



El canal de crédito en el Perú: Una aproximación SVAR

HUGO VILADEGUT Y MIGUEL CABELLO*

El presente documento estudia el canal de crédito para la economía peruana durante el periodo 2002-2012. Se utiliza un modelo de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR) restringido y aumentado con expectativas que se estima mediante el Método Generalizado de Momentos (MGM). Se encuentra que el canal crediticio ha operado como mecanismo de transmisión de política monetaria hacia la economía agregada en el periodo de análisis.

Palabras Clave : Política monetaria, canal de crédito, SVAR, MGM.

Clasificación JEL : C22, C23, E44, E51.

En este trabajo se evalúa el papel del canal del crédito bancario como parte del mecanismo de transmisión de la política monetaria en la economía peruana. El canal de crédito bancario tradicional estudiado en [Bernanke y Blinder \(1988\)](#) considera que cuando los bancos no tienen un sustituto afín a los depósitos con otras fuentes de financiamiento, una política monetaria contractiva reduce los depósitos bancarios y, en consecuencia, disminuye la cantidad de fondos prestables que los bancos pueden ofrecer. Una visión alternativa del canal de crédito bancario, esbozada en [Bernanke \(2007\)](#) y [Disyatat \(2011\)](#), considera que una política monetaria restrictiva afecta negativamente el apalancamiento, la calidad de activos y la percepción de riesgo de los bancos y por tanto la oferta de crédito riesgoso. En esencia, si el canal de crédito bancario de la política monetaria operase, entonces una contracción de política monetaria afectaría negativamente la oferta de crédito de los bancos y, así, a la actividad real y a la inflación.

La literatura referente al canal crediticio comienza con [Bernanke y Blinder \(1988\)](#). Dicho estudio parte del modelo IS-LM, añade un sector bancario y encuentra que los bancos no tienen un sustituto perfecto de los depósitos para otorgar créditos ante una política monetaria restrictiva. Por su parte, [Stein \(1998\)](#) explica el canal de crédito a través de un modelo de información asimétrica, argumentando que los bancos tienen dificultades para obtener fondos alternativos a los tradicionales depósitos. Así, ante una política monetaria contractiva, los bancos con mayores limitantes para obtener financiamiento tienden a reducir

* Viladegut: Pontificia Universidad Católica del Perú y Superintendencia de Banca y Seguros, Edificio Mac Gregor, piso 8, Av. Universitaria 1801, Lima 32, Perú (e-mail: h.viladegut@pucp.pe). Cabello: Banco Central de Reserva del Perú, Sucursal Iquitos, Jr. Morona 679, Iquitos, Perú (e-mail: miguel.cabello@bcrp.gob.pe).

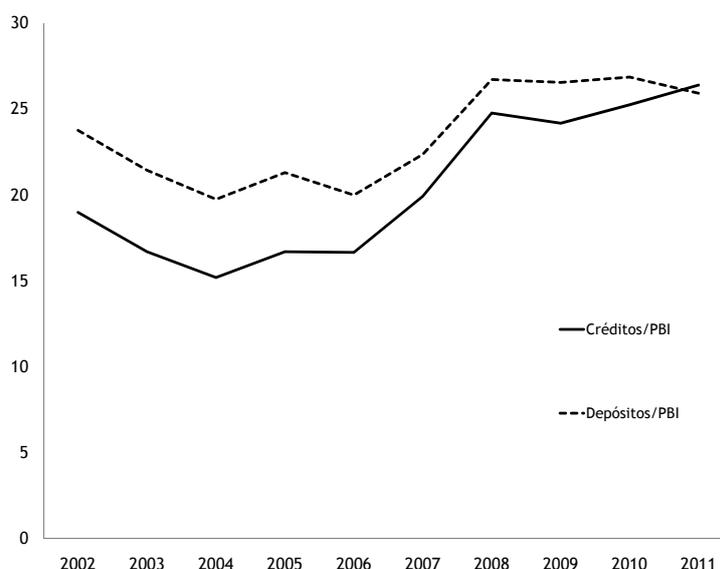
Este documento es una versión revisada del trabajo de tesis para obtener el grado de maestría en economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú. Los autores agradecen a Guillermo Moloche, Jorge Estrella, Luis Ogañes, Adrian Pagan, Luis Catão, Hugo Vega, César Carrera, Marco Vega, Fernando Pérez Forero, Ángel Fernández, Javier Molina y a los participantes de las XXVIII Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay por sus valiosos comentarios. Asimismo, los autores agradecen al editor y a un árbitro anónimo. Las opiniones presentadas en este trabajo son de exclusiva responsabilidad de los autores.

el volumen de colocaciones. Por otro lado, [Kashyap y Stein \(2000\)](#) señalan que para que exista este canal se requiere que los prestatarios no cuenten con fuentes de financiamiento alternativas y que exista cierto nivel de rigidez de precios. Por su parte, [Walsh \(2003\)](#) arguye que el canal de crédito se activa cuando los movimientos de la política monetaria afectan la eficiencia con la que el mercado financiero equilibra la oferta y demanda de fondos prestables o cuando los mercados financieros comienzan a racionalizar el crédito. Finalmente, [Bernanke \(2007\)](#) y [Disyatat \(2011\)](#) sostienen que el canal de crédito bancario ya no opera a través de la disminución de los depósitos bancarios. En un sistema bancario moderno, la cantidad de créditos no está necesariamente pre-determinada por la cantidad de depósitos. Lo que hace la política monetaria más bien es afectar el nivel de apalancamiento de los bancos así como la calidad y la percepción de riesgo del portafolio de sus activos. Esto a su vez, afecta la oferta de crédito bancario.

En el ámbito empírico, [Bernanke y Blinder \(1992\)](#) implementan un modelo SVAR en el contexto del modelo teórico IS-LM planteado en [Bernanke y Blinder \(1988\)](#), y encuentra evidencia de que una política monetaria contractiva activa el mecanismo de transmisión a través del crédito. [Kishan y Opiela \(2000\)](#) concluyen que la política monetaria activa el canal crediticio de manera diferenciada, dependiendo del tamaño de los activos y del capital de los bancos. [Kashyap y Stein \(2000\)](#) encuentran que el impacto de la política monetaria en los préstamos bancarios es más fuerte en las hojas de balance menos líquidas, relacionadas a los bancos de menor tamaño. [Hernando y Martínez-Pagés \(2001\)](#) proveen evidencia en contra de la existencia del canal de préstamos bancarios en España. Dicho resultado se relaciona con el importante rol que tienen los bancos de menor tamaño como captadores de depósitos en el sistema financiero español, pues acceden a grandes volúmenes de fondos disponibles para colocarlos como préstamos. Finalmente, [Ehrmann y otros \(2003\)](#) demuestran que ante una política monetaria contractiva, se reduce la oferta crediticia; sin embargo, el tamaño del banco no explica esta reacción como sí lo hace su grado de liquidez. Este resultado se presenta tanto a nivel agregado de la zona euro como a nivel de datos de panel por países. [Alfaro y otros \(2005\)](#), estimando un VAR, encuentran evidencia de que los bancos chilenos cambian su oferta crediticia en respuesta a modificaciones de política monetaria, y que el canal crediticio amplifica el impacto de la tasa de interés.

