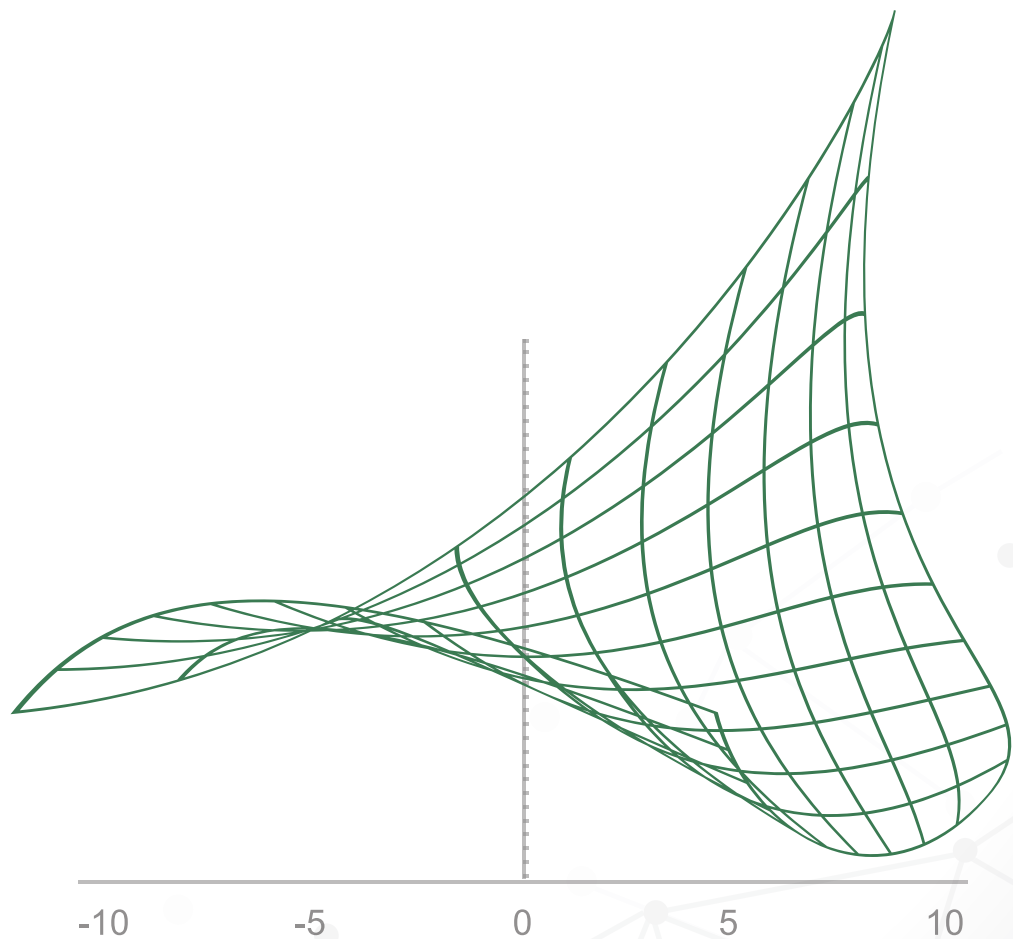


DICIEMBRE 2016



REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS



Nº 32



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

Página en blanco

Derechos reservados conforme a ley
© Banco Central de Reserva del Perú
Jr. Antonio Miró Quesada 441-445
Lima 1
Perú

El material de esta revista puede ser citado, reproducido o distribuido parcialmente siempre y cuando se acredite a la *Revista Estudios Económicos* y a los autores correspondientes. La reproducción o reimpresión total de artículos requiere del permiso escrito del Banco Central de Reserva del Perú.

ESTUDIOS ECONÓMICOS

ISSN 1028-6438

Hecho el depósito legal en la Biblioteca Nacional del Perú 97-1316

ESTUDIOS ECONÓMICOS 32

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ



DICIEMBRE 2016

Página en blanco

ESTUDIOS ECONÓMICOS 32

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ



La *Revista Estudios Económicos* (REE) es una publicación del Banco Central de Reserva del Perú que tiene como objetivo la divulgación de investigaciones económicas en temas de interés para el Banco Central de Reserva del Perú y la economía peruana. Las principales áreas de interés de la REE incluyen macroeconomía, política monetaria, economía internacional, política económica y finanzas.

COMITÉ EDITORIAL

Adrián Armas
(Presidente del Comité Editorial)

Paul Castillo Marco Ortiz Fernando Vásquez Marco Vega

EDITORES ASOCIADOS

Carlos Montoro (Secretaría Técnica del Consejo Fiscal)

Gabriel Rodríguez (Pontificia Universidad Católica del Perú)

Diego Winkelried (Universidad del Pacífico)

EDITORES DE PUBLICACIÓN

Diego Winkelried (Universidad del Pacífico) Jorge Morales

**Los puntos de vista expresados por los autores no reflejan necesariamente la posición del
Banco Central de Reserva del Perú**

Página en blanco



CONTENIDO

Comparación de la transmisión de choques de política monetaria en América Latina: Un panel VAR jerárquico 9

Fernando Pérez-Forero

Este documento evalúa y compara los efectos de los choques de política monetaria en los países latinoamericanos donde se ha puesto en práctica el esquema de metas de inflación (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú). Se estima un panel VAR jerárquico que permite utilizar los datos de manera eficiente y, al mismo tiempo, aprovechar la heterogeneidad entre países. Los choques monetarios se identifican con un procedimiento agnóstico que impone restricciones de cero y de signo. Se encuentra un efecto de corto plazo real de la política monetaria sobre el producto (con un máximo alrededor de los 12 a 15 meses); una respuesta significativa de mediano plazo de los precios con la ausencia de la llamada “paradoja del precio” (*price puzzle*) y una respuesta en forma de joroba del tipo de cambio, es decir, evidencia débil de la paradoja denominada “sobre-reacción retrasada” (*delayed overshooting puzzle*). Sin embargo, se halla un cierto grado de heterogeneidad en los efectos y la propagación de los choques monetarios entre países. En particular, se encuentran efectos más fuertes sobre el producto y los precios en Brasil y Perú con respecto a Chile, Colombia y México, y una reacción más fuerte del tipo de cambio en Brasil, Chile y Colombia en relación con México y Perú. Por último, se presenta la respuesta al impulso promedio ponderada después de un choque monetario, que es representativo de la región.

Transmisión de choques de política monetaria de Estados Unidos sobre América Latina: Un enfoque GVAR 35

Jairo Flores

Este trabajo estudia la transmisión de choques de política monetaria de EUA sobre América Latina especificando su interrelación con el resto del mundo a través de sus vínculos comerciales. Para ello, se utiliza el enfoque GVAR que permite estudiar la interdependencia a nivel de países y variables con datos de frecuencia mensual desde 2003 hasta 2014. Además, dado que en gran parte de la muestra, la tasa de política de la Fed se encuentra cercana del límite inferior cero desde la crisis financiera, se emplea una medida alternativa construida en Wu & Xia (2014) llamada “tasa Fed sombra”. Se encuentra que un choque de política monetaria contractiva en EUA ocasiona la respuesta esperada sobre sus principales variables domésticas y produce una disminución significativa y persistente de la actividad económica y de los precios en los países de la región.

Sistema financiero, informalidad y evasión tributaria en Perú 55

Erick Lahura

Según el Instituto Nacional de Estadística e Informática, una unidad productiva se denomina informal si no está registrada en la administración tributaria. Utilizando información de la administración tributaria y de los créditos otorgados por el sistema financiero, este trabajo identifica a los informales que han adquirido al menos un crédito en el sistema financiero, describe su participación por entidad financiera y tipo de crédito, y estima el monto de evasión tributaria correspondiente. Los resultados muestran que, a diciembre de 2014, habían aproximadamente 1,8 millones de informales (aproximadamente 19 por ciento del total de deudores del sistema financiero) que tenían al menos un crédito en alguna entidad financiera, lo cual indica que existiría un margen importante para la ampliación de la base tributaria. También se encuentra que las Cajas Rurales, Edpymes y Financieras son las entidades con mayores tasas de informalidad, mientras que los montos más importantes de los créditos obtenidos por los informales correspondieron a créditos para micro y pequeña empresa (Mypes), créditos de consumo y tarjetas de crédito. En términos de estabilidad financiera, los resultados sugieren que sería prudencial vigilar y cuantificar la exposición al riesgo por informalidad en el sistema financiero. Finalmente, se estima que la evasión tributaria de los clientes informales del sistema financiero habría sido aproximadamente 0,7 por ciento del PBI en el año 2014.

Determinantes del margen financiero en el sector microfinanciero: El caso peruano 71

Hugo Fuentes-Dávila

Este trabajo analiza los determinantes del margen financiero de las instituciones microfinancieras para el Perú. Para ello, se utiliza un panel de datos con información de dos bancos especializados en microfinanzas, todas las cajas municipales, cajas rurales y entidades de desarrollo para la pequeña y microempresa, para el periodo de 2002 a 2013. Se encuentra que las variables propias de cada entidad financiera como el riesgo, tamaño, costos, solvencia y depósitos son determinantes del margen financiero, mientras que variables agregadas como la actividad económica, los encajes y la tasa de interés interbancaria también tienen efectos estadísticamente significativos sobre estos.



CONTENTS

| | |
|--|----------|
| Comparing the transmission of monetary policy shocks in Latin America: A hierarchical panel VAR | 9 |
| <i>Fernando Pérez-Forero</i> | |

This paper assesses and compares the effects of monetary policy shocks across Latin American countries that put in practice the Inflation Targeting scheme (Brazil, Chile, Colombia, Mexico and Peru). An estimated Hierarchical Panel VAR allows us to use the data efficiently and, at the same time, exploit the heterogeneity across countries. Monetary shocks are identified through an agnostic procedure that imposes zero and sign restrictions. We find a real short run effect of monetary policy on output (with a peak around 12-15 months); a significant medium run response of prices with the absence of the so-called price puzzle and a hump-shaped response of the exchange rate, i.e. weak evidence of the so-called delayed overshooting puzzle phenomenon. Nevertheless, we find some degree of heterogeneity on the impact and propagation of monetary shocks across countries. In particular, we find stronger effects on output and prices in Brazil and Peru relative to Chile, Colombia and Mexico and a stronger reaction of the exchange rate in Brazil, Chile and Colombia relative to Mexico and Peru. Finally, we present a weighted-averaged impulse response after a monetary shock, which is representative for the region.

| | |
|---|-----------|
| Transmission of US monetary policy shocks towards Latin America: A GVAR approach . . | 35 |
| <i>Jairo Flores</i> | |

This paper studies the international spillovers of US monetary policy shocks across Latin American countries through trade linkages. The approach used is a GVAR model that allows to study the interdependence of countries and variables using monthly data from 2003 to 2014. In addition, given that the federal funds rate has been in the zero lower bound since the financial crisis, the paper uses an alternative measure of Fed interest rate built by Wu & Xia (2014) called the “shadow federal funds rate”. The paper concludes that a contractionary monetary policy shock in US has the expected impact on domestic US variables and a persistent and negative effect over economic activity and prices in Latin American countries.

Financial system, informality, and tax evasion in Peru 55

Erick Lahura

According to the Peruvian National Institute of Statistics and Informatics (INEI), a productive unit is considered informal if it is not registered with the tax administration. This research identifies those informal units that have been granted at least one credit in the financial system, classifies them by financial institution and type of credit, and estimates the corresponding amount of evaded taxes. For this purpose, data from the tax administration and the financial system were analysed. The main finding is that, as of December 2014, there were approximately 1.8 million informal units (about 19% of the total number of debtors in the financial system as a whole) who had been granted at least one credit in the financial system. This provides powerful evidence that there is a significant margin to broaden the tax base. It was also found that the Rural Banks (Cajas Rurales), Small and Micro Enterprise Development Companies (Edpymes), and Finance Companies registered the highest rates of informality, both in terms of the number of customers and credit balances. In addition, the loans obtained by informal units were granted mainly by Finance Companies, Municipal Savings and Loan Banks, and Banks. These results suggest that it would be prudent to monitor and quantify the potential risks to financial stability that might emerge from the presence of informality in the financial system. Finally, the amount of evaded taxes in 2014 by the identified informal units was approximately 0.7% of GDP.

Determinants of the interest rate spread in the microfinance sector: The Peruvian case . 71

Hugo Fuentes-Dávila

We estimate the determinants of the interest rate spread of Peruvian microfinance institutions using a panel data model. We use information of two specialized microfinance banks, all the municipal savings banks, rural banks and development entities for the small and microenterprise from 2002 to 2013. We find that variables of each financial institution such as risk, size, costs, solvency and deposits are determinants of the interest rate spread in microfinance. In addition, aggregate variables such as economic activity, reserve requirements and interbank interest rates also have statistically significant effects on the intermediation margins.



