuevo en dólares.

En el gráfico 13 se muestra que el crédito nuevo total se incrementa ante un choque de 1 punto porcentual en el IMAE. Su respuesta acumulada no es muy distinta cuando el canal de crédito estrecho está activo o inactivo.

Sin embargo, se nota una respuesta diferente del crédito nuevo en colones a choques en el IMAE cuando el canal está activo o inactivo. En el gráfico 14 se observa que la respuesta acumulada a 12 meses después del choque es casi 3 puntos porcentuales cuando el canal está activo, en comparación con 1.5 puntos porcentuales cuando no lo está. Esto indica que la respuesta del crédito nuevo en colones es mayor cuando el canal está operativo.

Finalmente, en el gráfico 15 se observa que la respuesta del crédito nuevo en dólares a un choque en el IMAE es mayor cuando el canal está inactivo. La respuesta es cercana a 2.5 puntos porcentuales cuando el canal está inactivo, mientras que es 2 puntos porcentuales cuando está activo. Esto implica que el crédito en dólares reacciona más a la TPM cuando el canal está inactivo, probablemente debido al movimiento de la actividad económica. Sin embargo, el gráfico 9 mostró una respuesta prácticamente nula del IMAE a choques de la TPM cuando el canal está inactivo. Esto sugiere que para comprender mejor las implicaciones de la dolarización del crédito se requiere una estrategia de identificación diferente. Lo que sí es claro es que la dolarización del crédito disminuye la efectividad de la política monetaria a través del canal de crédito estrecho.

Resta aún conocer si la magnitud del efecto de la TPM sobre la actividad económica es similar a la encontrada en la literatura previa. El cuadro 4 resume los resultados de otras investigaciones para la economía estadounidense y los compara con los resultados obtenidos en este estudio. Se menciona brevemente la muestra temporal, la frecuencia y la estrategia de modelación de cada estudio particular. Para todos los estudios, se muestra la respuesta máxima del producto a un choque de 100 puntos base en la Tasa de Interés de los Fondos Federales (Federal Funds Rate; FFR). Para este estudio, se presenta la respuesta acumulada a 12 y 24 meses después del choque de la TPM.

Para Estados Unidos, la literatura ha encontrado diversas magnitudes del efecto de la política monetaria sobre el producto. En general, se puede dividir el efecto en magnitud baja, media y alta.

Entre los resultados de magnitud baja para Estados Unidos se encuentran: el SVAR de Christiano et al. (1999), la identificación de alta frecuencia de Faust et al. (2004), las restricciones de signo de Uhlig (2005), el FAVAR de Bernanke et al. (2005) y el FAVAR de Boivin et al. (2011) en la muestra de enero de 1984 a diciembre 2008, con magnitudes respectivas de -0.7 p.p., -0.6 p.p., 0 p.p., -0.6 p.p. y -0.7 p.p. Estos resultados son similares

a la magnitud encontrada para Costa Rica en el canal de crédito estrecho inactivo de -0.2 p.p.

Cuadro 4: Comparación con otros estudios

Trabajo	Método y muestra	Respuesta máxima del producto a un choque de 100 p.b. en FFR
Christiano, Eichenbaum y Evans (1999)	SVAR, 1965T3-1995T3	-0.7% en 8 trimestres
Faust, Swanson y Wright (2004)	HFI, 1991m2-2001m7	-0.6% en 10 meses
Romer y Romer (2004)	Narrative/Greenbook 1970m1-1996m12	-4.3% en 24 meses
Uhlig (2005)	Restricciones de signo, 1965m1-1996m12	Positivo, pero no diferente estadísticamente de 0.
Bernanke, Boivin y Elias (2005)	FAVAR, 1959m1-2001m7	-0.6% en 18 meses
Smets y Wouters (2007)	DSGE estimado, 1966T1-2004T4	-1.8% en 4 trimestres
Boivin, Kiley y Mishkin (2011)	FAVAR, 1962m1-1979m9, 1984m1-2008m12	-1.6% en 8 meses en periodo inicial, -0.7% en 24 meses en segundo periodo
Coibion (2012)	Métodos "robustos" de Romer-Romer, 1970m1-1996m12	-2% en 18 meses
Barakchian y Crowe (2013)	HFI, Híbrido-Romer-VAR, 1988m12-2008m6	-5% en 23 meses
Gertler y Karadi (2015)	HFI-proxy SVAR, 1979m7-2012m6 (1991m1-2012m6 para instrumentos)	-2.2% en 18 meses
Ahmadi y Uhlig (2015)	FAVAR bayesiano con restricciones de signo, 1960m2-2010m6	-1.3% en 9 meses
Este documento, Cuadro 3 modelo lineal*	SVAR con supuesto recursivo, 2008m1-2019m12	-1.5% en 12 meses y -1.9% en 24 meses
Este documento, Cuadro 3 modelo no lineal*	STVAR con supuesto recursivo, 2008m1-2019m12	Canal inactivo: -0.2% en 12 meses y -0.2% en 24 meses. Canal activo: -2.6% en 12 meses y -2.7% en 24 meses.