Para el caso peruano, [Bringas y Tuesta \(1997\)](#) y [Quispe \(2000\)](#) muestran que la política monetaria tiene poca potencia para afectar el canal del crédito bancario debido a que los bancos tienen fuentes de financiamiento alternativas a los depósitos. [Bringas y Tuesta \(1997\)](#) sugieren que el crédito tiene una dinámica propia y [Quispe \(2000\)](#) identifica el canal de crédito considerando que existe heterogeneidad según tamaño de empresas en el mercado de capitales. [Shiva y Loo-Kung \(2003\)](#) encuentran que la política monetaria no tiene la capacidad para afectar la oferta total de crédito de manera lineal; sin embargo, se tiene evidencia de la existencia del canal en moneda nacional y una respuesta diferenciada por el tamaño de cada banco. [Leyva \(2004\)](#) encuentra que tanto los bancos pequeños como los grandes son relevantes para amplificar el efecto de los choques monetarios. Asimismo, [Rossini y Vega \(2007\)](#) encuentran que la evidencia del canal es débil, pues por un lado el mayor desarrollo del mercado de capitales ha otorgado a las empresas una alternativa de financiamiento al crédito, reduciendo la efectividad del canal crediticio, y por otro lado la solidez del sistema bancario ha ocasionado una mayor confianza en el sistema, desplazando a los préstamos informales. Finalmente, [Carrera \(2011\)](#) concluye que el canal crediticio bancario ha estado operando para el periodo 2002-2010; sin embargo, éste no habría sido importante como mecanismo de transmisión para afectar a la economía real.

La evidencia existente sobre la importancia del canal de crédito bancario en el Perú no es concluyente, y el objetivo de este estudio es proveer nueva evidencia sobre la importancia de este canal. Se estima un modelo de SVAR restringido y aumentado con expectativas que se deriva de un modelo teórico de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE), de tal manera que los choques estructurales son identificados por las ecuaciones que provienen de dicho modelo. La forma SVAR del modelo permite

GRÁFICO 1. Indicadores de intermediación financiera (en porcentaje de PBI)

FUENTE: BCRP y SBS.

la estimación de cada una de las ecuaciones por el Método Generalizado de Momentos (MGM). Este método ha sido utilizado para justificar la operatividad de canal del crédito en Brasil y Chile por [Catão y Pagan \(2011\)](#). Se analiza el período en que el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) adopta el esquema de MEI (2002-2012).¹ Se encuentra que el canal de crédito en la economía peruana opera con rezagos y que choques en el crecimiento del crédito tiene efectos positivos en la absorción, el producto, la inflación y la tasa de interés. Por otra parte, estos choques generan efectos negativos en el tipo de cambio y la balanza comercial.

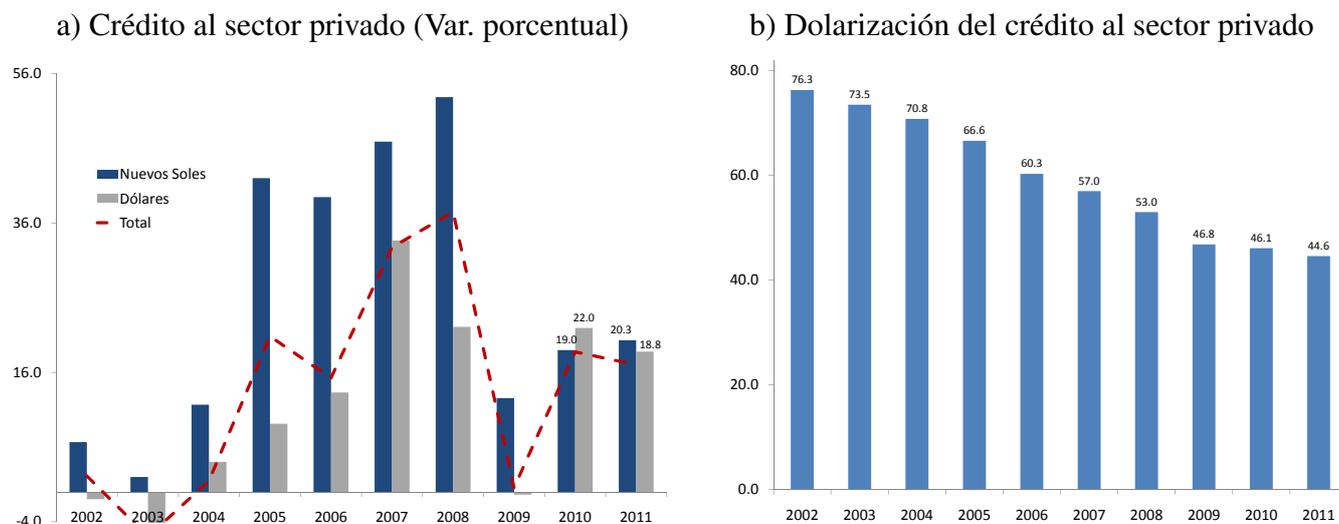
El resto del documento se organiza de la siguiente manera: la sección 1 revisa algunas regularidades empíricas sobre el crédito en el Perú. La sección 2 describe la metodología empleada, el modelo teórico y la descripción de los datos. Luego, la sección 3 presenta los resultados y la sección 4, las conclusiones.

1 ALGUNAS REGULARIDADES EMPÍRICAS SOBRE EL CRÉDITO

Entre 2002 y 2011 la economía peruana ha experimentado un crecimiento promedio anual de alrededor de 5.5%, lo que ha contribuido a un mayor desarrollo del mercado financiero. El Gráfico 1 muestra que el grado de intermediación financiera, medido como el ratio crédito a PBI y el ratio depósitos a PBI, se encuentra alrededor de 26% en los últimos cinco años de la muestra, evidenciando una tendencia positiva respecto a años anteriores.

Se encuentra además un cambio de portafolio de los agentes, al registrarse una preferencia por endeudarse en moneda nacional. El Gráfico 2a (p. 54) muestra que el crecimiento del crédito en moneda nacional fue de 20% en 2011, mientras que el de moneda extranjera ascendió a 19%. Por otro lado, si se desglosa por tipo de prestatario, en el Cuadro 1 (p. 54) se observa que el aumento del crédito al sector privado en moneda nacional (21%) corresponde principalmente a personas naturales (24%),

¹ [Armas y Grippa \(2006\)](#) señalan que en este escenario, al igual que otros países que han adoptado el mismo esquema, la inflación se ha mantenido en niveles bajos de acuerdo a las metas de inflación de largo plazo, mostrando el poder de la política monetaria para afectar al nivel de precios de la economía.

GRÁFICO 2. Crédito al sector privado y dolarización

FUENTE: BCRP y SBS.

seguido por el crédito de consumo (21%) y por el crédito a las empresas (18%). Por su parte, el crédito en moneda extranjera se expandió 18% en 2011, el cual fue financiado principalmente por los pasivos del exterior. El contexto internacional y las políticas de reactivación de los Estados Unidos ocasionaron que estos se encuentren disponibles a bajo costo. Asimismo, este crecimiento se explica por el crédito a empresas (18%), el cual concentra el 79% del financiamiento en moneda extranjera, seguido por el crédito a personas naturales (20%), que se explica por el dinamismo de los préstamos hipotecarios (22%).

Consistente con esta dinámica, el coeficiente de dolarización del crédito al sector privado disminuye de 46% a 45% en 2011 (ver Gráfico 2b). Este escenario se explica por la apreciación del nuevo sol en relación al dólar y a la mayor preferencia de mantener activos en moneda nacional por parte de los

CUADRO 1. Crédito al sector privado en moneda nacional y extranjera

	Saldo en millones			Variación porcentual	
	2009	2010	2011	2010	2011
Moneda Nacional (Total)	56,926	68,981	83,235	21.2	20.7
Créditos a empresas	31,383	37,584	44,327	19.8	17.9
Créditos a personas	25,543	31,397	38,908	22.9	23.9
Consumo	19,968	23,677	28,654	18.6	21.0
Hipotecario	5,575	7,720	10,254	38.5	32.8
Moneda Extranjera (Total)	17,323	21,006	24,844	21.3	18.3
Créditos a empresas	13,697	16,985	20,010	24.0	17.8
Créditos a personas	3,626	4,021	4,834	10.9	20.2
Consumo	961	1,015	1,157	5.6	14.0
Hipotecario	2,664	3,006	3,677	12.8	22.3

NOTA: Los saldos en moneda nacional son expresados en millones de nuevos soles y los saldos en moneda extranjera están expresados en millones de dólares. **FUENTE:** BCRP y SBS.