Comparación de la transmisión de choques de política monetaria en América Latina: Un panel VAR jerárquico

FERNANDO PÉREZ-FORERO *

Este documento evalúa y compara los efectos de los choques de política monetaria en los países latinoamericanos donde se ha puesto en práctica el esquema de metas de inflación (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú). Se estima un panel VAR jerárquico que permite utilizar los datos de manera eficiente y, al mismo tiempo, aprovechar la heterogeneidad entre países. Los choques monetarios se identifican con un procedimiento agnóstico que impone restricciones de cero y de signo. Se encuentra un efecto de corto plazo real de la política monetaria sobre el producto (con un máximo alrededor de los 12 a 15 meses); una respuesta significativa de mediano plazo de los precios con la ausencia de la llamada “paradoja del precio” (price puzzle) y una respuesta en forma de joroba del tipo de cambio, es decir, evidencia débil de la paradoja denominada “sobrerreacción retrasada” (delayed overshooting puzzle). Sin embargo, se halla un cierto grado de heterogeneidad en los efectos y la propagación de los choques monetarios entre países. En particular, se encuentran efectos más fuertes sobre el producto y los precios en Brasil y Perú con respecto a Chile, Colombia y México, y una reacción más fuerte del tipo de cambio en Brasil, Chile y Colombia en relación con México y Perú. Por último, se presenta la respuesta al impulso promedio ponderada después de un choque monetario, que es representativo de la región.

Palabras Clave : Paneles VAR, restricciones de signo, modelos jerárquicos bayesianos.

Clasificación JEL : E43, E51, E52, E58.

Algunos años después del episodio de liberalización financiera en el decenio de los noventa, muchas economías latinoamericanas adoptaron un régimen de metas de inflación (MI) para su política monetaria (para un mayor debate sobre las diferentes alternativas en aquel momento, ver [Mishkin y Savastano, 2001](#); [Quispe-Agnoli, 2001](#)), siguiendo así el ejemplo de muchos países desarrollados como Nueva Zelanda y

* Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Miró Quesada 441, Lima 1, Perú (email: fernando.perez@bcrp.gob.pe)

Este estudio obtuvo el *Premio de Banca Central Rodrigo Gómez 2015* otorgado por el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA). Agradezco al CEMLA por concedernos el permiso para la publicación de este artículo en la *Revista Estudios Económicos*.

Por otro lado, el autor agradece a Adrián Armas, Paul Castillo, Marco Ortiz, Marco Vega, Hugo Vega y a los participantes del seminario del Banco Central de la Reserva del Perú por sus útiles comentarios y sugerencias. Las opiniones expresadas en el presente documento son exclusivas del autor y no necesariamente reflejan las del Banco Central de la Reserva del Perú. Todos los errores son del autor

Suecia, entre otros. Entre los países latinoamericanos, los más exitosos fueron Brasil, Chile, Colombia, México y Perú.¹ Una de las características principales de los esquemas adoptados es el hecho de que la autoridad monetaria usa las tasas de interés a corto plazo como el principal instrumento de política. En este trabajo, se explora la eficacia de las acciones de política monetaria mediante las tasas de interés para el periodo de MI en cada uno de estos países. Esto es, se evalúa hasta qué punto la política monetaria puede ocasionar *i*) efectos a corto plazo reales en la actividad económica y *ii*) movimientos significativos de los precios a mediano plazo. Además, al comparar estos efectos dinámicos en los cinco países de América Latina que usan metas de inflación, se estudia hasta qué punto difieren en términos del efecto y de la propagación. Se trata de un ejercicio relevante para el diseño de políticas, ya que brinda información importante sobre el mecanismo de transmisión de la política monetaria en América Latina.

La adopción de metas de inflación en América Latina ha sido ampliamente estudiada en el pasado. Por ejemplo, Corbo (2000) y Corbo y Schmidt-Hebbel (2001) estudian los periodos de estabilización y de desinflación anteriores a la adopción de las MI. En la misma línea, Broto (2008) halla que la adopción de las MI está relacionada con niveles más bajos y con menor volatilidad de la inflación. Además, Chang (2008) estudia la aplicación de metas de inflación en América Latina y halla una desviación significativa del esquema tradicional debido a la intervención cambiaria y a la acumulación de reservas. Este es el caso particular para las economías latinoamericanas donde el sistema financiero está parcialmente dolarizado.² A pesar de esa desviación considerable, la política monetaria ha estado funcionando bien y las expectativas de inflación se mantienen ancladas al objetivo. Dentro del grupo de referencias más recientes, Hosfetter (2011) presenta los beneficios potenciales de adoptar una unión monetaria entre los países latinoamericanos con metas de inflación; De Mello y Moccero (2011) hallan que el régimen de MI ha estado asociado a un alto grado de reacción por parte de la autoridad monetaria ante las expectativas de inflación y, al mismo tiempo, a una menor volatilidad de las tasas de interés; Barajas y otros (2014) estiman las reglas de Taylor con cambio de régimen para estos países y hallan que se presenta un periodo de inestabilidad de los parámetros entre 2008-2009. Finalmente, Mariscal y otros (2014) centran su atención en la credibilidad del marco de metas de inflación al estudiar la evolución de las expectativas a la vez que se preguntan hasta qué punto están bien ancladas. Ellos encuentran un aumento en la credibilidad de la política monetaria durante el periodo de MI, a pesar de que las expectativas no están completamente ancladas.

Desde una perspectiva empírica, existe evidencia con base en vectores autorregresivos estructurales (SVAR, por sus siglas en inglés) sobre los efectos de los choques monetarios para estos cinco países latinoamericanos de manera separada. Céspedes y otros (2005), Soares-Sales y Tannuri-Pianto (2007), Mendonça y otros (2008), Catão y Pagan (2010), Rocha Lima y otros (2011), Glocker y Towbin (2012) abarcan el caso de Brasil. Por otro parte, Parrado (2001), Mies y otros (2002), Catão y Pagan (2010) cubren el caso de Chile. Además, Echavarría y otros (2007), Ramírez-Vigoya y Rodríguez-Zambrano (2013) estudian el caso de Colombia. Finalmente, Gaytán-González y González-García (2006), García-Andrés y Torre-Cepeda (2013) cubren el caso de México; y Winkelried (2004), Bigio y Salas (2006), Castillo y otros (2011) y Pérez-Forero y Vega (2014), entre otros, estudian el caso de Perú. Sin embargo, resulta que las respuestas al impulso de los diferentes ejercicios no son comparables, dado que la estrategia empírica usada diverge en distintos aspectos, tales como: el conjunto de variables incluidas, el procedimiento para el ajuste de tendencia empleado, la identificación de supuestos, la muestra efectiva incluida, etc. Además,

¹ De forma coincidente y de acuerdo con el Modelo de Proyección Mundial (GPM, por sus siglas en inglés) del Fondo Monetario Internacional (Carabenciov y otros, 2013), el bloque llamado “América Latina” incluye a estas cinco economías como las más representativas de la región, esto es, los países LA5 como en Canales-Kriljenko y otros (2010).

² La crisis financiera mundial de 2008-2009 y la aplicación de políticas macroprudenciales también son parte del origen de tales desviaciones (ver, por ejemplo, Moreno, 2011; Terrier y otros, 2011; De-Gregorio, 2012; Céspedes y otros, 2014, entre otros).

los resultados observados son mixtos en términos de la significancia de la respuesta de variables tales como el producto y los precios, incluso con patrones habituales tales como la denominada “paradoja del precio” (*price puzzle*). Ante esta evidencia, queda claro que se necesita un enfoque diferente para poder obtener respuestas al impulso comparables entre países.

En este trabajo se presenta un marco unificado que permite comparar las respuestas al impulso derivadas de los choques monetarios. En síntesis, la estrategia empírica usada es la siguiente: se estima un modelo VAR en panel jerárquico bayesiano (ver [Ciccarelli y Rebucci, 2006](#); [Canova y Pappa, 2007](#); [Jarociński, 2010](#); [Canova y Dallari, 2013](#)), y se identifican los choques de política imponiendo restricciones de cero y signo. La comparación entre países resulta ser equitativa, ya que se aplica el mismo conjunto de restricciones de identificación al mismo conjunto de variables en todos los países. Las variables externas también se controlan, dado que son una importante fuente de fluctuaciones macroeconómicas en los mercados emergentes (ver, por ejemplo [Maćkowiak, 2007](#)), especialmente cuando la crisis financiera mundial está en el medio de la muestra de análisis.

Los principales hallazgos demuestran que, en promedio, un endurecimiento de la política monetaria en los cinco países de América Latina de la muestra produce una caída significativa del producto en el corto plazo (con un máximo alrededor de los 12-15 meses) y en los precios a largo plazo (con una respuesta significativa luego de dos años). Además, se halla evidencia contra la paradoja del precio. También, condicionado a la existencia de un efecto de liquidez estándar luego de un choque de política monetaria, se encuentra una respuesta en forma de joroba del tipo de cambio, el cual está en línea con la paradoja denominada ‘sobre-reacción retrasada’ (*delayed overshooting puzzle*).³ No obstante, en relación con el efecto y la propagación de los choques monetarios entre países se halla cierto grado de heterogeneidad. Esta es la contribución más importante del presente documento. En especial, se hallan efectos más contundentes en el producto y en los precios en Brasil y Perú con respecto a Chile, Colombia y México; y una reacción más fuerte del tipo de cambio en Brasil, Chile y Colombia con respecto a la reacción en México y Perú. En consonancia con un enfoque de libro de texto, la eficacia de la política monetaria se relaciona también con la credibilidad y la comunicación adecuadas, características que están estrechamente ligadas al esquema de metas de inflación. Por otra parte, la respuesta del tipo de cambio puede asociarse con la intensidad de las políticas de intervención cambiaria.

El documento se organiza de la siguiente manera. En la sección 1 se describe el modelo econométrico y en la sección 2 el procedimiento de estimación. En la sección 3 se explica la estrategia de identificación y en la sección 4 se exponen los principales resultados. Finalmente, las conclusiones se presentan en la sección 5.

1 EL MODELO VAR DE PANEL JERÁRQUICO

En esta sección se asume que cada economía puede modelarse como un modelo individual de vectores autorregresivos (VAR). Luego, la información de estas cinco economías se combina de forma eficaz para realizar la estimación.

³ Esta bibliografía se inició con [Eichenbaum y Evans \(1995\)](#) y continuó con [Kim \(2005\)](#) y [Almuth y Uhlig \(2008\)](#). Recientemente, [Kim y otros \(2014\)](#) demostraron que este fue un fenómeno particular de Estados Unidos en el decenio de los ochenta.

1.1 CONFIGURACIÓN

Considere al conjunto de países $n = 1, \dots, N$, donde cada país n está representado por un modelo var:

$$y_{n,t} = \sum_{l=1}^p B'_{n,l} y_{n,t-l} + \Delta'_n z_t + \Gamma'_n z_{n,t} + u_{n,t} \quad \text{para } t = 1, \dots, T_n, \quad (1)$$

donde $y_{n,t}$ es un vector $M \times 1$ de variables endógenas, z_t es un vector $W \times 1$ de variables exógenas común a todos los países, $z_{n,t}$ es un vector $Q_n \times 1$ de variables exógenas específico de cada país $n \in \{1, \dots, N\}$, $u_{n,t}$ es un vector $M \times 1$ de choques de forma reducida tal que $u_{n,t} \sim (0, \Sigma_n)$, $E(u_{n,t} u_{m,t}) = \mathbf{0}$, $n \neq m \in \{1, \dots, N\}$, p es la longitud del rezago, y T_n es el tamaño de la muestra para cada país $n \in \{1, \dots, N\}$.

El último modelo puede expresarse de manera más compacta de manera tal que:

$$Y_n = X_n B_n + U_n \quad (2)$$

donde se tienen las matrices de datos $Y_n (T_n \times M)$, $X_n (T_n \times K)$, $Z_n (T_n \times Q_n)$, $U_n (T_n \times M)$, con $K = Mp + W$ y las correspondientes matrices de parámetros $B_n (K \times M)$ y $\Gamma_n (Q_n \times M)$.