Nota: \* Se refiere al efecto de 100 puntos base (p.b.) en la TPM de Costa Rica.

Fuente: Tomado de Ramey (2016) y elaboración propia.

Entre los resultados de magnitud media para Estados Unidos se encuentran: el DSGE estimado de Smets y Wouters (2007), el FAVAR de Boivin, Kiley y Mishkin (2011) en la muestra de enero 1962 a setiembre de 1979, los métodos "robustos" de Romer-Romer de Coibion (2012), el SVAR de identificación de alta frecuencia de Gertler y Karadi (2015) y el FAVAR bayesiano con restricciones de signo de Ahmadi y Uhlig (2015), con magnitudes respectivas de -1.8 p.p., -1.6 p.p., -2 p.p., -2.2 p.p. y -1.3 p.p. Resultados son similares a la magnitud encontrada para Costa Rica en el canal activo estrecho activo de -2.6 p.p.

Finalmente, el método narrativo de Romer y Romer (2004) y el “Híbrido-Romer-VAR” con identificación de alta frecuencia de Barakchian y Crowe (2013) resultaron en altas magnitudes del efecto de la política monetaria estadounidense: -4.3 p.p. y -5 p.p. respectivamente. Resultados de esta alta magnitud no se encuentran para Costa Rica. Esto tiene sentido al ser una economía pequeña y abierta, por lo cual, factores externos disminuirían la efectividad de la política monetaria costarricense.

## **6. Conclusiones y recomendaciones de política**

Conocer la efectividad de las decisiones de política monetaria es vital para que las autoridades puedan planificar adecuadamente y cumplir con sus objetivos. Es igualmente importante comprender la dirección y magnitud del efecto de los cambios en los instrumentos de política, así como discernir el canal de transmisión y los posibles impactos directos, indirectos y de segunda ronda.

Décadas atrás, Costa Rica mantenía un enfoque de política monetaria basado en el control de los agregados monetarios. Además, existía un régimen de tipo de cambio fijo y una apertura de capitales, lo que hacía difícil controlar la inflación. Bajo este contexto, es comprensible que no existiera evidencia acerca de un canal de crédito de la política monetaria.

No obstante, el paradigma de la política monetaria costarricense cambió a partir de 1995 con la promulgación de la nueva Ley Orgánica del Banco Central de Costa Rica (Ley N° 7558). A ello se sumó la aprobación de un proyecto estratégico en enero de 2005 que buscaba migrar formalmente a una política monetaria con un enfoque de metas de inflación explícitas. En este entorno, se definió un instrumento de tasa de interés (TPM) y se modificó el régimen de tipo de cambio paulatinamente hasta alcanzar, en 2015, un régimen cambiario de flotación administrada.

Estos cambios fueron fundamentales para modificar los potenciales efectos y los canales de transmisión de la política monetaria costarricense. La transformación ha sido tal que en este trabajo se encuentra evidencia de que el canal de crédito estrecho (oferta de crédito) existe, contrario a la literatura previa para el país. Ahora, la política monetaria mediante su instrumento de la tasa de interés tiene un efecto considerable sobre la actividad económica real y sobre el crédito nuevo otorgado por el sistema bancario.