CUADRO 2. *Coefficientes de dolarización del crédito al sector privado*

	2009	2010	2011
Créditos a empresas	55.8	55.9	54.9
Créditos a personas	29.1	26.5	25.1
Consumo	12.2	10.7	9.8
Hipotecario	58.0	52.2	49.2
Total	46.8	46.1	44.6

FUENTE: BCRP.

agentes económicos. Asimismo, el coeficiente de dolarización del crédito a empresas ascendió a 55% en 2011, siendo menor al año anterior. En el caso del crédito a personas, este coeficiente disminuye de 27 a 25% en el mismo año (ver Cuadro 2).

2 ASPECTOS METODOLÓGICOS

La identificación del canal crediticio es crucial para mostrar su operatividad (Walsh, 2003). La principal dificultad para evidenciar este canal es que ante un choque de política monetaria todos los mecanismos de transmisión trabajan simultáneamente. En este trabajo, este canal se identifica siguiendo a Catão y Pagan (2011), quienes proponen un modelo estructural que se puede expresar en forma de vectores autorregresivos estructurales (SVAR). El modelo propuesto contiene una ecuación de crédito que representa el rol que juegan los bancos frente al sector privado no financiero de la economía.

2.1 MODELO NEOKEYNESIANO APLICADO AL CANAL CREDITICIO

En esta subsección se sigue de cerca el modelo de Catão y Pagan (2011), que a su vez es una versión simplificada del modelo de Galí y Monacelli (2005).

Se adopta la siguiente notación: el coeficiente α_{xy} representa el efecto contemporáneo de y_t sobre x_t ; β_{xy} es la elasticidad de x_t ante cambios en y_{t-1} ; γ_{xy} es la elasticidad de x_t ante cambios en y_{t-2} ; el coeficiente α_{xy^e} mide el efecto del valor esperado $E_t(y_{t+1})$ sobre x_t . Las variables se expresan en forma de brecha respecto a un estado estacionario o respecto a una tendencia. La brecha en logaritmos de la variable x se denota por \tilde{x} mientras que la brecha en niveles es \hat{x} .

El modelo puede describirse en términos de una ecuación de absorción con expectativas racionales, una ecuación de producto y una curva de Phillips. Asimismo, se incluye una ecuación de tipo de cambio representada por la paridad descubierta de tasas de interés ajustada por riesgo, una regla de Taylor y una ecuación de deuda. Una variante de este modelo es que se distingue entre absorción \tilde{n}_t y producto \tilde{y}_t .

El equilibrio en el mercado de bienes resulta del comportamiento optimizador de las familias y se representa mediante la ecuación (1). Se muestra que existe una relación inversa entre la tasa de interés real (\hat{r}_{t-1}) y el consumo o absorción de la economía. Es decir, se determina el nivel de consumo dada la senda de la tasa de interés real y las expectativas de absorción, mientras ε_t^n es un choque de preferencias que afecta a la demanda agregada,

$$\tilde{n}_t = \alpha_{nn^e} E_t(\tilde{n}_{t+1}) + (1 - \alpha_{nn^e})\tilde{n}_{t-1} + \beta_{nr}\hat{r}_{t-1} + \varepsilon_t^n. \quad (1)$$

La balanza comercial se aproxima mediante la diferencia entre el producto y la absorción interna y se presenta en la ecuación (2). Esta ecuación incorpora los determinantes de las importaciones como el consumo (expresado en la variable absorción \tilde{n}_t), así como variables que determinan las exportaciones como el producto internacional (\tilde{y}^*) y el tipo de cambio real (\tilde{z}). ε_t^y captura los cambios inesperados en las exportaciones netas,

$$\tilde{y}_t - \tilde{n}_t = \alpha_{yz}\tilde{z}_t + \alpha_{yy^*}\tilde{y}_t^* + \alpha_{yn}\tilde{n}_t + \varepsilon_t^y. \quad (2)$$

La inflación se especifica mediante una curva de Phillips híbrida en la ecuación (3). En esta ecuación, la tasa de inflación está determinada por las expectativas de inflación $E_t(\hat{\pi}_{t+1})$ y por la inflación rezagada, el producto \tilde{y}_t y por las variaciones en el tipo de cambio real $\Delta\tilde{z}_t$. El choque específico de la inflación se representa por ε_t^π ,

$$\hat{\pi}_t = \alpha_{\pi\pi^e}E_t(\hat{\pi}_{t+1}) + (1 - \alpha_{\pi\pi^e})\hat{\pi}_{t-1} + \alpha_{\pi y}\tilde{y}_t + \alpha_{\pi z}\Delta\tilde{z}_t + \varepsilon_t^\pi. \quad (3)$$

La función de reacción del banco central captura el uso de la tasa de interés \hat{i}_t como instrumento de política monetaria y se expresa en la ecuación (4). El coeficiente β_{ii} mide el grado de suavizamiento de la política monetaria. La regla depende de las expectativas de inflación y de la brecha del producto de la economía, los cuales resultan del comportamiento de las familias representativas. Cuando el producto se encuentra por encima de su nivel de equilibrio, la inflación no es estable por lo que la tasa de interés se eleva para evitar una subida de precios; el mismo comportamiento se observa ante un incremento de las expectativas de inflación. Por otro lado, el choque de política monetaria ε_t^i captura cualquier discrepancia existente entre la tasa de interés nominal observada y el valor que sugiere la regla de política monetaria,

$$\hat{i}_t = \beta_{ii}\hat{i}_{t-1} + \alpha_{i\pi^e}E_t(\hat{\pi}_{t+1}) + \alpha_{iy}\tilde{y}_t + \varepsilon_t^i. \quad (4)$$

Al igual que [Kollmann \(2001\)](#), la ecuación de tipo de cambio (ecuación 5) es una paridad descubierta de tasas de interés que incorpora una prima por riesgo. Como se menciona en [Schmitt-Grohe y Uribe \(2003\)](#), en los modelos que describen fluctuaciones en pequeñas economías abiertas la prima por riesgo depende del nivel de deuda relativa al PBI. Una mayor deuda incrementa esta prima, característica de las economías emergentes que tienen dentro de sus pasivos a la deuda externa. La ecuación (5) difiere de [Catão y Pagan \(2011\)](#) porque en el presente estudio, un aumento de \tilde{z}_t representa una depreciación real. Además, en esta ecuación ζ_t es una variable endógena que representa variaciones en la prima por riesgo cambiario diferentes del choque ε_t^z (se asume que ambas variables no están correlacionadas). Finalmente, \hat{r}_t^* es la tasa interés real internacional,

$$E_t(\tilde{z}_{t+1}) - \tilde{z}_t = \hat{r}_t - \hat{r}_t^* + \zeta_t + \varepsilon_t^z, \quad (5)$$