En particular,

$$B_n = \begin{bmatrix} B'_{n,1} & B'_{n,2} & \cdots & B'_{n,p} & \Delta'_n \end{bmatrix}'.$$

El modelo en la ecuación 2 puede reescribirse de manera tal que:

$$\mathbf{y}_n = (I_M \otimes X_n) \beta_n + (I_M \otimes Z_n) \gamma_n + \mathbf{u}_n,$$

donde

$$\mathbf{y}_n = \text{vec}(Y_n), \beta_n = \text{vec}(B_n), \gamma_n = \text{vec}(\Gamma_n), \mathbf{u}_n = \text{vec}(U_n)$$

con

$$\mathbf{u}_n \sim N(0, \Sigma_n \otimes I_{T_n})$$

Bajo la hipótesis de normalidad de los términos de error, se tiene la función de probabilidad para cada país.

$$p(\mathbf{y}_n | \beta_n, \gamma_n, \Sigma_n) = N((I_M \otimes X_n) \beta_n + (I_M \otimes Z_n) \gamma_n, \Sigma_n \otimes I_{T_n}). \quad (3)$$

El modelo estadístico descrito por la expresión 3 tiene una función conjunta de probabilidad. Si se denota $\Theta = \{\{\beta_n, \gamma_n, \Sigma_n\}_{n=1}^N, \bar{\beta}, \tau\}$ como el conjunto de parámetros, entonces la función de verosimilitud es:

$$p(Y | \Theta) \propto \prod_{n=1}^N |\Sigma_n|^{-T_n/2} \times \exp \left(\begin{array}{c} -\frac{1}{2} \sum_{n=1}^N (\mathbf{y}_n - (I_M \otimes X_n) \beta_n - (I_M \otimes Z_n) \gamma_n)' \times \\ (\Sigma_n^{-1} \otimes I_{T_n}) (\mathbf{y}_n - (I_M \otimes X_n) \beta_n - (I_M \otimes Z_n) \gamma_n) \end{array} \right). \quad (4)$$

1.2 PRIORS

Dada la hipótesis de normalidad de los términos de error, se entiende que el vector de coeficientes de cada país se distribuye normalmente. Como resultado de esto, se asume un *prior* normal para estos a fin de obtener una distribución posterior que también es normal, es decir, un *prior* conjugado:

$$p(\beta_n | \bar{\beta}, O_n, \tau) = N(\bar{\beta}, \tau O_n), \quad n = 1, \dots, N, \quad (5)$$

con $\bar{\beta}$ como la media común y τ como el parámetro general de contracción. La matriz de covarianza O_n toma la forma del *prior* de Minnesota típico (Litterman, 1986), es decir, $O_n = \text{diag}(O_{i,j,l})$ de manera tal que:

$$O_{i,j,l} = \begin{cases} \frac{1}{l\phi_3}, & i = j, \\ \frac{\phi_1}{l\phi_3} \left(\frac{\hat{\sigma}_j^2}{\hat{\sigma}_i^2} \right), & i \neq j, \\ \phi_2, & \text{var. exógenas} \end{cases} \quad (6)$$

donde

$$i, j \in \{1, 2, \dots, M\} \text{ y } l = 1, \dots, p \quad (7)$$

donde $\hat{\sigma}_j^2$ es la varianza de los residuos a partir de un modelo $AR(p)$ para cada variable $j \in \{1, 2, \dots, M\}$. Además, se asumen los *priors* no informativos:

$$p(\gamma_n) \propto 1, \quad (8)$$

y

$$p(\Sigma_n) \propto |\Sigma_n|^{-\frac{1}{2}(M+1)}. \quad (9)$$

En un contexto bayesiano estándar, τ y $\bar{\beta}$ serían hiperparámetros que se supone que están calibrados. A la vez, en un contexto jerárquico (ver Gelman y otros (2003)), es posible derivar una distribución posterior tanto para τ como para $\bar{\beta}$ y, por lo tanto, estimarlos.

Es decir, no se quiere imponer cualquier contracción particular para la distribución *prior* de coeficientes; sino, obtenerla a partir de los datos. De acuerdo con Gelman (2006) y Jarociński (2010), se supone una distribución *prior* de gama inversa para τ , tal que:

$$p(\tau) = IG\left(\frac{\nu}{2}, \frac{s}{2}\right) \propto \tau^{-\frac{\nu+2}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{s}{\tau}\right) \quad (10)$$

Finalmente, se supone un *prior* no informativo:

$$p(\bar{\beta}) \propto 1. \quad (11)$$

Como resultado, el modelo estadístico que se presenta tiene cinco bloques de parámetros, de manera tal que:

$$\Theta = \{\{\beta_n, \gamma_n, \Sigma_n\}_{n=1}^N, \bar{\beta}, \tau\}; \quad (12)$$

y el *prior* conjunto está dado por las expresiones 5, 8, 9, 10 y 11, de manera tal que:

$$\begin{aligned}
 p(\Theta) &\propto \prod_{n=1}^N p(\Sigma_n) p(\beta_n | \bar{\beta}, O_n, \tau) p(\tau) \\
 &= \prod_{n=1}^N |\Sigma_n|^{-\frac{1}{2}(M+1)} \times \\
 &\quad \tau^{-\frac{NMK}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{n=1}^N (\beta_n - \bar{\beta})' (\tau^{-1} O_n^{-1}) (\beta_n - \bar{\beta})\right) \times \\
 &\quad \tau^{-\frac{\nu+2}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{s}{\tau}\right).
 \end{aligned} \tag{13}$$

2 ESTIMACIÓN BAYESIANA

Dadas los *priors* especificados y la función de verosimilitud 3, ambas partes de información se combinan eficientemente para obtener los parámetros estimados incluidos en Θ . Al usar el teorema de Bayes, se tiene que:

$$p(\Theta | Y) \propto p(Y | \Theta) p(\Theta) \tag{14}$$

Dados 4 y 14, la distribución posterior 15 toma forma de:

$$\begin{aligned}
 p(\Theta | Y) &\propto \prod_{n=1}^N |\Sigma_n|^{-\frac{T_n+M+1}{2}} \times \\
 &\quad \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{n=1}^N (\mathbf{y}_n - (I_M \otimes X_n) \beta_n - (I_M \otimes Z_n) \gamma_n)' \times \right. \\
 &\quad \left. \left(\Sigma_n^{-1} \otimes I_{T_n} \right) (\mathbf{y}_n - (I_M \otimes X_n) \beta_n - (I_M \otimes Z_n) \gamma_n) \right) \times \\
 &\quad \tau^{-\frac{(NMK+\nu)}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \left[\sum_{n=1}^N (\beta_n - \bar{\beta})' O_n^{-1} (\beta_n - \bar{\beta}) + s \right] \frac{1}{\tau}\right).
 \end{aligned} \tag{15}$$

La meta, ahora, es maximizar el lado derecho de la ecuación 15 para poder obtener Θ . La práctica común en la econometría bayesiana (ver, por ejemplo, Koop, 2003; Canova y Pappa, 2007, entre otros) es simular la distribución posterior 15 para realizar la inferencia estadística. Esto es porque cualquier objeto de interés que sea también una función de puede ser fácilmente calculado dada la distribución posterior. En esta sección se describe una rutina de Monte Carlo de cadena de Markov que nos ayuda a cumplir con esta tarea

2.1 UNA RUTINA DE MUESTREO DE GIBBS

En general, en cada modelo macroeconómico es difícil obtener una muestra de la distribución posterior $p(\Theta | Y)$. Esto es una consecuencia de la forma funcional compleja que podría tomar la función de verosimilitud dado el modelo especificado. Generalmente, el algoritmo de Metropolis-Hasting es la rutina canónica para hacerlo. Sin embargo, en este caso se muestra que existe una expresión analítica para la distribución posterior; por lo tanto, es posible aplicar una rutina del muestreo de Gibbs, que es mucho más

simple que el mencionado algoritmo de Metropolis-Hastings. En este proceso, es útil dividir al conjunto de parámetros en diferentes bloques y factorizar la expresión 15 de manera apropiada.

Anteriormente se definió el bloque de parámetros $\Theta = \{\{\beta_n, \gamma_n, \Sigma_n\}_{n=1}^N, \bar{\beta}, \tau\}$. Luego, se usará la notación Θ/χ para hacer referencia al vector de parámetro Θ sin el parámetro χ . En el anexo A pueden encontrarse detalles sobre cada bloque.

La rutina empieza aquí. Se establece $k = 1$ y se denomina K a la cantidad total de extracciones. Luego, se siguen los siguientes pasos:

1. Extraer $p(\beta_n | \Theta/\beta_n, \mathbf{y}_n)$; si el candidato extraído es estable se mantiene; de lo contrario se descarta.
2. Extraer $p(\gamma_n | \Theta/\gamma_n, \mathbf{y}_n)$.
3. Extraer $p(\Sigma_n | \Theta/\Sigma_n, \mathbf{y}_n)$.
4. Repetir 1 a 3 para $n = 1, \dots, N$.
5. Extraer $p(\bar{\beta} | \Theta/\bar{\beta}, Y)$. Si el candidato extraído es estable se mantiene; de lo contrario se descarta.
6. Extraer $p(\tau | \Theta/\tau, Y)$.
7. Si $k < K$ fijar $k = k + 1$ y volver al paso 1. De lo contrario se detiene.

2.2 CONFIGURACIÓN DE LA ESTIMACIÓN

Con el fin de minimizar el efecto de los valores iniciales, se realiza un muestreo de Gibbs para $K = 1,050,000$ y se descartan las primeras 50,000 extracciones. Además, para reducir la correlación serial entre extracciones, se establece un factor de merma de 1,000, es decir, dadas las 1,000,000 extracciones restantes, se toma 1 de cada 1,000 y se descartan las restantes. Como resultado de esto, se tienen 1,000 extracciones para realizar las inferencias. Los detalles específicos sobre la descripción de datos y sobre cómo se realiza la inferencia y se evalúa la convergencia pueden encontrarse en los anexos C y B, respectivamente.

De acuerdo con la recomendación de Gelman (2006) y Jarociński (2010), se asume un *prior* uniforme para la desviación estándar, que se traduce en un *prior* para la varianza, de la forma:

$$p(\tau) \propto \tau^{-1/2} \quad (16)$$

estableciendo $\nu = -1$ y $s = 0$ en la ecuación 10.

En cuanto al *prior* al estilo Minnesota, no se tiene información sobre el valor de los hiperparámetros. Así, se establece conservadoramente $\phi_1 = \phi_2 = \phi_3 = 1$ en la ecuación 6. En términos más específicos, $\phi_1 = 1$ significa que no existe una diferencia *a priori* entre los rezagos propios y los de otras variables; $\phi_2 = 1$ significa que no existe heterocedasticidad *a priori* que surja de variables exógenas; y $\phi_3 = 1$ significa que el patrón comprimido de coeficientes es lineal.

3 IDENTIFICACIÓN DE CHOQUES ESTRUCTURALES

Al igual que en cualquier problema econométrico, la identificación de efectos causales es crucial para obtener resultados confiables. En este aspecto, la ortogonalización de los choques a los modelos de

vectores autorregresivos es una de las maneras más populares y eficaces de lograr esta tarea. Esto es, la función de respuesta al impulso derivada del choque ortogonal describe el efecto causal de interés, ya que por definición este choque es independiente de cualquier otra fuerza económica en el sistema.

En el modelo estadístico 1, el término de error $u_{n,t} \sim N(0, \Sigma_n)$ corresponde a la forma reducida. En particular, la matriz de covarianza Σ_n es en general no diagonal, es decir, los choques $u_{n,t}$ son no ortogonales. Por lo tanto, un choque sobre cualquier componente de $u_{n,t}$ resultará en una función de respuesta al impulso sin sentido porque las variables expuestas al choque estarían correlacionadas. Por lo tanto, es necesario que los choques sean independientes (ortogonales) entre las ecuaciones, ya que esto permitirá aislar el efecto causal del interés, es decir, choques de política monetaria, a través de la forma estructural del modelo. Sin embargo, la forma estructural (SVAR) no puede lograrse sin hacer supuestos económicos adicionales, esto es, el *problema de identificación en econometría*. Rubio-Ramírez y otros (2010) ofrecen una extensa explicación sobre la identificación en el modelo SVAR. Según ellos, el modelo SVAR puede identificarse con exactitud, puede sobreidentificarse y hasta puede identificarse parcialmente. Este último, sería el caso de nuestro modelo. Así, en esta sección describimos nuestra estrategia de identificación y el algoritmo que registra el efecto mencionado.

3.1 SUPUESTOS DE IDENTIFICACIÓN

La identificación de los choques monetarios es bastante estándar. Se tiene dos tipos de restricciones, tal como se muestra en el Cuadro 1. El primer grupo se relaciona con las restricciones cero en la matriz de coeficientes contemporáneos, tal como aparece en la vieja bibliografía sobre SVAR, por ejemplo, en Sims (1980) y Sims (1986). En este caso, siguiendo lo establecido en la bibliografía estándar, se asume que el producto interno bruto (Y) y el índice de precios al consumidor (P) son variables lentas y, por lo tanto, no reaccionan contemporáneamente a los choques monetarios. El segundo grupo son las restricciones de signo como en Canova y De Nicoló (2002) y en Uhlig (2005); en el caso presente, se fija un horizonte de tres meses. En este caso se asume que el choque monetario produce: *i*) el efecto de liquidez típico, es decir, una respuesta negativa de dinero (M) después de un choque contractivo y *ii*) una respuesta negativa al tipo de cambio (E); lo cual significa que se mantiene la paridad descubierta de tasas de interés (UIP). Por último, pero no por ello menos importante, no se impone ningún signo a la respuesta de los EMBI, a la respuesta del producto interno bruto (Y) ni al índice de precios al consumidor (P), para periodos posteriores.