No obstante, la efectividad de la política no siempre es significativa, ya que esta depende de si el canal de crédito estrecho está activo en un periodo particular. Este estado de operación depende de las decisiones de los bancos comerciales acerca del uso de los fondos disponibles mediante depósitos, ya sea en adquisición de títulos valores o en otorgar crédito a los clientes bancarios. Además, no se encuentra evidencia sobre la existencia de un canal amplio del crédito (hoja de balance), el cual trabaja a través de las primas por riesgo que enfrentan las firmas y los hogares.

Estos resultados pueden considerarse intuitivos dado el poco desarrollo relativo del sistema financiero costarricense. El financiamiento está mayoritariamente disponible mediante el crédito formal con el sector bancario u otras instituciones financieras. Hay poco margen para que los prestatarios adquieran crédito, principalmente aquellos sin acceso a los

mercados internacionales. Esto inhibe la existencia de un canal amplio y condiciona la potencia de la política monetaria mediante el canal estrecho en la toma de decisiones de los bancos comerciales.

En conclusión, la autoridad monetaria debe estar atenta a las condiciones del mercado financiero en los momentos en que la implementación de su política monetaria se realice mediante tasas de interés, con el fin de asegurarse de que sea lo más efectiva posible.

## 7. Referencias

- Ahmadi, Pooyan Amir y Harald Uhlig (2015). "Sign restrictions in Bayesian FAVARs with an application to monetary policy shocks". Inf. téc. National Bureau of Economic Research.
- Auerbach, Alan J y Yuriy Gorodnichenko (2012). "Measuring the output responses to fiscal policy". En: *American Economic Journal: Economic Policy* 4(2), págs. 1-27.
- Barakchian, S Mahdi y Christopher Crowe (2013). "Monetary policy matters: Evidence from new shocks data". En: *Journal of Monetary Economics* 60(8), págs. 950-966.
- Barquero-Romero, J. P. y Cendra-Villalobos, L. A. (2020). "Traspaso de la tasa de política monetaria en Costa Rica de 2000 a 2018". Banco Central de Costa Rica.
- Barquero-Romero, J. P., Loaiza-Marín, K. y Mendoza-Fernández, L. A. (2021). "Microdata Evidence of Incomplete Monetary Policy Transmission in a Non-Competitive Banking Sector: The Case of Costa Rica". Working Paper N° 04-2021. Banco Central de Costa Rica.
- Barquero-Romero, J. P. y Mora-Guerrero, D. R. (2015). "El efecto traspaso de la tasa de interés de los instrumentos del banco central en costa rica hacia las tasas de interés del sistema financiero". *Revista de Ciencias Económicas* págs. 37–61.
- Barquero-Romero, J. P. y Orane-Hutchinson, A. (2015). "El orden de propagación de cambios en la tasa de política del Banco Central sobre las tasas de interés del sistema financiero en Costa Rica". Banco Central de Costa Rica.
- Barro, Robert J (1977). "Unanticipated money growth and unemployment in the United States". En: *The American Economic Review* 67(2), págs. 101-115.
- Barro, Robert J (1978). "Output and the Price level in the United States". En: *Journal of Political Economy* 86, págs. 549-580.
- Bernanke, Ben S (1983). *Non-monetary effects of the financial crisis in the propagation of the Great Depression*. Inf. téc. National Bureau of Economic Research.
- Bernanke, Ben S y Alan S Blinder (1992). "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission." En: *American Economic Review* 82(4), págs. 901-21.
- Bernanke, Ben S, Jean Boivin y Piotr Elias (2005). "Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach". En: *The Quarterly journal of economics* 120(1), págs. 387-422.
- Boivin, Jean, Michael T Kiley y Frederic S Mishkin (2011). "How Has the Monetary Policy Mechanism Evolved Over Time?" En: *vol. 3A of Handbook of Monetary Economics*.
- Castrillo-Rojas, Desirée, Carlos Roberto Mora-Gómez y Carlos Torres-Gutiérrez (2008). "Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Costa Rica: periodo 1991-2007". Departamento de Investigación Económica. *Banco Central de Costa Rica*.
- Chernozhukov, Victor, and Han Hong. 2003. "An MCMC Approach to Classical Estimation." *Journal of Econometrics* 115 (2): 293–346.