La ecuación (6) describe la dinámica del crecimiento del ratio de deuda externa. Esta ecuación es una versión linealizada desarrollada en [Catão y otros \(2008, p. 30\)](#). De acuerdo a esta ecuación, el crecimiento del ratio de deuda a PBI depende de un componente de valorización representado por $\bar{d}[(1 - \bar{\psi})\hat{i}_t - (1 + \bar{\tau})\hat{\pi}_t]$; es decir, la deuda crece cíclicamente cuando sube la tasa de interés y cae cuando sube la inflación. El término $\bar{\psi}$ representa la tasa de crecimiento del PBI potencial nominal, el término $\bar{\tau}$ es el valor de estado estacionario de la tasa de interés de política y \bar{d} es el ratio de deuda de estado estacionario. Asimismo, la deuda crece cuando sube la absorción pero cae proporcionalmente cuando sube el PBI, la deuda sube cuando caen las exportaciones netas (aproximadas por $\omega_n\tilde{n}_t - \tilde{y}_t$) y varía ante una depreciación real. Finalmente, el ratio de deuda cae cuando aumentan los términos de intercambio (\hat{t}_t). Los parámetros ω_m , ω_x y ω_n representan las participaciones de las importaciones, exportaciones y la absorción en el PBI,

respectivamente,

$$\Delta \hat{d}_t = \bar{d}[(1 - \bar{\psi})\hat{i}_t - (1 + \bar{\tau})\hat{\pi}_t] + \omega_n \tilde{n}_t - \tilde{y}_t + (\omega_m - \omega_x)\tilde{z}_t - \omega_x \hat{\pi}_t. \quad (6)$$

El crecimiento del PBI potencial nominal está compuesto por la tasa de inflación de equilibrio y el crecimiento del PBI real potencial, $\bar{\psi} = \bar{\pi} + \Delta \ln \bar{Y}$. Un supuesto necesario para derivar la ecuación (6) es que, en el largo plazo, la tasa de interés real sea igual a la tasa de crecimiento del PBI real potencial, esto significa que la tasa de interés nominal debe igualar a la tasa de crecimiento del PBI potencial nominal.

Finalmente, la tasa de interés real se deriva de la ecuación de Fisher, $\hat{r}_t = \hat{i}_t - E_t(\hat{\pi}_{t+1})$.

La incorporación del crédito

Para el caso peruano, las micro y pequeñas empresas, e incluso las medianas, mantienen al crédito bancario doméstico como su principal pasivo dentro de sus balances. De esta manera, se tiene evidencia de un acceso limitado a fuentes de financiamiento alternativas, tales como el mercado de capitales. Para capturar el canal del crédito se utiliza la tasa de crecimiento de los créditos colocados por los bancos al sector privado (Catão y Pagan, 2011) según la siguiente ecuación:

$$\Delta c_t = \beta_{cc}\Delta c_{t-1} + \beta_{cy}\tilde{y}_{t-1} + \beta_{ci}\hat{i}_{t-1} + \beta_{cz}\tilde{z}_{t-1} + \gamma_{cz}\tilde{z}_{t-2} + \varepsilon_t^c, \quad (7)$$

Se asume que el crecimiento del crédito está explicado por los rezagos de otras variables del sistema como el producto o la absorción, tasa de interés, tipo de cambio y crédito. Para el caso peruano, la inclusión del rezago del tipo de cambio real en la ecuación de crédito es importante, dado que tiene dos efectos. Por un lado, el efecto de hoja de balance permite que ante una apreciación del tipo de cambio, las empresas aumenten sus preferencias por demandar crédito en moneda extranjera dado su menor costo. Por otro, según Catão y Chang (2010), el sector no transable depende más del crédito en moneda doméstica que el sector transable. En general, ante una apreciación real o aumento del producto o absorción, se espera un incremento del crédito. Por el contrario, un aumento de la tasa de interés tendría un efecto negativo en el crecimiento del crédito, disminuyendo el nivel de las colocaciones.

Asimismo, la inclusión de esta variable de crédito cambia la ecuación de absorción, respecto de la ecuación (1), de la siguiente forma:

$$\tilde{n}_t = \alpha_{nr} E_t(\tilde{n}_{t+1}) + (1 - \alpha_{nr})\tilde{n}_{t-1} + \beta_{nr}\hat{r}_{t-1} + \alpha_{nc}\Delta c_t + \beta_{nc}\Delta c_{t-1} + \varepsilon_t^n. \quad (8)$$

Esta ecuación sugiere que las tasas de crecimiento contemporánea y rezagada del crédito tienen un efecto positivo en la absorción. El planteamiento de estas ecuaciones permite contrastar la hipótesis de que ante una política monetaria restrictiva, se afecta la cantidad de crédito de manera contractiva, pero el efecto no es suficientemente fuerte como para afectar variables como la absorción, el producto y la inflación en el sentido opuesto al normalmente esperado.

2.2 METODOLOGÍA EMPÍRICA

Las ecuaciones del modelo descrito se estiman utilizando la metodología de vectores autorregresivos estructurales (SVAR). El modelo SVAR se representa de la siguiente forma (Lütkepohl, 2005):

$$[B(L)Y_t] = \Psi Z_t + \varepsilon_t, \quad (9)$$

donde Z_t es un vector de componentes determinísticos, $B(L)$ es una matriz de polinomio de rezagos, Ψ es una matriz de coeficientes, Y_t es el vector de variables endógenas, B_0 es la matriz de efectos contemporáneos y ε_t es el vector de choques estructurales. Este modelo en su forma reducida (VAR) se expresa mediante la siguiente ecuación:

$$A(L)Y_t = e_t, \quad (10)$$

donde $e_t = B_0\varepsilon_t$, $A(L)$ es la matriz de polinomios de rezagos y e_t es un vector de choques asociado a la forma reducida del modelo. El proceso de identificación que se utiliza en este estudio considera como elemento fundamental a la teoría económica subyacente en el modelo DSGE.² Al igual que [Catão y Pagan \(2011\)](#), para evitar que el modelo tenga variables *forward-looking* se utiliza variables que sustituyen a las expectativas en el modelo. Así por ejemplo, $E_t(\tilde{c}_{t+1})$ se reemplaza por $\Theta_1 Y_t + \Theta_2 Y_{t-1}$, generando una nueva ecuación que ya no depende de las expectativas. Este planteamiento no genera problemas para la estimación de los coeficientes Θ_1 y Θ_2 en el modelo estructural.

El proceso de identificación usa el siguiente procedimiento. Se construye el modelo SVAR a partir de las ecuaciones estructurales del modelo de la sección 2.1. Luego, se extiende el modelo al reemplazar las expectativas de absorción $E_t(\tilde{n}_{t+1})$, las expectativas de inflación $E_t(\hat{\pi}_{t+1})$ y las expectativas de tipo de cambio real $E_t(\tilde{z}_{t+1})$ como funciones de las variables del modelo. Nótese que si los choques estructurales del modelo siguen una estructura VAR(1), entonces el modelo tendrá una solución VAR(2) por lo que se asume que el modelo SVAR tiene dos rezagos. El modelo incluye series de expectativas que se muestran en el Gráfico 4 (p. 61). Además, siguiendo a ([Catão y Pagan, 2011](#)), las variables que se incluyen en cada ecuación de expectativas deben tener el estadístico t asociado mayor a 1.5, para así evitar que las variables que no contribuyen a explicar las expectativas formen parte de esta ecuación. Cada ecuación del modelo se estima de manera individual con el Método Generalizado de Momentos (MGM) y utilizando los siguientes instrumentos: (i) primero, cualquier variable exógena o rezago de las variables explicativas que aparezca en la ecuación a estimar formará parte del conjunto de instrumentos; (ii) se utilizará a la proyección de las expectativas racionales rezagadas un periodo; es decir, $E_{t-1}(\tilde{n}_t)$, $E_{t-1}(\hat{\pi}_t)$ y $E_{t-1}(\tilde{z}_t)$ son utilizadas como instrumentos de \tilde{n}_t , $\hat{\pi}_t$ y \tilde{z}_t ; (iii) por último, los residuos estructurales de cada ecuación también forman parte de la lista de instrumentos. Esta alternativa se utiliza solo si los choques de estas ecuaciones estructurales no se encuentran correlacionados.