Las restricciones de identificación en el Cuadro 1 solo están asociadas con un choque particular. Como resultado, los otros choques $M - 1$ no se identifican. Esto no es un problema, ya que la bibliografía de modelos SVAR con restricciones de signo explica que para realizar una inferencia adecuada, el modelo necesita identificarse solo parcialmente. La única limitación de esto último es que no es posible realizar un análisis de descomposición histórico, porque se requerirían supuestos adicionales para identificar adecuadamente los choques $M - 1$ restantes. Sin embargo, ya que esto excede el alcance de esta investigación, el modelo parcialmente identificado se mantiene como la configuración principal.

3.2 EL ALGORITMO

En este punto, se usa como insumo la estimación del producto de la sección 3.1, es decir, la distribución posterior de la forma reducida del modelo. Entonces, se toman extracciones de esta distribución como se describe en el siguiente algoritmo de estimación:

1. Establecer $K = 1000$ y $k = 0$.

CUADRO 1. Restricciones de Identificación

| Variable/choque | Nombre | Choque | Choque |
|------------------------------------|--------|---|--|
| | | de política monetaria ($h = 0$) | de política monetaria ($h = 1, 2$) |
| Producto interno bruto | Y | 0 | ? |
| Índice de precios al consumidor | P | 0 | ? |
| Tasa interbancaria | R | ≥ 0 | ≥ 0 |
| Base monetaria | M | ≤ 0 | ≤ 0 |
| Tipo de cambio | E | ≤ 0 | ≤ 0 |
| Margen EMBI | EMBI | ? | ? |

2. Extraer Θ a partir de la distribución posterior $p(\Theta|Y)$.
3. Para cada país $n = 1, \dots, N$ y para el promedio, extraer una matriz de rotación \bar{Q}_n y calcular el conjunto de respuestas al impulso $F(\Theta, \{\bar{Q}_n\}_{n=1}^N)$.
4. Si las respuestas al impulso satisfacen las restricciones de signo para todos los países y para el promedio, mantener el valor extraído y establecer $k = k + 1$. Si no, descartarlo e ir al próximo paso.
5. Si $k < K$ volver al paso 2; de lo contrario detenerse.

Vale la pena destacar que en el paso 3, para cada país $n = 1, \dots, N$, se hace lo siguiente:

1. Dado Σ_n , calcular el factor de Cholesky P_n de modo que $P_n P_n' = \Sigma_n$.
2. Extraer $X_n \sim N(0, I)$ y obtener Q_n de modo tal que $Q_n R_n = X_n$, es decir, una matriz ortogonal Q_n que satisface la descomposición QR de X_n . La matriz aleatoria Q_n tiene una distribución uniforme con respecto a la medida de Haar sobre $O(n)$ (Arias y otros, 2014).
3. Dado β_n , calcular la matriz compañera A_n , de modo tal que la función respuesta al impulso sea:

$$f(\beta_n, \Sigma_n, h) = [J(A_n)^h J'] P_n, \quad h = 0, 1, \dots, \infty,$$

donde $J = [I \ 0 \ \dots \ 0]$ es una matriz de selección que es conformable.

4. Construir la matriz :

$$\bar{Q}_n(M \times M) = \begin{bmatrix} I_k & \mathbf{0}_{(k \times M-k)} \\ \mathbf{0}_{(M-k \times k)} & Q_n \end{bmatrix}.$$

Esto es, algunas variables $k < M$ en (y_n) van a ser lentas y, por lo tanto, estas no rotan. Así es como se imponen restricciones de cero en este caso.

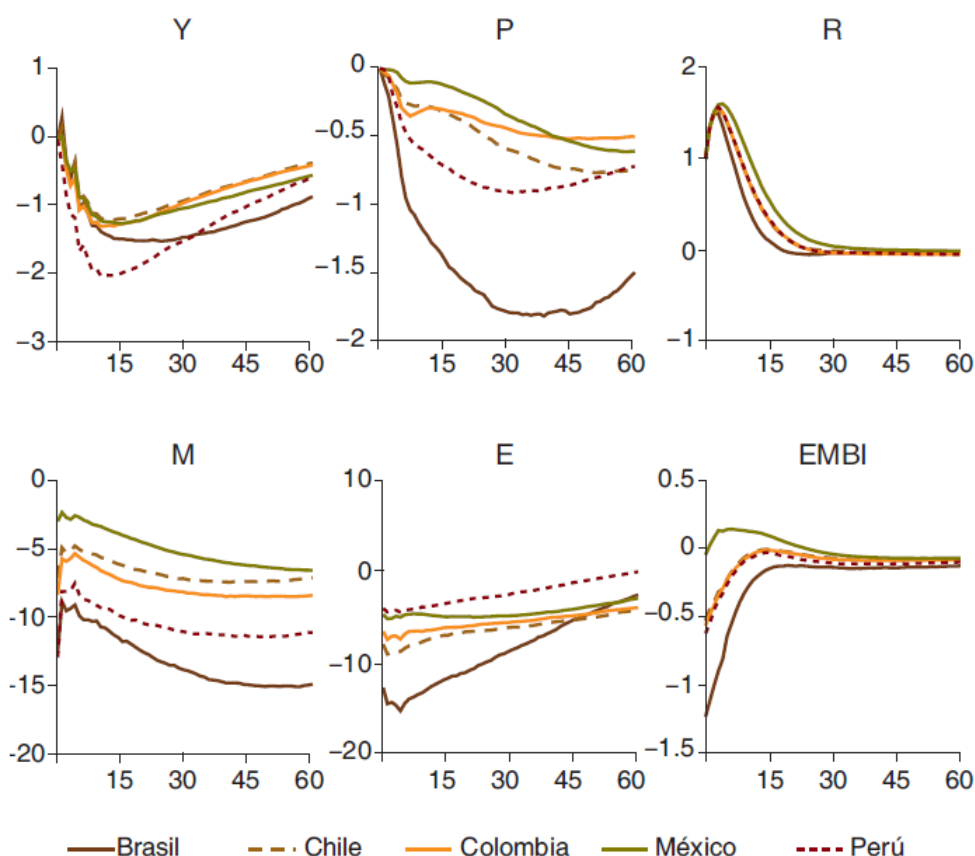
5. Calcular el conjunto de respuestas a los impulsos $F(\Theta, \{\bar{Q}_n\}_{n=1}^N) = \left\{ \left\{ f(\beta_n, \Sigma_n, h) \bar{Q}_n \right\}_{h=0}^{\bar{h}} \right\}_{n=1}^N$.

Finalmente, para el caso de las respuestas promedio, se calcula la forma compañera usando $\bar{\beta}$ y computando el factor de Cholesky a partir de $\bar{\Sigma} = (1/N) \sum_{n=1}^N \Sigma_n$. Después de la simulación de $K = 1,000$ extracciones se tendrá una serie de extracciones de $F(\Theta, \{\bar{Q}_n\}_{n=1}^N)$. Por lo tanto, el cálculo de los intervalos de confianza consiste simplemente en captar los percentiles correspondientes luego de ordenar las extracciones (Casella y Robert, 2004).

4 RESULTADOS

Después de simular la distribución posterior y de obtener los choques estructurales, se está en condiciones de abordar el tema principal del presente trabajo. En primer lugar, y de acuerdo con los supuestos de identificación del Cuadro 1, el estudio es agnóstico en cuanto a la respuesta del producto y de los precios luego del choque de política monetaria, ya que solo se asumió cero para la respuesta inicial. El Gráfico 1 muestra la respuesta de las variables incluidas para cada país en un horizonte de cinco años (60 meses). Las bandas de error para las respuestas al impulso de cada país están disponibles en el anexo D.

GRÁFICO 1. Comparación de choques monetarios en países de América Latina (valores de la mediana)



El panel superior izquierdo muestra las respuestas del producto (Y), que brindan evidencia sobre los efectos reales a corto plazo derivados de la política monetaria. Todos los países alcanzan la respuesta máxima después del primer año, cerca de los 12 a 15 meses; con excepción de Brasil, que logra el máximo antes de los 24 meses. En cuanto a la magnitud del efecto, se observa que los efectos reales son mayores en Perú y Brasil con respecto a Chile, Colombia y México. Cabe mencionar que los efectos pueden compararse directamente, ya que el aumento de la tasa de interés (R) se normaliza a uno.

En cuanto a la respuesta del nivel de precios (P), en el Gráfico 1 se puede observar que la respuesta más grande es en Brasil, seguida de la respuesta en Perú y después en Chile, Colombia y México. Uno de los resultados más valiosos de este ejercicio es el hecho de que no se observa ningún síntoma que sugiera la presencia de la paradoja del precio, lo cual sugiere que el conjunto de información incluida en el modelo y las restricciones de identificación son suficientes para aislar los choques de política monetaria en cada uno de estos cinco países.

Finalmente, si bien las restricciones de signo impuestas influyen parcialmente, la respuesta del tipo de cambio (E) arroja resultados interesantes. En primer lugar, puede observarse que las monedas reaccionan de modo muy diferente ante los choques de política monetaria. Países como Brasil, Chile o Colombia exhiben respuestas más prolongadas que en México y Perú. Esto podría deberse en parte a las diferencias en las prácticas de intervención cambiaria de cada país.

Por lo tanto, un movimiento similar de la tasa de interés (R) puede producir respuestas heterogéneas con respecto a los tipos de cambio (E), es decir que algunas monedas flotan más que otras. Ciertamente, la razón por la cual algunos países intervienen más en el mercado que otros tiene que ver con el grado de dolarización del sistema financiero: los países con mayor grado de dolarización son más vulnerables a los choques externos. Dicho esto, es justo afirmar que siempre y cuando las expectativas de inflación se mantengan ancladas, las metas de inflación seguirán funcionando bien a pesar de la intervención cambiaria.

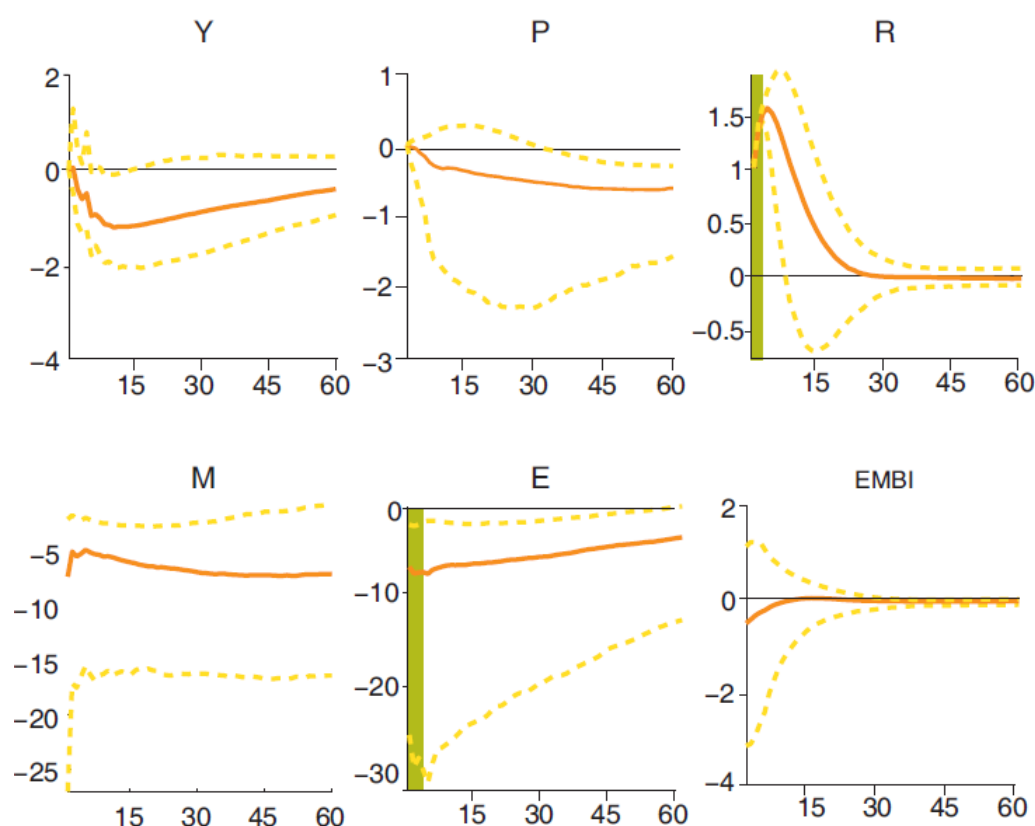
La heterogeneidad observada en las respuestas al impulso entre países es uno de los productos más importantes que se pueden obtener con la metodología de vectores autorregresivos en panel. Además, esta configuración nos permite explorar la respuesta promedio para los n países incluidos en la estimación. Así, es posible calcular las respuestas al impulso basadas en el vector $\bar{\beta}$, el cual es un promedio ponderado de los coeficientes de los N países (ver detalles en el anexo A). En este sentido, el Gráfico 2 muestra esta respuesta promedio, donde se observa un efecto a corto plazo significativo sobre el producto (Y) con un máximo aproximadamente entre los meses 12 y 15; y un efecto significativo sobre los precios (P) a mediano plazo. Las barras verdes indican las restricciones de signo impuestas para un horizonte de tres meses. Dadas las restricciones de cero y signo, las respuestas de la base monetaria (M) y del tipo de cambio (E) son significativas no solo para los tres primeros meses, sino para todo el horizonte de 60 meses. Hay aspectos específicos que merecen atención, y es el hecho de que el tipo de cambio alcanza su máximo luego de tres meses, ofreciendo evidencia parcial de la paradoja de la sobreacción retrasada (Eichenbaum y Evans, 1995).⁴ Esto último sugiere algún tipo de fricción financiera que merece ser modelada para el caso de América Latina, y podría ser parte de una investigación futura.