- Christiano, Lawrence J, Martin Eichenbaum y Charles L Evans (1999). "Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?" En: *Handbook of macroeconomics* 1, págs. 65-148.
- Coibion, Olivier (2012). "Are the effects of monetary policy shocks big or small?" En: *American Economic Journal: Macroeconomics* 4(2), págs. 1-32.
- Durán-Viquez, R. y Esquivel-Monge, M. (2008). "Policy rate pass-through: Evidence from the Costa Rican economy". Banco Central de Costa Rica.
- Esquivel-Monge, M. (2018). "Transmisión de la tasa de política monetaria a los mercados de dinero en Costa Rica". Banco Central de Costa Rica.
- Faust, Jon, Eric T Swanson y Jonathan H Wright (2004). "Identifying VARs based on high frequency futures data". En: *Journal of Monetary Economics* 51(6), págs. 1107-1131.
- Flores, Melania, Alexander Hoffmaister, Jorge Madrigal y Lorely Villalobos (1999). "Transmisión Monetaria en Costa Rica". En: *Ciencias Económicas* 19(1-2), págs. 87-108.
- Friedman, Milton y Anna Schwartz (1963). "A Monetary History of the United States: 1867-1960". National Bureau of Economic Research, Princeton University Press: Princeton, NJ.
- Gertler, Mark y Peter Karadi (2015). "Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity". En: *American Economic Journal: Macroeconomics* 7(1), págs. 44-76.
- Granger, Clive W. J., and Timo Terasvirta. 1993. "Modelling Nonlinear Economic Relationships". New York: Oxford University Press.
- Haan, Wouter J Den, Steven W Sumner y Guy M Yamashiro (2009). "Bank loan portfolios and the Canadian monetary transmission mechanism". En: *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie* 42(3), págs. 1150-1175.
- Hamilton, J. D. (2020). "Time series analysis". Princeton university press.
- Hamilton, J. D. (1990). "Analysis of time series subject to changes in regime". *Journal of econometrics*, 45(1-2), 39-70.
- Hamilton, J. D. (1989). "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle". En: *Econometrica: Journal of the econometric society*, 357-384.
- Hendricks, Torben W y Bernd Kempa (2011). "Monetary policy and the credit channel, broad and narrow". En: *Eastern Economic Journal* 37(3), págs. 403-416.
- Koop, Gary, M. Hashem Pesaran, and Simon M. Potter. 1996. "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models." *Journal of Econometrics* 74 (1): 119-47.
- Leeper, Eric M (1997). "Narrative and VAR approaches to monetary policy: Common identification problems". En: *Journal of Monetary Economics* 40(3), págs. 641-657.
- Litterman, Robert B. y Laurence Weiss (1985). "Money, real interest rates, and output: A reinterpretation of postwar US data". En: *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, págs: 129-156