2.3 LOS DATOS

Los datos provienen del BCRP. La muestra tiene periodicidad trimestral y abarca el periodo 2002:I-2012:II. Las variables que se utilizan se muestran en el Gráfico 3 (p. 60) y son las siguientes: \tilde{n}_t es la absorción real (el PBI real neto de balanza comercial), \tilde{y}_t es el PBI real, $\hat{\pi}_t$ es la variación del IPC, \hat{i}_t es la tasa de interés interbancaria como indicador de la posición de política monetaria, Δc_t es el crecimiento del crédito real del sistema bancario al sector privado, \tilde{z}_t es el tipo de cambio real bilateral, \hat{d}_t es la deuda externa total como porcentaje del PBI, $\hat{\pi}_t$ son los términos de intercambio, \tilde{y}_t^* es el PBI real de EEUU y \hat{i}_t^* es la tasa de interés de los bonos del tesoro de EEUU a 3 meses.

Las cifras de crédito se refieren al crédito al sector privado por parte de las Empresas de Operaciones Múltiples (Banca Múltiple, Empresas Financieras, Cajas Municipales, Cajas Rurales y Edpymes). Para calcular el saldo de crédito total se transforman los saldos de crédito en dólares a moneda local empleando

² La literatura ha desarrollado métodos alternativos de identificación. La primera es de tipo recursivo, en la cual se asigna un ordenamiento de las variables en Y_t y se obtiene una matriz B_0 triangular inferior. Otra alternativa consiste en imponer restricciones de corto y largo plazo, teniendo mayor concordancia con la teoría económica.

un tipo de cambio fijo. Ello permite evitar: (i) volatilidad en el cálculo del crédito total y (ii) un problema de identificación en el modelo, ya que si se utiliza el tipo de cambio corriente, una innovación (choque) de la cantidad de crédito podría estar influido por fluctuaciones del tipo de cambio, por lo que no se podría identificar un choque de crédito de un choque de tipo de cambio. El tipo de cambio utilizado para el cálculo del saldo total de crédito al sector privado fue de S/. 2.69 por dólar.

Para la ecuación de deuda (6) parametrizamos ω_m , ω_x y \bar{d} . Es decir, se reemplaza cada una con el promedio para el periodo analizado de las importaciones, exportaciones y deuda, respectivamente. Además, $\bar{\psi}$ se calcula como la suma de la meta de inflación y el crecimiento promedio del PBI real. Las variables se introducen en tasas de crecimiento trimestral. Asimismo, se realiza el ajuste estacional de las series de producto bruto interno, tanto para el caso del Perú como el de EEUU, utilizando la metodología Census X-12. Por otro lado, se utilizaron variables ficticias para capturar eventos como el *boom* del precio de los *commodities* y la crisis financiera internacional de los años 2007, 2008 y 2009.

3 RESULTADOS

En esta sección se presenta las funciones impulso-respuesta que se derivan del modelo SVAR estimado. Se presenta el efecto de un aumento de 1% de la tasa de interés de política monetaria y de un aumento de 1% del crecimiento del crédito.³ Como se detalló en la parte metodológica, para construir las ecuaciones del modelo se incluyeron variables que tienen un estadístico t mayor a 1.5. Esta forma de incluirlos es similar a utilizar el criterio de Akaike y Schwarz para discriminar qué regresor se incluye finalmente en el modelo. Sin embargo, en algunas de las ecuaciones, se puede observar que se ha incluido variables con estadísticos t cercanos a uno. Al igual que [Catão y Pagan \(2011\)](#), si las variables suponen estar presente en el modelo estructural, entonces la falta de significación representa una evidencia de los datos en contra del modelo, característica que se puede encontrar en la estimación de los modelos SVAR restringidos. En lo sucesivo se presentan los resultados de la estimación del SVAR con sus respectivos estadísticos t entre paréntesis. Los principales resultados son los siguientes:

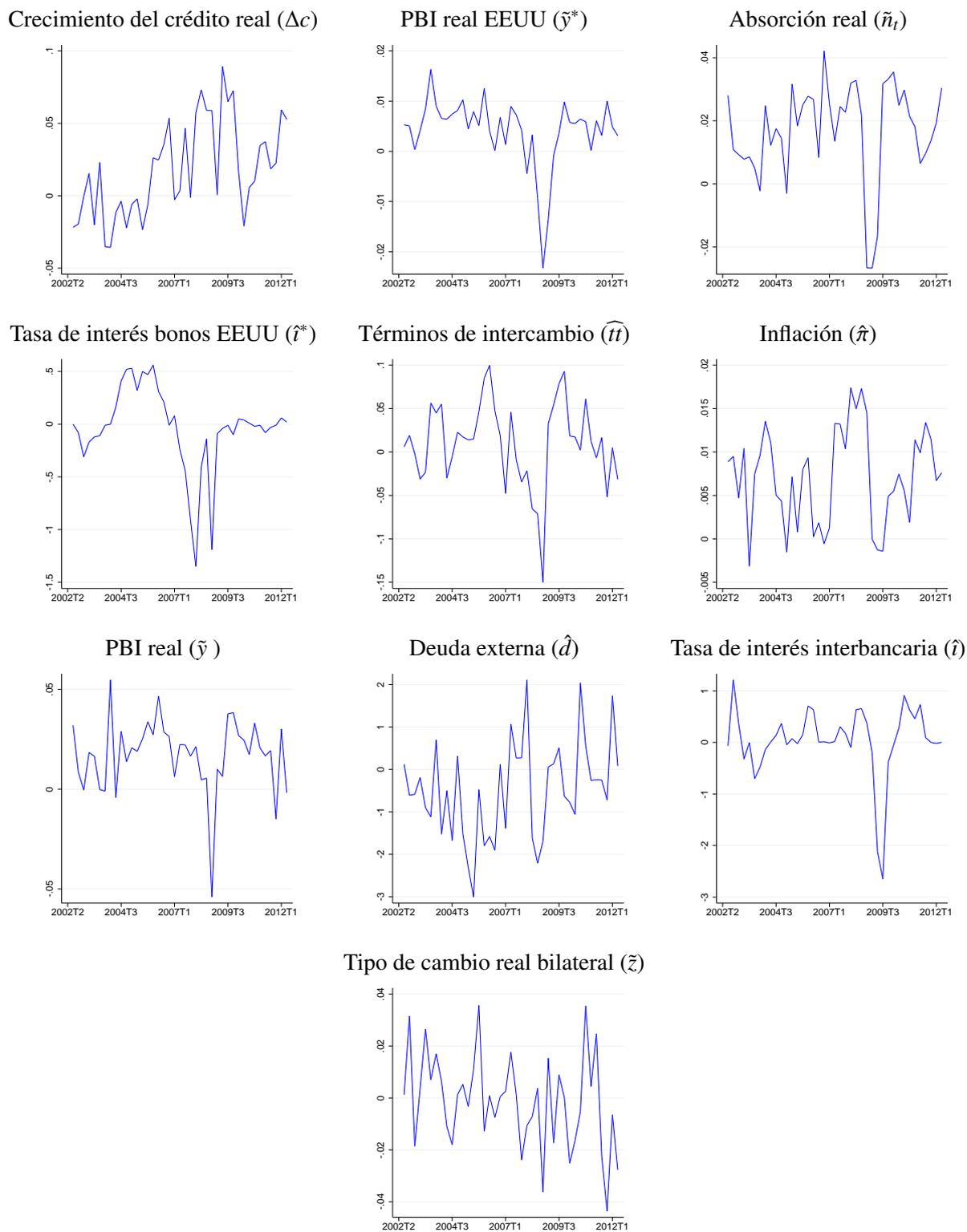
Crecimiento del crédito. El crecimiento del crédito es afectado negativamente por la tasa de interés nominal y positivamente por el rezago del producto. Un incremento en la tasa de interés nominal reduce el crecimiento del crédito haciéndolo más caro, mientras las presiones de demanda incrementan la demanda por crédito. Además, existe una relación negativa con el segundo rezago del tipo de cambio real. Es decir, frente a una apreciación real, la moneda doméstica es más cara que la extranjera, por lo que las familias y las empresas tienden a endeudarse más en dólares que en soles, exponiéndose al riesgo cambiario por el efecto hoja de balance. Asimismo, tanto el rezago del crecimiento del crédito y la inflación afectan de manera positiva, mientras el PBI internacional tiene un efecto negativo,

$$\Delta c_t = 0.373 \Delta c_{t-1} + 0.478 \bar{y}_{t-1} - 0.013 \hat{i}_t + 1.877 \hat{\pi}_t - 0.484 \bar{z}_{t-2} - 1.464 \bar{y}_{t-1}^* + \varepsilon_t^c$$