5 CONCLUSIONES

En esta investigación se estimó un panel var jerárquico bayesiano para cinco países latinoamericanos (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú), y se identificaron choques de política monetaria mediante una mezcla de restricciones de cero y signo. Al comparar las funciones de respuesta al impulso de los choques identificados, se halla que los choques de política son cualitativamente similares en los cinco países latinoamericanos. Sin embargo, se encuentra cierto grado de heterogeneidad en el efecto y en la propagación de choques monetarios entre países. Esta es la contribución más importante de este trabajo. En particular, se hallan efectos más contundentes en Brasil y Perú que en Chile, Colombia y México y una reacción más fuerte del tipo de cambio en Brasil, Chile y Colombia que en México y en Perú. En

⁴ Eichenbaum y Evans (1995) señalan que la respuesta empírica del tipo de cambio no es como la descrita en Dornbusch (1976), dado que el máximo no se alcanza inmediatamente.

GRÁFICO 2. *Media de choques monetarios en países de América Latina (valores de la mediana y bandas al 68%)*



línea con un enfoque de libro de texto, la eficacia de la política monetaria también está relacionada con la credibilidad y la comunicación adecuada, características que están estrechamente ligadas al esquema de metas de inflación. Por otra parte, la respuesta del tipo de cambio puede asociarse con la intensidad de las políticas de intervención cambiaria.

Además, en contraste con la mayoría de los estudios anteriores para países individuales, las restricciones de identificación son suficientes para evitar la paradoja del precio, al menos para el periodo de análisis de metas de inflación. Asimismo, en el documento se presenta el promedio ponderado de la respuesta al impulso luego de un choque monetario estándar para los cinco países estudiados; con este ejercicio se halla un efecto significativo de corto plazo sobre el producto (con un máximo a los 12-15 meses) y un efecto significativo sobre los precios luego de dos años. Tal resultado es importante para la formulación de la política, ya que brinda información confiable sobre los rezagos de política monetaria así como del alcance y horizonte de las acciones monetarias, información que también es relevante para los procedimientos de proyección. Además, se halla evidencia débil de la paradoja de la sobreacción retrasada (Eichenbaum y Evans, 1995).

Nuestros resultados sugieren que la política monetaria funciona bien bajo metas de inflación para los cinco países latinoamericanos, aun cuando la muestra de análisis incluye eventos tales como la crisis financiera mundial y la aplicación de medidas de política macroprudencial. Para este último punto, fue crucial controlar las variables externas. En este sentido, investigaciones futuras deberían incluir el efecto de los choques externos en una configuración de var en panel, de manera tal que sea posible registrar las respuestas heterogéneas luego de un choque externo común, tal como la crisis financiera mundial de 2008-2009.

ANEXOS

A. DETALLES DEL ALGORITMO DE MUESTREO DE GIBBS

El algoritmo descrito en la sección 3.1 usa un conjunto de distribuciones condicionales para cada bloque de parámetros. Aquí se detalla la forma que toman estas distribuciones y cómo están construidas.

1) Bloque 1: $p(\beta_n | \Theta / \beta_n, \mathbf{y}_n)$. Dada la verosimilitud 3 y el *prior*

$$p(\beta_n | \bar{\beta}, \tau) = N(\bar{\beta}, \tau O_n),$$

luego el posterior es normal:

$$p(\beta_n | \Theta / \beta_n, \mathbf{y}_n) = N(\tilde{\beta}_n, \tilde{\Delta}_n),$$

con

$$\tilde{\Delta}_n = (\Sigma_n^{-1} \otimes X_n' X_n + \tau^{-1} O_n^{-1})^{-1},$$

$$\tilde{\beta}_n = \tilde{\Delta}_n ((\Sigma_n^{-1} \otimes X_n') (\mathbf{y}_n - (I_M \otimes Z_n) \gamma_n) + \tau^{-1} O_n^{-1} \bar{\beta}).$$

2) Bloque 2: $p(\gamma_n | \Theta / \gamma_n, \mathbf{y}_n)$. Dada la verosimilitud 3 y el *prior*

$$p(\gamma_n) \propto 1,$$

luego el posterior es normal:

$$p(\gamma_n | \Theta / \gamma_n, \mathbf{y}_n) = N(\tilde{\gamma}_n, \tilde{\Gamma}_n),$$

con

$$\tilde{\Gamma}_n = (\Sigma_n^{-1} \otimes Z_n' Z_n)^{-1},$$

$$\tilde{\gamma}_n = \tilde{\Gamma}_n ((\Sigma_n^{-1} \otimes Z_n') (\mathbf{y}_n - (I_M \otimes X_n) \beta_n)).$$

3) Bloque 3: $p(\Sigma_n | \Theta / \Sigma_n, \mathbf{y}_n)$. Dada la verosimilitud 3 y el *prior*

$$p(\Sigma_n) \propto |\Sigma_n|^{-\frac{1}{2}(M-1)},$$

denota los residuos

$$U_n = Y_n - X_n B_n - Z_n \Gamma_n$$

como en la ecuación 2. Entonces, el término de varianza posterior es una distribución inversa de Wishart centrada en la suma de los residuos cuadrados:

$$p(\Sigma_n | \Theta / \Sigma_n, \mathbf{y}_n) = IW(U_n' U_n, T_n).$$

4) Bloque 4: $p(\bar{\beta} | \Theta/\bar{\beta}, Y)$. Dado el *prior*

$$p(\beta_n | \bar{\beta}, \tau) = N(\bar{\beta}, \tau O_n),$$

por simetría

$$p(\bar{\beta} | \beta_n, \tau) = N(\beta_n, \tau O_n).$$

Entonces, tomando un promedio ponderado en $n = 1, \dots, N$:

$$p(\bar{\beta} | \{\beta_n\}_{n=1}^N, \tau) = N(\bar{\beta}, \bar{\Delta}).$$

con

$$\bar{\Delta} = \left(\sum_{n=1}^N \tau^{-1} O_n^{-1} \right)^{-1},$$

$$\bar{\beta} = \bar{\Delta} \left[\sum_{n=1}^N \tau^{-1} O_n^{-1} \beta_n \right].$$

5) Bloque 5: $p(\tau | \Theta/\tau, Y)$. Dados los *prior*

$$p(\tau) = IG(s, v) \propto \tau^{-\frac{v+2}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{s}{\tau}\right),$$

$$p(\beta_n | \bar{\beta}, \tau) = N(\bar{\beta}, \tau O_n),$$

entonces la distribución posterior es

$$p(\tau | \Theta/\tau, Y) = IG\left(\frac{NMK + v}{2}, \frac{\sum_{n=1}^N (\beta_n - \bar{\beta})' O_n^{-1} (\beta_n - \bar{\beta}) + s}{2}\right).$$

Un ciclo completo en torno a estos cinco bloques produce una extracción de Θ a partir de $p(\Theta|Y)$.

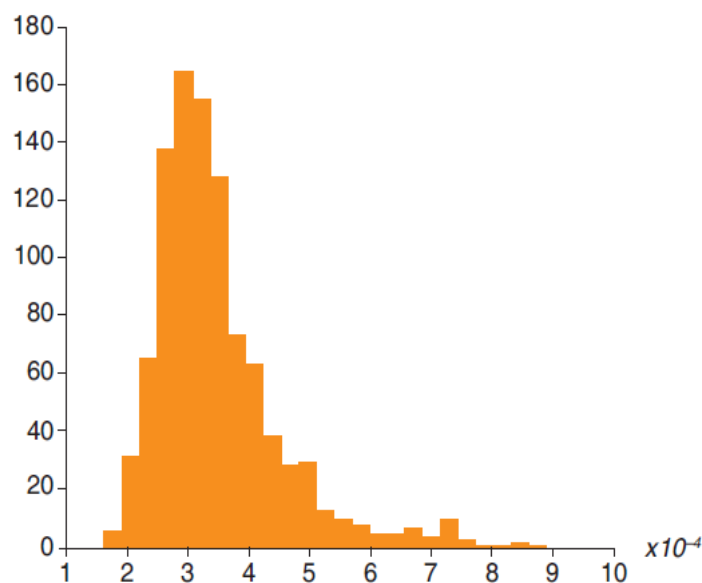
B. DISTRIBUCIÓN POSTERIOR DE HIPERPARÁMETROS PRIOR

La distribución posterior del parámetro τ representa el ajuste de la distribución *prior* sobre los coeficientes VAR. Se usó una distribución *prior* uniforme para τ en la ecuación 16 (ver Gelman, 2006), la cual al no ser muy informativa permite que los datos hablen. En términos generales, se halla una merma considerable y una distribución de densidad posterior bien identificada para el parámetro.

C. DESCRIPCIÓN DE DATOS

C.1 Variables endógenas

El conjunto de variables endógenas (y_n) para cada país incluido se describe a continuación.

GRÁFICO 3. *Distribución posterior de $\sqrt{\tau}$* 

- Índice de actividad económica mensual (desestacionalizado)⁵, en logaritmos (Y).⁶
- Índice de precios al consumidor, en logaritmos (P).
- Tasa interbancaria en moneda nacional, en porcentajes (R).
- Base monetaria (desestacionalizado) en moneda nacional, en logaritmos (M).
- Tipo de cambio (moneda nacional por dólar estadounidense), en logaritmos (E).
- Margen del EMBI, en porcentajes (EMBI).

Los datos son de frecuencia mensual y se toman del sitio web del banco central de cada país.

Cuadro C1. Muestra efectiva para cada país: periodo de la meta de inflación

| <i>País</i> | <i>Muestra</i> |
|-------------|-------------------|
| Brasil | 1999m06 - 2013m12 |
| Chile | 1999m09 - 2013m12 |
| Colombia | 1999m06 - 2013m12 |
| México | 1999m06 - 2013m12 |
| Perú | 2002m02 - 2013m12 |

⁵ Desestacionalización realizada con el programa TRAMO-SEATS.

⁶ Para Brasil se usó el índice mensual de producción industrial calculado por el IBGE; para Chile, el IMACEC; para Colombia, el índice de producción industrial publicado por el Banco de la República; para México, el IGAE; y para Perú, el índice mensual del PIB publicado por el Banco Central de la Reserva del Perú.