- Mayorga-Martínez, Mauricio y Carlos Torres (2006). “El mecanismo de transmisión del crédito bancario y su relevancia para el caso de Costa Rica”. En: *Monetaria* 29(1), págs. 79-118.
- Mayorga-Martínez, Mauricio, Juan Carlos Quirós-Solano y Álvaro Solera-Ramírez (2003). “Efectos asimétricos de la política monetaria”. Departamento de Investigación Económica. *Banco Central de Costa Rica*.
- Monge-Badilla, C. y Muñoz-Salas, E. (2011). “El traspaso de cambios en la tasa de interés de política monetaria hacia las tasas de interés del sistema financiero costarricense”. Banco Central de Costa Rica.
- Ramey, Valerie A (2016). “Macroeconomic shocks and their propagation”. En: *Handbook of macroeconomics* 2, págs. 71-162.
- Romer, Christina D y David H Romer (1989). “Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz”. En: *NBER macroeconomics annual* 4, págs. 121-170.
- Romer, Christina D y David H Romer (2004). “A new measure of monetary shocks: Derivation and implications”. En: *American Economic Review* 94(4), págs. 1055-1084.
- Shapiro, M (1994). “Federal Reserve Policy: Cause and Effect. In Gregory Mankiw, Monetary Policy”. National Bureau of Economic Research, The University of Chicago Press, Chicago: Chicago, IL.