(3.68) (1.40) (-1.62) (2.06) (-1.72) (-1.97)

Absorción. El crédito afecta positivamente a la absorción. En ese sentido, la estimación muestra que el rezago del crédito es significativo y positivo. Además, al igual que en economías desarrolladas donde este resultado es inusual, el componente inercial (0.48) es dominado por el componente de expectativas (0.52). En el caso de la tasa de interés real, el efecto es negativo, encareciendo el financiamiento y disminuyendo

³ Los intervalos de confianza han sido escogidos simulando el modelo con los parámetros estimados dentro de un rango de 2.5% hasta 97.5%. Sin embargo, en algunas simulaciones, los parámetros estimados pueden resultar en un VAR inestable. En ese caso, se descarta la utilización de los valores simulados para el cálculo de los intervalos.

GRÁFICO 3. Variables del modelo estructural (en brechas)

la demanda doméstica,

$$\tilde{n}_t - \tilde{n}_{t-1} = \underset{(7.77)}{0.524} [E_t \tilde{n}_{t+1} - \tilde{n}_{t-1}] - \underset{(-1.96)}{0.004} \hat{r}_{t-1} + \underset{(2.36)}{0.065} \Delta c_{t-1} + \varepsilon_t^n.$$

GRÁFICO 4. Expectativas



Producto. El modelo propone una identidad para poder relacionar a las variables producto, absorción, importaciones y exportaciones. Aún cuando el coeficiente no es tan alto (0.158), una apreciación real disminuye el producto vía balanza comercial. En ese mismo sentido, un incremento de los términos de intercambio aumenta el producto con un coeficiente menor a 1. La absorción, que captura la demanda doméstica, tiene un efecto positivo en el incremento del PBI,

$$\widehat{y}_t = \underset{(4.11)}{0.158}\widehat{z}_t + \underset{(11.07)}{0.511}\widehat{n}_t + \underset{(13.10)}{0.217}\widehat{tt}_t + \varepsilon_t^y.$$

Curva de Phillips. Tanto la absorción como la expectativa de inflación generan presiones de demanda, mientras que la apreciación del tipo de cambio, ayuda a estabilizarla,

$$\widehat{\pi}_t - \widehat{\pi}_{t-1} = \underset{(4.84)}{0.236}[E_t\widehat{\pi}_{t+1} - \widehat{\pi}_{t-1}] + \underset{(3.78)}{0.061}\widehat{n}_t + \underset{(4.89)}{0.112}\widehat{z}_{t-1} + \varepsilon_t^\pi.$$

Regla de política monetaria. La variable absorción aparece con un coeficiente de 0.14. La inflación esperada influye positivamente sobre la tasa de interés. La ecuación considera a un coeficiente inercial de 0.622,

$$\widehat{i}_t = \underset{(7.30)}{0.622}\widehat{i}_{t-1} + \underset{(1.82)}{0.312}E_t\widehat{\pi}_{t+1} + \underset{(5.46)}{0.143}\widehat{n}_t + \varepsilon_t^i.$$

Tipo de cambio real. Para el caso peruano la ecuación del tipo de cambio es muy similar al caso chileno que se muestra en [Catão y Pagan \(2011\)](#). La ecuación estimada incluye a la variable tipo de cambio en el periodo t , también se incluye al rezago de la tasa de interés como un regresor de la paridad descubierta de tasas de interés y, al igual que Brasil y otras economías emergentes, la variable tasa de interés internacional afecta de manera positiva al tipo de cambio,

$$\zeta_t = \underset{(-7.04)}{-0.144}\widehat{i}_{t-1} + \underset{(0.63)}{0.542}\widehat{z}_t + \underset{(6.28)}{0.157}\widehat{i}_t^* + \varepsilon_t^z.$$

Expectativas. Las tres variables de expectativas tienen las siguientes ecuaciones estimadas:

$$E_t(\widehat{\pi}_{t+1}) = \underset{(1.58)}{0.048}\Delta c_{t-1} + \underset{(2.10)}{0.177}\widehat{n}_{t-1} + \underset{(1.38)}{0.282}\widehat{\pi}_{t-1} - \underset{(-2.39)}{0.005}\widehat{i}_t + \underset{(1.63)}{0.002}\widehat{i}_{t-1} \\ - \underset{(1.98)}{0.094}\widehat{z}_t + \underset{(2.32)}{0.127}\widehat{z}_{t-1} + \underset{(1.24)}{0.241}\widehat{y}_{t-1}^*$$

$$\begin{aligned}
E_t(\tilde{n}_{t+1}) &= \underset{(1.24)}{0.761}\tilde{y}_t^* + \underset{(1.19)}{0.116}\widehat{tt}_t + \underset{(1.24)}{0.346}\tilde{y}_t - \underset{(-1.09)}{0.175}\tilde{z}_t \\
E_t(\tilde{z}_{t+1}) &= \underset{(-1.48)}{-1.246}\tilde{y}_{t-1}^* + \underset{(1.86)}{0.236}\widehat{tt}_{t-1} - \underset{(-2.05)}{0.273}\Delta c_{t-1} + \underset{(1.57)}{0.614}\tilde{n}_t + \underset{(1.38)}{0.506}\tilde{n}_{t-1} \\
&\quad - \underset{(-1.71)}{0.616}\tilde{y}_t - \underset{(-2.12)}{0.774}\tilde{y}_{t-1} - \underset{(-1.43)}{1.122}\hat{\pi}_t - \underset{(-1.73)}{1.535}\hat{\pi}_{t-1} \dots
\end{aligned}$$

Funciones impulso-respuesta. El Gráfico 5 (p. 63) muestra las respuestas dinámicas ante un aumento de 1% en la tasa de interés. Se puede apreciar que no existen respuestas inesperadas ni en la inflación ni en el tipo de cambio real, a excepción de la variable absorción que sobre-reacciona en el momento de impacto del choque (periodo cero), contrayéndose en los siguientes periodos. Otro impacto inmediato ocurre con el producto real, el cual se contrae, para luego retornar a sus niveles iniciales. En lo que respecta a la inflación, se evidencia el mismo comportamiento que la absorción y el producto, observándose su mayor caída entre el segundo y tercer trimestre. Este aumento de la tasa de interés, provoca una apreciación real y un aumento de la deuda externa.

En línea con la teoría planteada sobre el canal del crédito, se observan dos efectos. Primero, el incremento en la tasa de interés encarece el crédito, que luego contrae la demanda y que posteriormente se manifiesta en una dinámica decreciente en la absorción. La absorción en el impacto se eleva debido al efecto positivo de las expectativas de absorción futura originado por la apreciación real. Esta es una manifestación del efecto hoja de balance: apreciación cambiaria real ligada al crecimiento del crédito y de la absorción. Segundo, la apreciación real, a través de un mayor precio relativo de los bienes no transables y el efecto positivo en la hoja de balance, aumenta la demanda de crédito para el sector transable de la economía. Sin embargo, el efecto de largo plazo de la política monetaria restrictiva prevalece en el largo plazo. En el caso de la balanza comercial, aún cuando sobre-reacciona en el periodo cero, este efecto suele caer en los trimestres siguientes de ocurrido el choque y luego se diluye en el tiempo.