GRÁFICO 4. Base de datos de Brasil

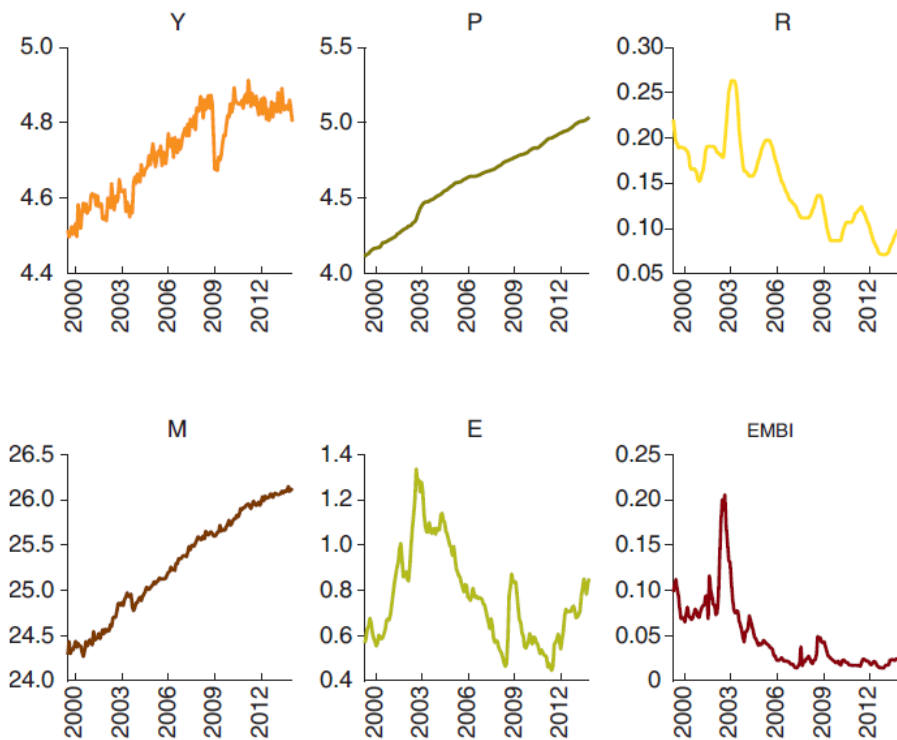


GRÁFICO 5. Base de datos de Chile

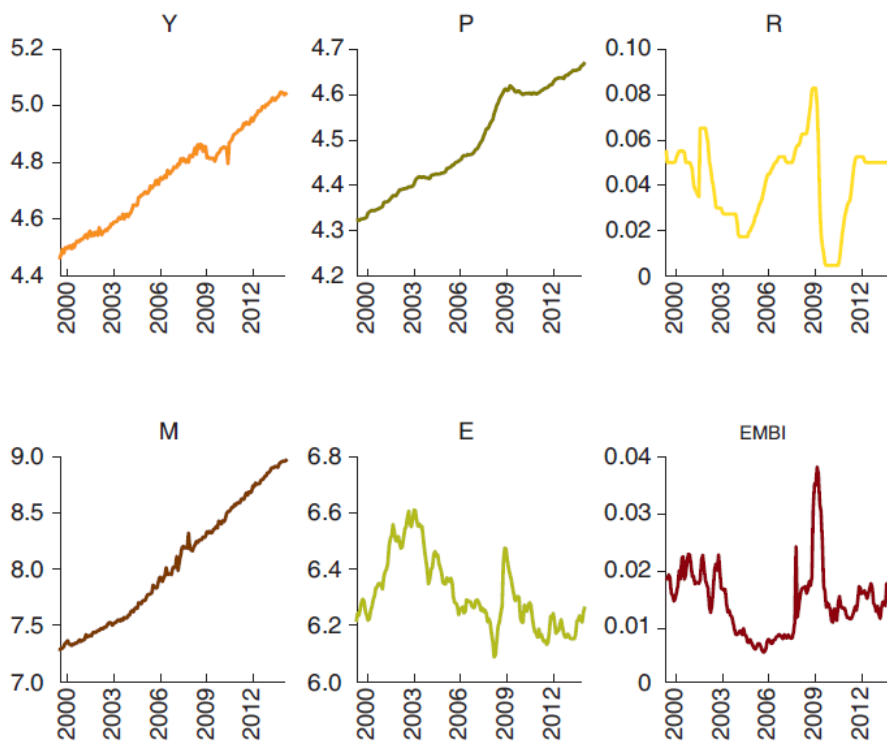


GRÁFICO 6. Base de datos de Colombia

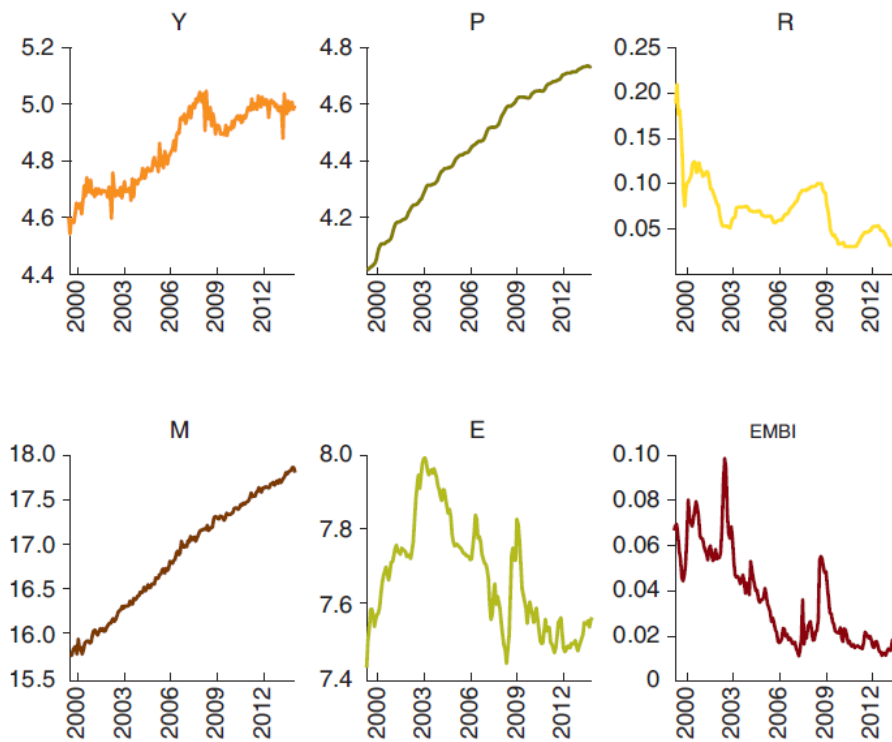


GRÁFICO 7. Base de datos de México

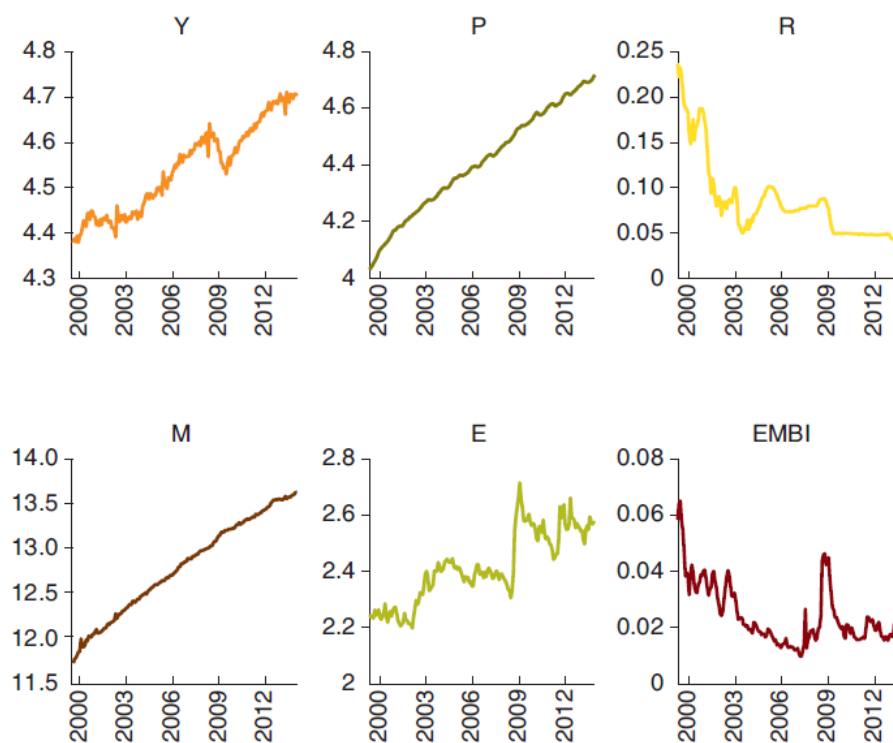
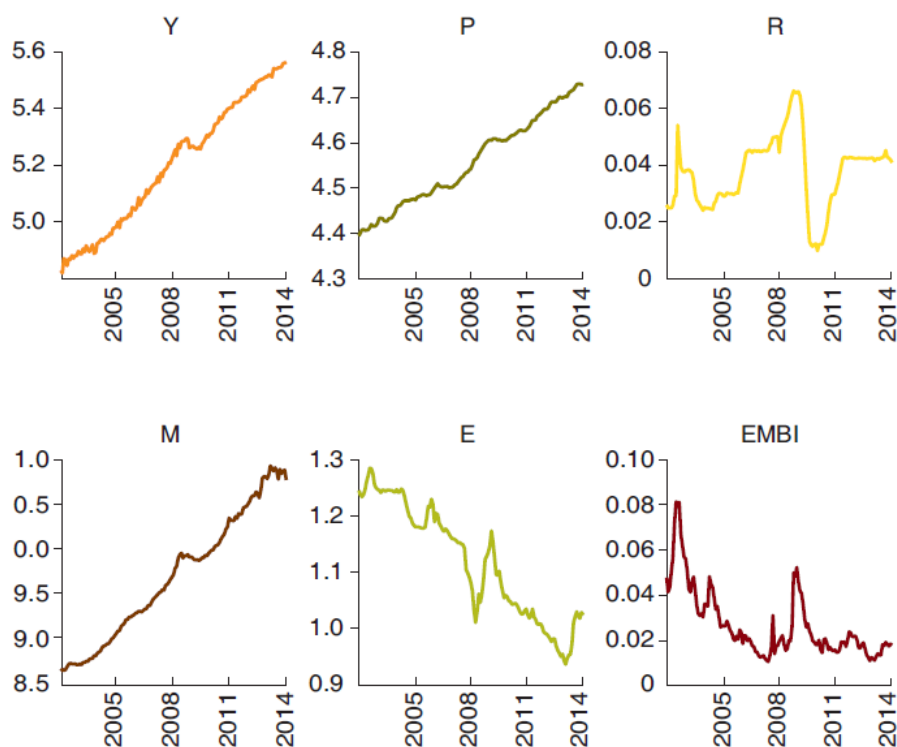


GRÁFICO 8. Base de datos de Perú



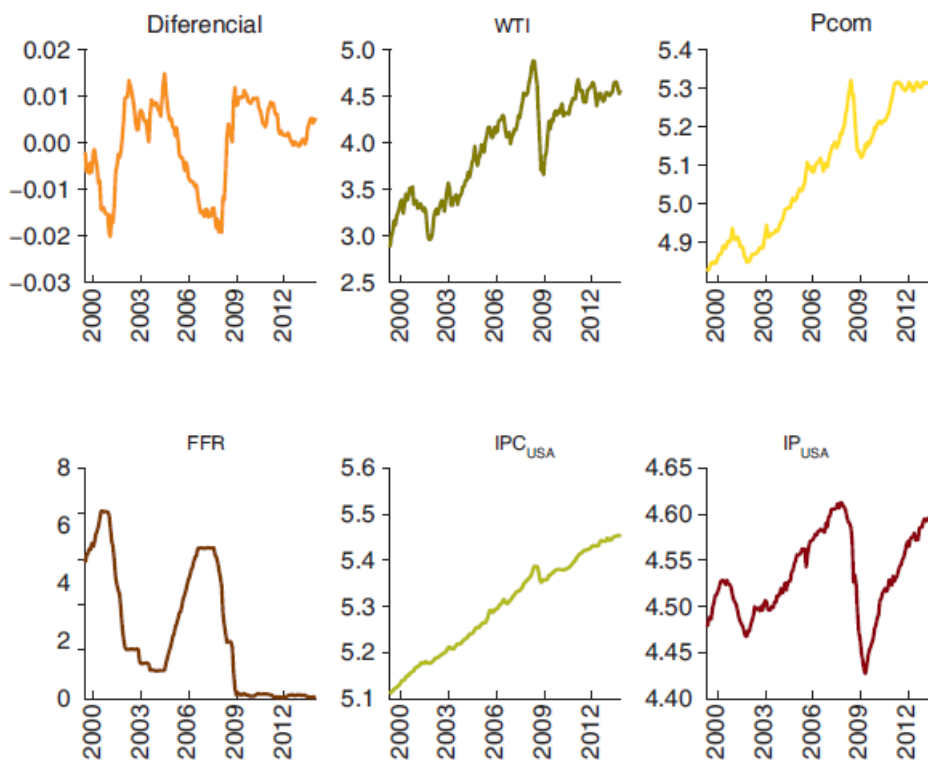
C.2 Variables exógenas

Como se señaló en la introducción, la inclusión de variables externas es fundamental para evitar el sesgo de variables omitidas. Es más importante aún en el caso de los mercados emergentes (Maćkowiak (2007)) tales como las economías de América Latina, ya que están fuertemente influidas por las fluctuaciones en los precios del petróleo y de las materias primas, y también por la evolución de las economías de sus socios comerciales. Se sabe que los patrones comerciales son diferentes entre los cinco países latinoamericanos, pero al menos la relevancia de la economía de Estados Unidos es parte del conocimiento general. Como resultado, se incluyen las siguientes variables exógenas (z_t).