- Sims, Christopher A (1972). “Money, income, and causality”. En: *The American economic review* 62(4), págs. 540-552.
- Sims, Christopher A (1980a). “Comparison of interwar and postwar business cycles: Monetarism reconsidered”. En: *The American Economic Review* 70(2), págs. 250-257.
- Sims, Christopher A (1980b). “Macroeconomics and reality”. En: *Econometrica: journal of the Econometric Society*, págs. 1-48.
- Sims, Christopher A (1992). “Comment on Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy”. En: *European economic review* 36(5), págs. 975-1000.
- Smets, Frank y Rafael Wouters (2007). “Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach”. En: *American economic review* 97(3), págs. 586-606.
- Uhlig, Harald (2005). “What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure”. En: *Journal of Monetary Economics* 52(2), págs. 381-419.
- Villalobos-Moreno, Lorely, Carlos Torres-Gutiérrez y Jorge Madrigal-Badilla (1999). “Mecanismos de transmisión de la política monetaria: Marco conceptual”. Departamento de Investigación Económica. *Banco Central de Costa Rica*.

## 8. Anexos

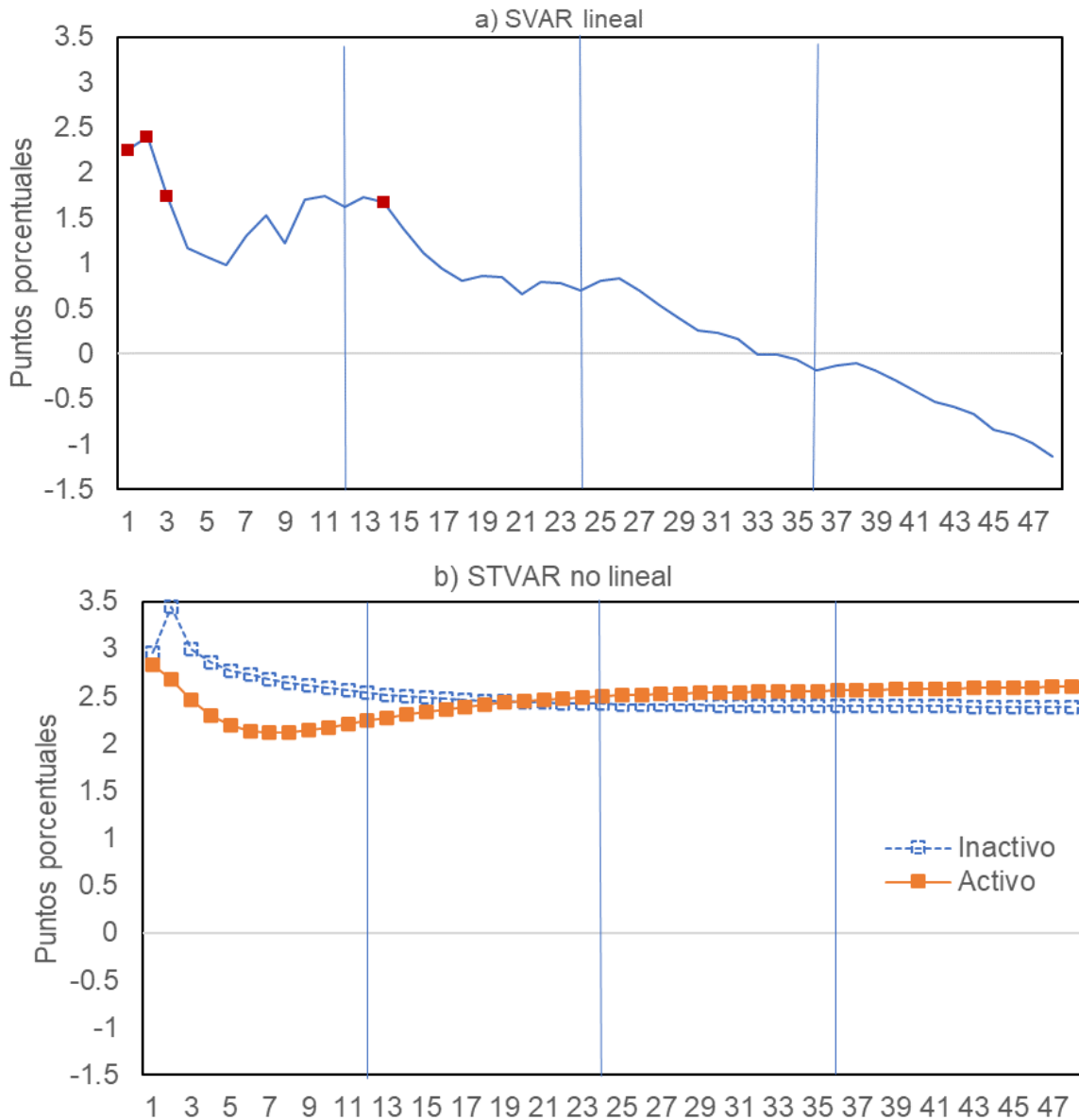
### Anexo1: Pruebas de causalidad de Granger