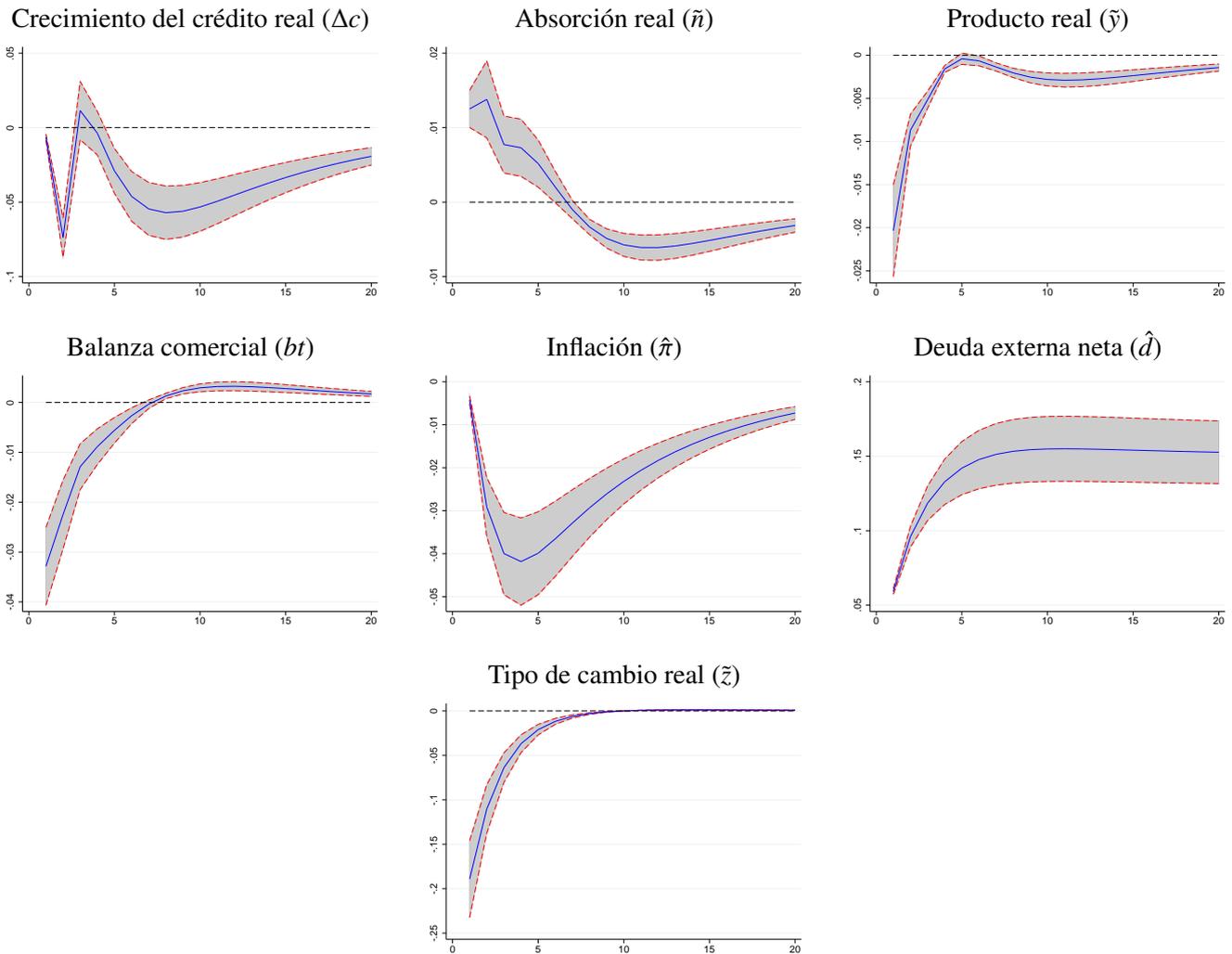
El Gráfico 6 (p. 64) muestra el ejercicio realizado ante un choque positivo en el crecimiento del crédito. Como se espera, se produce un incremento de la absorción. Asimismo, en los primeros periodos, se observa un aumento del producto y de la inflación. En línea con el aumento de la tasa interbancaria que reacciona para contrarrestar el efecto expansivo del choque, se observa una apreciación real en los primeros trimestres, ajustando hacia la baja a la balanza comercial.

Estos resultados, si bien son respuestas de corto plazo ante el choque, muestran que el canal del crédito tiene un rol significativo en la economía peruana, afectando el crecimiento del crédito y luego el efecto en la absorción y en el producto.

4 CONCLUSIONES

En este documento se explora la existencia del canal de crédito como mecanismo de propagación de choques de política monetaria en el Perú. En tal sentido, se identifican choques de política monetaria y de crédito en un modelo SVAR con restricciones que provienen de un modelo DSGE, el cual incluye las características de una economía emergente como la peruana.

Los resultados empíricos son consistentes con la teoría subyacente del modelo propuesto. En línea con la literatura, se observa que la política monetaria opera a través del canal del crédito en la economía peruana. Frente a una subida de la tasa de interés de política, el producto y la inflación alcanzan sus mínimos valores en los periodos cero y tres, respectivamente. Por otro lado, un choque en el crecimiento del crédito provoca un efecto positivo en la absorción, el producto y la inflación. Sin embargo, se observa una respuesta negativa tanto en el tipo de cambio real como en la balanza comercial en los primeros