- Índice de producción industrial de Estados Unidos (SA), en logaritmos.
- Precios de materias primas (todas, las materias primas), en logaritmos.
- Índices de precios del petróleo (WTI), en logaritmos.
- Índices de precios al consumidor de Estados Unidos, en logaritmos.
- Tasa de fondos federales (FFR), en porcentajes.
- Un indicador del diferencial entre la tasa de interés a largo y corto plazo, como en Carrera y otros (2014), en porcentajes.
- Una constante (c) y una tendencia de tiempo lineal (t).

Los datos tienen frecuencia mensual y se tomaron del sitio web del Banco de la Reserva Federal de St. Louis (base de datos FRED). Las tasas de interés se tomaron del sitio web H.15 Statistical Release de la Junta de Gobernadores del Sistema de la Reserva Federal.

GRÁFICO 9. Datos de variables exógenas



D. RESPUESTAS INDIVIDUALES AL IMPULSO

GRÁFICO 10. Choque monetario en Brasil; valores de la demanda y bandas al 68%

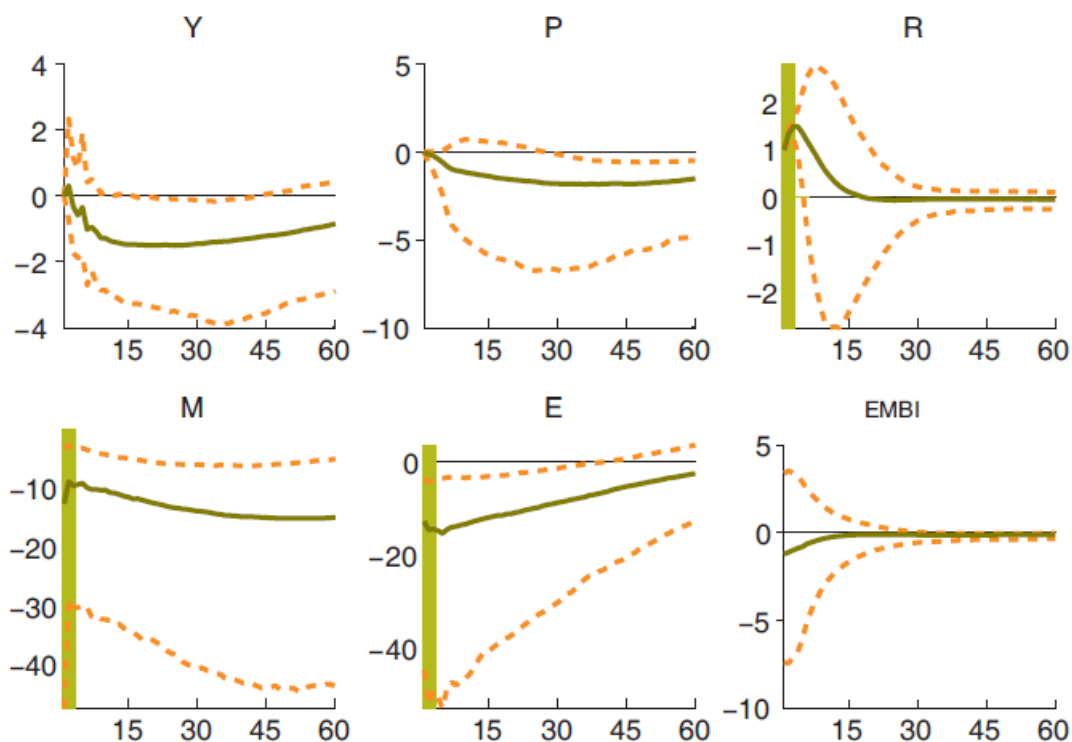


GRÁFICO 11. Choque monetario en Chile; valores de la demanda y bandas al 68%

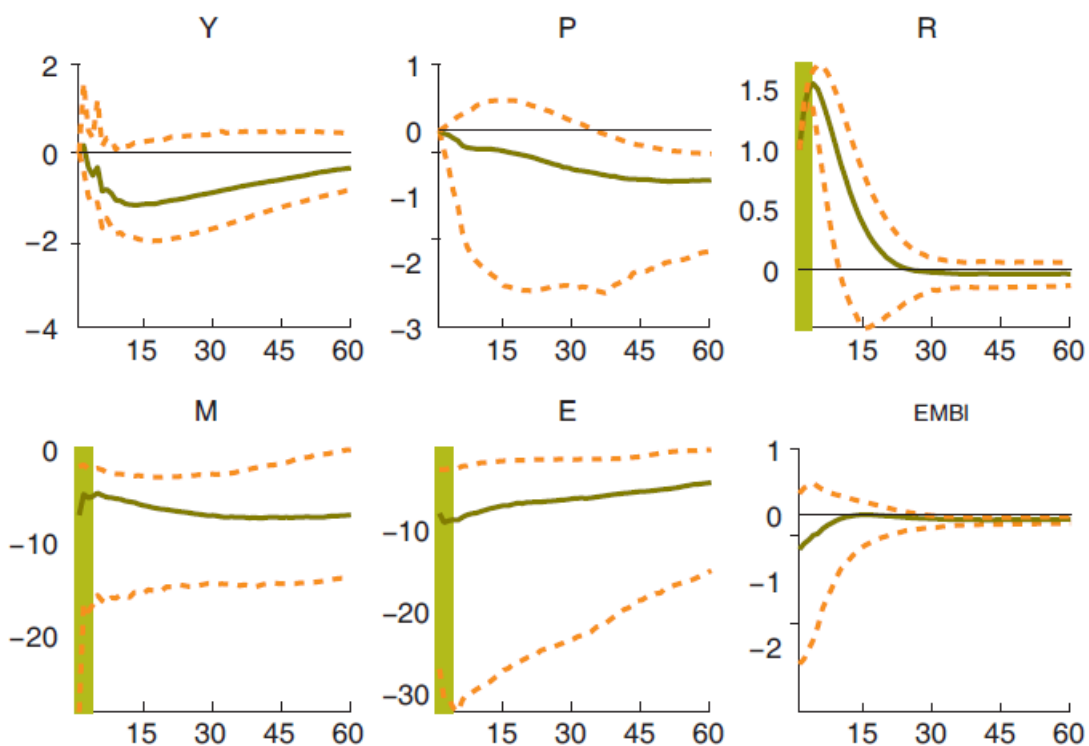


GRÁFICO 12. Choque monetario en Colombia; valores de la demanda y bandas al 68%

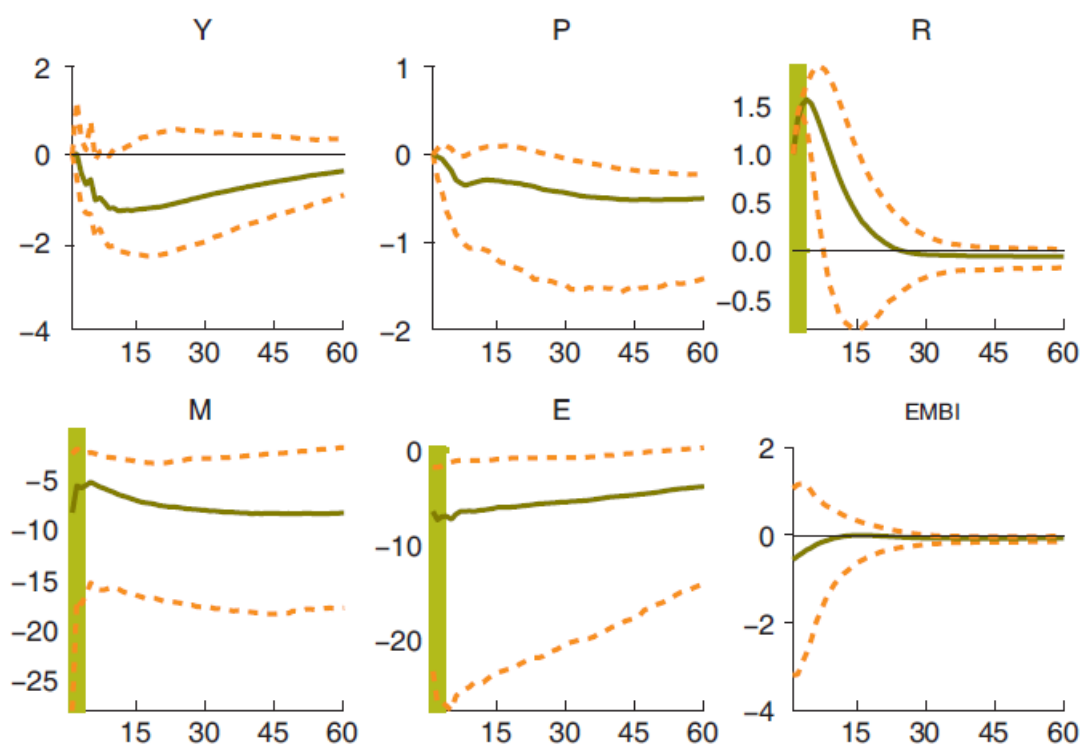


GRÁFICO 13. Choque monetario en México; valores de la demanda y bandas al 68%

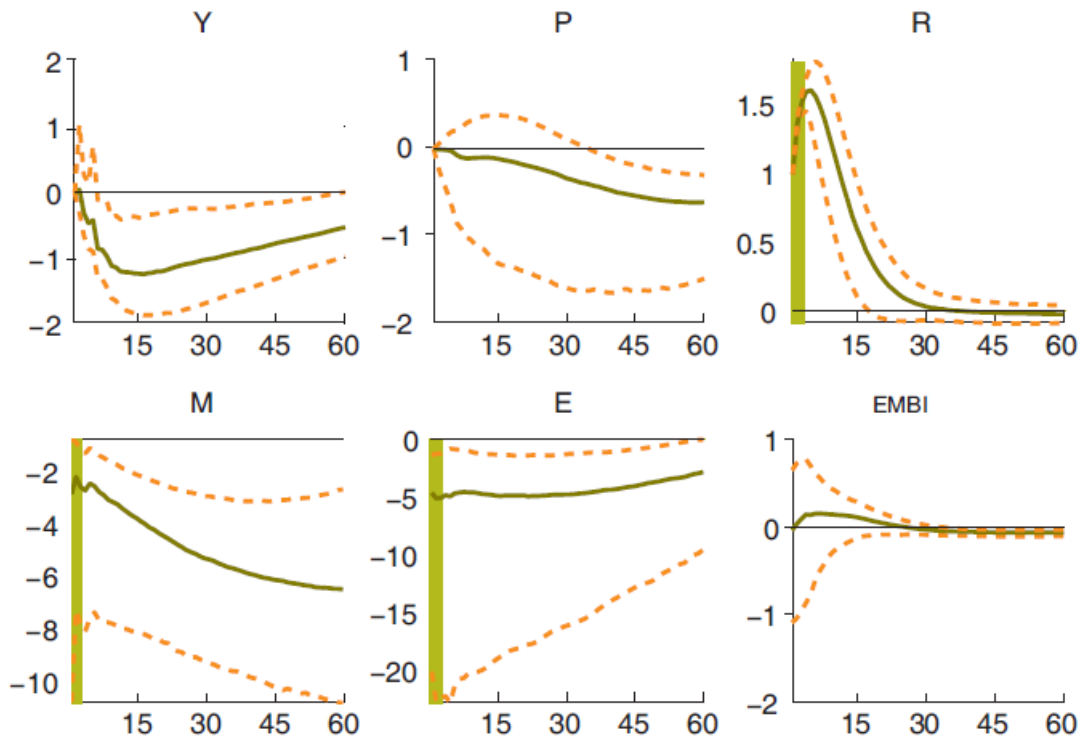
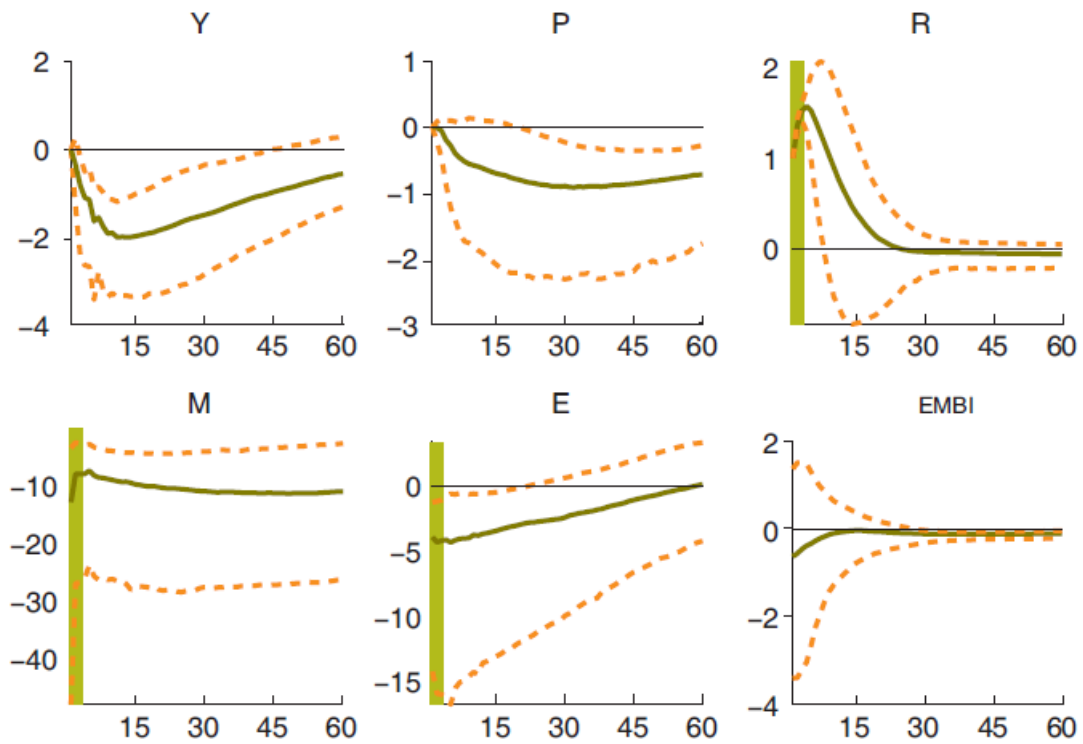