Hipótesis nula	Probabilidad
IMAE no granger causa a la TPM	0.76
TPM no granger causa al IMAE	0.00
TPM no granger causa al crédito nuevo en colones	0.04
Crédito nuevo en colones no granger causa a la TPM	0.39
TPM no granger causa al crédito nuevo en dólares	0.30
Crédito nuevo en dólares no granger causa a la TPM	0.24
IMAE no granger causa al crédito nuevo en colones	0.08
Crédito nuevo en colones no granger causa al IMAE	0.07
IMAE no granger causa al crédito nuevo en dólares	0.00
Crédito nuevo en dólares no granger causa al IMAE	0.10
Crédito nuevo en dólares no granger causa al crédito nuevo en colones	0.19
Crédito nuevo en colones no granger causa al crédito nuevo en dólares	0.19

Nota: Prueba de causalidad de Granger con 12 rezagos.  
Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR y SUGEF.

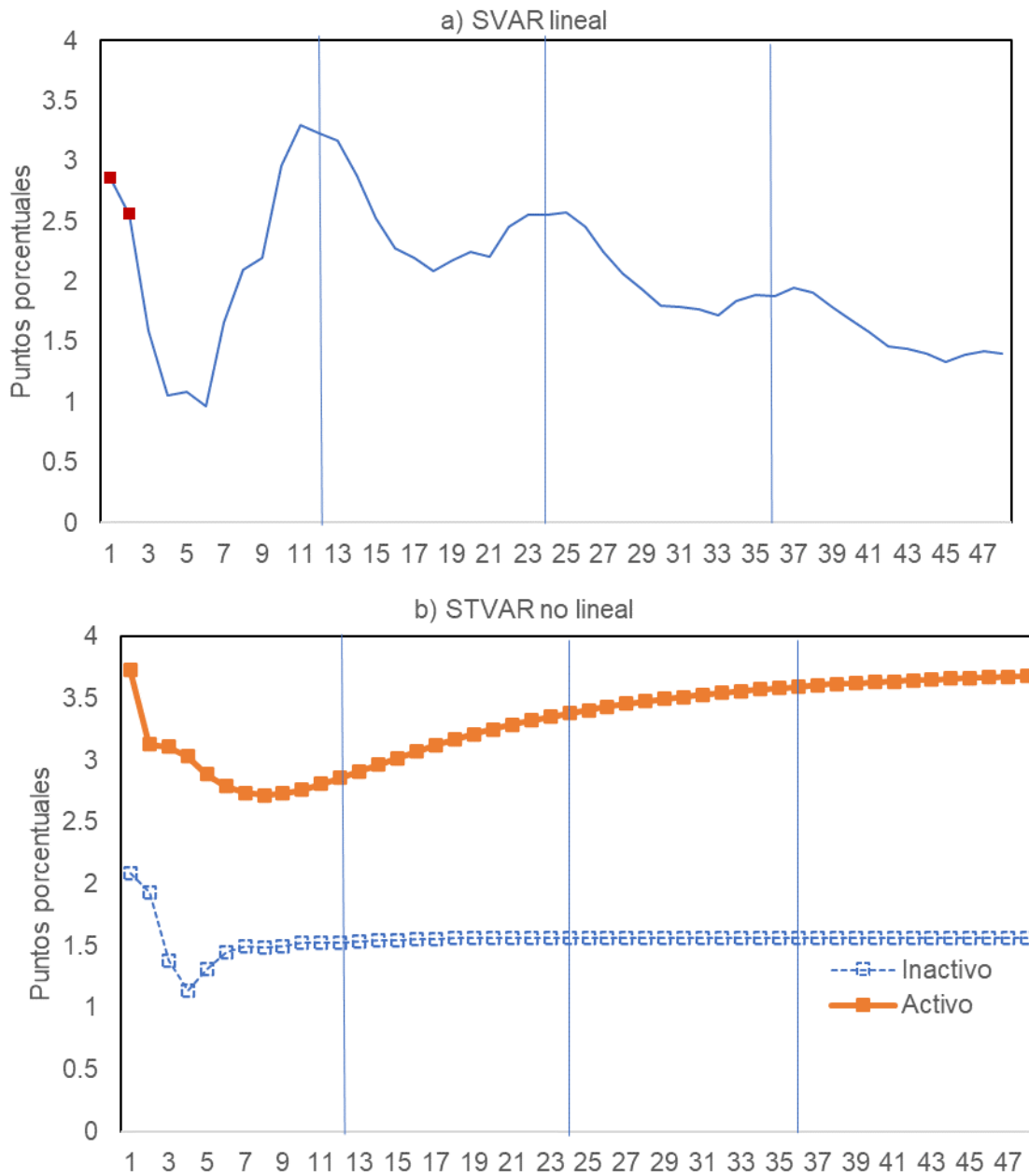
Anexo 2: Respuestas acumuladas del crédito a choques del IMAE

Gráfico 13: Respuesta acumulada del crédito nuevo total a un crecimiento de 1 punto porcentual del IMAE



Nota: Respuesta mostrada por cada mes posterior al choque inicial. La respuesta acumulada se computó como un multiplicador según lo recomendado por Ramey (2016). Cuadros indican significancia estadística al 10% en el periodo particular, medida con los percentiles 5 y 95 de las respuestas.  
Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR y la SUGEF.