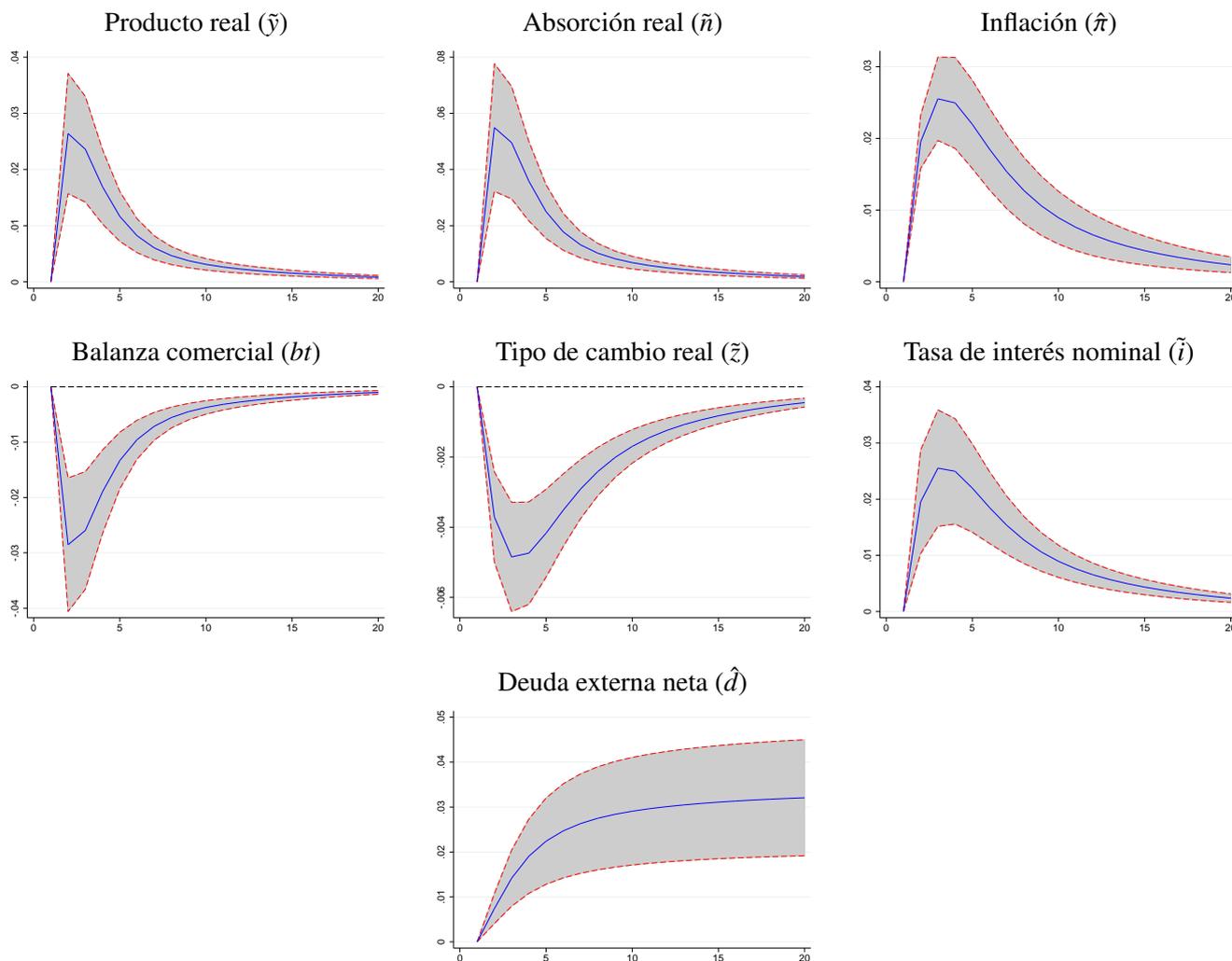
GRÁFICO 5. Funciones impulso-respuesta de un aumento de 1% de la tasa de política monetaria.

NOTA: Las bandas reflejan intervalos de confianza al 90%.

periodos y donde, al mismo tiempo, la tasa de interés sube para contrarrestar los efectos de este choque. Si bien estas respuestas de las variables se diluyen entre el tercer y cuarto trimestre, se evidencia la relevancia que tiene la variable crédito en la economía peruana.

Al igual que lo encontrado por [Catão y Pagan \(2011\)](#) para el caso de Brasil y Chile, el canal del crédito tiene un rol intratemporal en moderar el impacto de la política monetaria en la absorción vía el tipo de cambio. Mientras un aumento de la tasa de interés reduce la demanda doméstica vía el canal tradicional de tasas de interés, la apreciación real incentiva a una mayor demanda por crédito en moneda extranjera. Si bien en el agregado se evidencia una contracción del crecimiento del crédito, demostrando la operatividad del canal, la contracción no sería tan fuerte si es que se demuestra que el canal del tipo de cambio estaría operando para una economía pequeña y abierta como la peruana.

Finalmente, los resultados del presente estudio sugieren una importante agenda de investigación futura. En particular, se sugiere extender el modelo con una ecuación de tipo de cambio que se pueda ajustar mejor a las características de la economía peruana. Asimismo, se puede realizar la estimación del modelo con un conjunto de información más grande, de modo tal que sea posible comparar el efecto de los instrumentos de política monetaria utilizando las tasas de interés versus tasas de encaje.

GRÁFICO 6. Funciones impulso-respuesta de un aumento de 1% en el crecimiento del crédito

NOTA: Las bandas reflejan intervalos de confianza al 90%.

REFERENCIAS

- Alfaro, R., C. García, A. Jara y H. Franken (2005), “The bank lending channel in Chile”, en Bank for International Settlements (ed.), *Investigating the Relationship between the Financial and the Real Economy*, BIS Papers 22, 128-145.
- Armas, A. y F. Grippa (2006), “Targeting inflation in a dollarized economy: The Peruvian experience”, en Armas, A., A. Ize y E. Levy-Yeyati (eds.), *Financial Dollarization: The Policy Agenda*, Palgrave Macmillan, cap. 6.
- Bernanke, B. y A. Blinder (1988), “Credit, money, and aggregate demand”, *American Economic Review*, 78(2), 435-439.
- Bernanke, B. y A. Blinder (1992), “The federal funds rate and the channels of monetary transmission”, *American Economic Review*, 82(4), 901-921.
- Bernanke, B. (2007), “The financial accelerator and the credit channel”, Discurso celebrado en la conferencia *The Credit Channel of Monetary Policy in the Twenty-first Century*, Reserva Federal de Atlanta.

- Bringas, P. y V. Tuesta (1997), “El superávit de encaje y los mecanismos de transmisión de la política monetaria: Una aproximación”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 1, 33-50.
- Carrera, C. (2011), “El canal del crédito bancario en el Perú: Evidencia y mecanismo de transmisión”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 22, 63-82.
- Catão, L. y R. Chang (2010), “Banking and monetary transmission in emerging markets”, Inter-American Development Bank, mimeo.
- Catão, L., D. Laxton y A. Pagan (2008), “Monetary transmission in an emerging targeter: The case of Brazil”, IMF Working Papers 08/191.
- Catão, L. y A. Pagan (2011), “The credit channel and monetary transmission in Brazil and Chile: A structured VAR approach”, en Céspedes, L., R. Chang y D. Saravia (eds.), *Monetary Policy under Financial Turbulence*, Banco Central de Chile, cap. 5, 105-144, .
- Disyatat, P. (2011), “The bank lending channel revisited”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(4), 711-734.
- Ehrmann, M., L. Gambacorta, J. Martínez, P. Sevestre y A. Worms (2003), “Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the Euro Area”, en Angeloni, I., A. Kashyap y B. Mojon (eds.), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Cambridge University Press, cap. 14, 235-269.
- Galí, J. y T. Monacelli (2005), “Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy”, *Review of Economic Studies*, 70(3), 707-734.
- Hernando, I. y J. Martínez-Pagés (2001), “Is there a bank lending channel of monetary policy in Spain?”, Banco de España Working Paper 0117.
- Kashyap, A. y J. Stein (2000), “What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy?”, *American Economic Review*, 90(3), 407-428.
- Kishan, R. y T. Opiela (2000), “Bank size, bank capital, and the bank lending channel”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(1), 121-41.
- Kollmann, R. (2001), “The exchange rate in a dynamic-optimizing business cycle model with nominal rigidities: A quantitative investigation”, *Journal of International Economics*, 55(2), 243-262.
- Leyva, G. (2004), “El canal de préstamos bancarios: Introduciendo no linealidad en el mecanismo de transmisión monetaria”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Concurso de Investigación para Jóvenes Economistas 2002-2004*.
- Shiva, M. y R. Loo-Kung (2003), “El efecto de la política monetaria en la dinámica de los préstamos bancarios: un enfoque a nivel de bancos”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Concurso de Investigación para Jóvenes Economistas 2002-2004*.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer.
- Quispe, Z. (2000), “Política monetaria en una economía con dolarización parcial: El caso del Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 6.
- Rossini, R. y M. Vega (2007), “El mecanismo de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización financiera: El caso del Perú entre 1996 y 2006”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 14, 11-32.
- Schmitt-Grohe, S. y M. Uribe (2003), “Closing small open economy models”, *Journal of International Economics*, 61(1), 163-185.

Stein, J. (1998), “An adverse-selection model of bank asset and liability management with implications for the transmission of monetary policy”, *RAND Journal of Economics*, 29(3), 466-486.

Walsh, C. (2003), *Monetary Theory and Policy*, MIT Press, segunda edición.