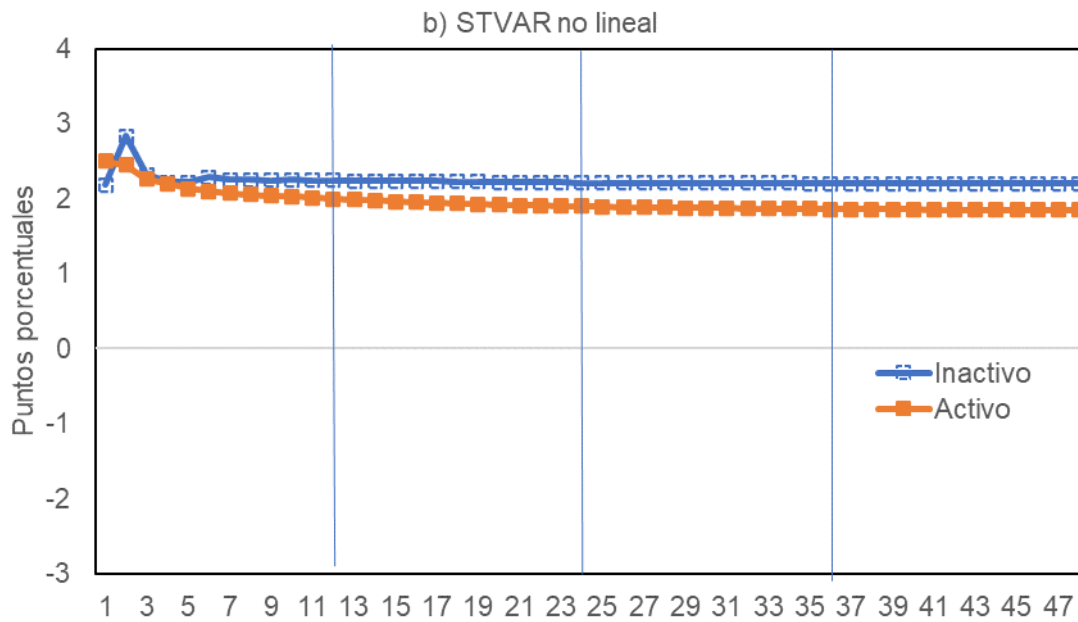
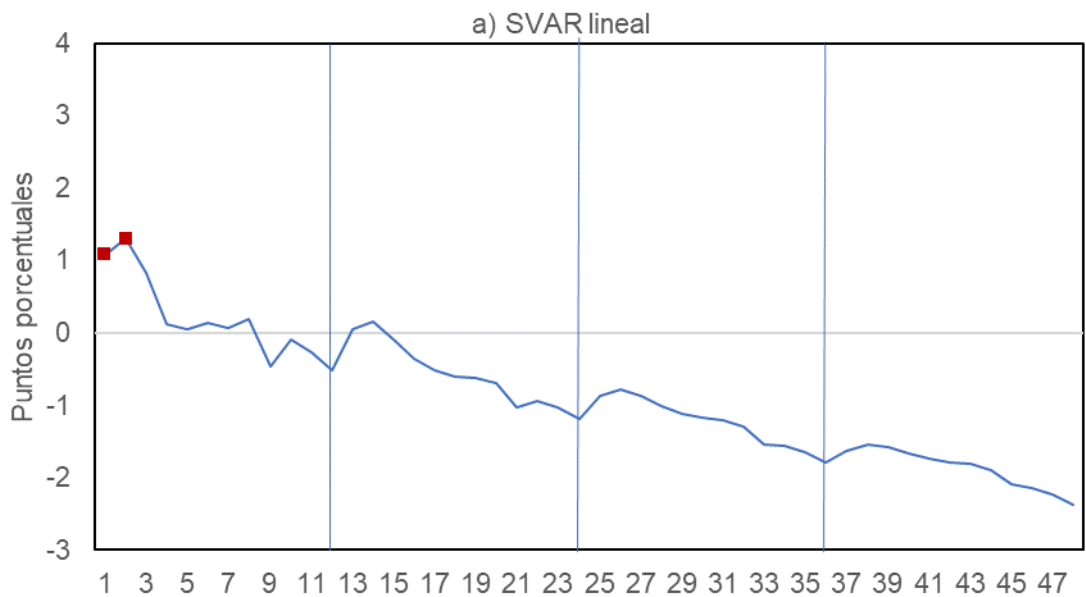
Gráfico 14: Respuesta acumulada del crédito nuevo en colones a un crecimiento de 1 punto porcentual del IMAE



Nota: Respuesta mostrada por cada mes posterior al choque inicial. La respuesta acumulada se computó como un multiplicador según lo recomendado por Ramey (2016). Cuadros indican significancia estadística al 10% en el periodo particular, medida con los percentiles 5 y 95 de las respuestas.

Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR y la SUGEF.

Gráfico 15: Respuesta acumulada del crédito nuevo en dólares a un crecimiento de 1 punto porcentual del IMAE



Nota: Respuesta mostrada por cada mes posterior al choque inicial. La respuesta acumulada se computó como un multiplicador según lo recomendado por Ramey (2016). Cuadros indican significancia estadística al 10% en el periodo particular, medida con los percentiles 5 y 95 de las respuestas.

Fuente: Elaboración propia con datos del BCCR y la SUGEF.