GRÁFICO 14. Choque monetario en Perú; valores de la demanda y bandas al 68%



REFERENCIAS

- Almuth, S. y H. Uhlig (2008), “New Evidence of the Puzzles: Results from Agnostic Identification on Monetary Policy and Exchange Rates”, *Journal of International Economics*, 76(1), 1-13.
- Arias, J. E., J. Rubio-Ramírez y D. Waggoner (2014), “Inference Based on SVARS Identified with Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications”, Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper 2014-1.
- Barajas, A., R. Steiner, L. Villar y C. Pabón (2014), “Inflation Targeting in Latin America”, IDB Working Paper Series 473.
- Bigio, S. y J. Salas (2006), “Efectos no lineales de choques de política monetaria y de tipo de cambio real en economías parcialmente dolarizadas: un análisis empírico para el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2006-008.
- Broto, C. (2008), “Inflation Targeting in Latin America: Empirical Analysis Using GARCH Models”, Banco de España, Documento de Trabajo 0826.
- Canales-Kriljenko, J., L. Jácome, A. Alichí e I. De Oliveira (2010), “Weathering the Global Storm: The Benefits of Monetary Policy Reform in the LA5 Countries”, IMF Working Paper 10/292.
- Canova, F. (2007), *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press.
- Canova, F. y P. Dallari (2013), “How Important Is Tourism for the International Transmission of Cyclical Fluctuations? Evidence from the Mediterranean”, manuscrito.
- Canova, F. y G. De Nicoló (2002), “Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations in the G7”, *Journal of Monetary Economics*, 49(6), 1131-1159.
- Canova, F. y E. Pappa (2007), “Price Differential in Monetary Unions: The Role of Fiscal Shocks?”, *The Economic Journal*, 117, 713-737.
- Carabenciov, I., C. Freedman, R. Saltos, D. Laxton, O. Kamenik y P. Manchev (2013), “Gpm6 - The Global Projection Model with Six Regions”, IMF Working Paper 13/87.
- Carrera, C., F. Pérez Forero y N. Ramírez (2014), “Effects of the US Quantitative Easing on a Small Open Economy”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2014-017.
- Casella, R. y C. S. Robert (2004), *Monte Carlo Statistical Methods*, segunda edición, Springer, Nueva York.
- Castillo, P., F. Pérez Forero y V. Tuesta (2011), “Los mecanismos de transmisión de la política monetaria en el Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 21, 41-63.
- Catão, L. y A. Pagan (2010), “The Credit Channel and Monetary Transmission in Brazil and Chile: A Structural VAR Approach”, Banco Central de Chile, Documentos de Trabajo 579.
- Céspedes, B., E. C. R. Lima y A. Maka (2005), “Monetary Policy, Inflation and the Level of Economic Activity in Brazil after the Real Plan: Stylized Facts from SVAR Models”, IPEA Discussion Papers 1101.

- Céspedes, L. F., R. Chang y A. Velasco (2014), “Is inflation Targeting still on Target? The Recent Experience of Latin America”, *International Finance*, 17(2), 185-207.
- Chang, R. (2008), “Inflation Targeting, Reserves Accumulation, and Exchange Rate Management in Latin America”, Banco de la República, Borradores de Economía 487.
- Ciccarelli, M. y A. Rebucci (2006), “Has the Transmission Mechanism of European Monetary Policy Changed in the Run-up to EMU?”, *European Economic Review*, 50, 737-776.
- Corbo, V. (2000), “Monetary Policy in Latin America in the 90s”, Banco Central de Chile, Documento de Trabajo 78.
- Corbo, V. y K. Schmidt-Hebbel (2001), “Inflation Targeting in Latin America”, Banco Central de Chile, Documento de Trabajo 105.
- De Gregorio, J. (2012), “Los flujos de capital y la interacción entre la política macroprudencial y la política monetaria”, *Economía Chilena*, 15(1), 90-95.
- De Mello, L. y D. Moccero (2011), “Monetary Policy and Macroeconomic Stability in Latin America: The cases of Brazil, Chile, Colombia and Mexico”, *Journal of International Money and Finance*, 30(1), 229-245.
- Dornbusch, R. (1976), “Expectations and Exchange Rate Dynamics”, *The Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176.
- Echavarría, J. J., E. López y M. Misas (2007), “Intervenciones cambiarias y política monetaria en Colombia, un análisis de VAR estructural”, Banco de la República de Colombia, Borradores de Economía 580.
- Eichenbaum, M. y C. L. Evans (1995), “Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates”, *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 975-1009.
- García-Andrés, A. y L. Torre Cepeda (2013), “Choques de política monetaria en México: una aplicación del modelo svar, 1995-2012”, Estudios Regionales en Economía, Población y Desarrollo. Cuadernos de Trabajo de la UACJ, 18, 3-25.
- Gaytán González, A. y J. González-García (2006), “Structural Changes in the Transmission Mechanism of Monetary Policy in Mexico: A Non-linear VAR Approach”, Banco de Mexico, Documento de Trabajo 2006-06.
- Gelman, A. (2006), “Prior Distributions for Variance Parameters in Hierarchical Model”, *Bayesian Analysis*, 1(3), 515-533.
- Gelman, A., J. B. Carlin, H. S. Stern y D. B. Rubin (2003), *Bayesian Data Analysis*, segunda edición, Chapman and Hall / CRC.
- Glocker, C. y P. Towbin (2012), “The Macroeconomic Effects of Reserve Requirements”, Banque de France, Document de Travail 374.
- Hosftetter, M. (2011), “Inflation Targeting in Latin America: Toward a Monetary Union?”, *Economía*, 12(1), 71-118.

- Jarociński, M. (2010), “Responses to Monetary Policy Shocks in the East and the West of Europe: A Comparison”, *Journal of Applied Econometrics*, 25, 833-868.
- Kim, S. (2005), “Monetary Policy, Foreign Exchange Policy, and Delayed Overshooting”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37(4), 775-782.
- Kim, S. H., S. Moon y C. Velasco (2014), “Delayed Overshooting: It’s An 80s Puzzle”, KIEP Research Paper 14-03.
- Koop, G. (2003), *Bayesian Econometrics*, John Wiley and Sons Ltd.
- Litterman, R. B. (1986), “Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions - Five Years of Experience”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(1), 25-38.
- Maćkowiak, B. (2007), “External Shocks, US Monetary Policy and Macroeconomic Fluctuations in Emerging Markets”, *Journal of Monetary Economics*, 54(8), 2512-2520.
- Mariscal, R., A. Powell y P. Tavella (2014), “On the Credibility of Inflation Targeting Regimes in Latin America”, IDB Working Paper Series 504.
- Mendonça, M. J. C., L. Medrano y A. Sachsida (2008), “The Effects of Monetary Policy in Brazil: Results from Agnostic Identification”, disponible en SSRN: <<http://ssrn.com/abstract=1259942>>, <<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1259942>>.
- Mies, V., F. Morrandé y M. Tapia (2002), “Política monetaria y mecanismos de transmisión: Nuevos elementos para una vieja discusión”, Banco Central de Chile, Documentos de Trabajo 181.
- Mishkin, F. S. y M. Savastano (2001), “Monetary Policy Strategies for Latin America”, *Journal of Development Economics*, 66(2), 415-444.
- Moreno, R. (2011), “Policymaking from a Macroprudential Perspective in Emerging Market Economies”, BIS Working Paper 336.
- Parrado, E. (2001), “Shocks externos y transmisión de la política monetaria en Chile”, *Economía Chilena*, 4(3), 29-57.
- Pérez Forero, F. y M. Vega (2014), “The Dynamic Effects of Interest Rates and Reserve Requirements: A Zero-sign Restrictions Approach”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2014-018.
- Quispe-Agnoli, M. (2001), “Monetary Policy Alternatives for Latin America”, Federal Reserve Bank of Atlanta, *Economic Review*, 86(3), 43-53.
- Ramírez Vigoya, A. y H. Rodríguez-Zambrano (2013), “Un análisis VAR estructural de política monetaria en Colombia”, Universidad Militar Nueva Granada, *Revista Facultad de Ciencias Económicas*, 21(2), 17-41.
- Rocha Lima, E. C., A. Maka y P. Alves (2011), “Monetary Policy and Exchange Rate Shocks in Brazil: Sign Restrictions versus a New Hybrid Identification Approach”, *Brazilian Review of Econometrics*, 31(1), 97-136.
- Rubio-Ramírez, J., D. Waggoner y T. Zha (2010), “Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference”, *Review of Economic Studies*, 77(2), 665-696.

- Sims, C. A. (1980), “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Sims, C. A. (1986), “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?”, Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, 2-16.
- Soares Sales, A. y M. Tannuri-Pianto (2007), “Identification of Monetary Policy Shocks in the Brazilian Market for Bank Reserves”, Banco Central do Brasil, Working Paper Series 154.
- Terrier, G., R. Valdés, C. E. Tovar, J. Chan-Lau, C. Fernández-Valdovinos, M. García- Escibano, C. Medeiros, M.-K. Tang, M. Vera-Martin y C. Walker (2011), “Policy Instruments to Lean Against the Wind in Latin America”, IMF Working Paper 11/159.
- Uhlig, H. (2005), “What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure”, *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381-419.
- Winkelried, D. (2004), “Tendencias comunes y análisis de la política monetaria en el Perú”, *Revista Estudios Económicos*, 11.

Página en blanco



Transmisión de choques de política monetaria de Estados Unidos sobre América Latina: Un enfoque GVAR

JAIRO FLORES*

Este trabajo estudia la transmisión de choques de política monetaria de EUA sobre América Latina, especificando su interrelación con el resto del mundo a través de sus vínculos comerciales. Para ello, se utiliza el enfoque GVAR que permite estudiar la interdependencia a nivel de países y variables, utilizando datos mensuales desde 2003 hasta 2014. Dado que en gran parte de la muestra la tasa de política de la Fed se encuentra cercana del límite inferior de cero, se emplea una medida alternativa denominada “tasa Fed sombra”. Se encuentra que un choque de política monetaria contractiva en EUA produce una disminución significativa y persistente de la actividad económica y de los precios en los países de la región.

Palabras Clave : GVAR, política monetaria, América Latina.
Clasificación JEL : C32, E52, F41.

Las expectativas sobre alzas de la tasa de interés de la Reserva Federal de los Estados Unidos de América (EUA) vienen afectando a las economías emergentes, entre ellas a las de América Latina, a través de salidas de capitales, presiones depreciatorias y la elevación del costo de financiamiento externo para los agentes domésticos (Eichengreen y Gupta, 2015). Asimismo, las economías de la región se encuentran más integradas comercial y financieramente entre sí y con el resto del mundo en comparación con décadas pasadas. Como señalan Cesa-Bianchi y otros (2012) y Saldarriaga y Winkelried (2013), a lo largo de las últimas décadas, la estructura comercial de América Latina y de las economías desarrolladas ha cambiado como resultado del surgimiento de China como uno de los protagonistas en el escenario económico internacional.

En este contexto, algunas preguntas relevantes para los países de América Latina son: ¿Cuál es el efecto de la normalización de la política monetaria de EUA, alza de tasas, sobre los países de la región en un contexto en que los mercados se encuentran más integrados comercial y financieramente? ¿Existen diferencias a nivel de países en la región de las respuestas de las variables frente a este choque? Con el objetivo de responder a estas preguntas, se realiza un análisis de Vectores Autoregresivos “Globales”

* Departamento de Economía Mundial, Gerencia Central de Estudios Económicos, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Miró Quesada 441, Lima 1, Perú (e-mail: jairo.flores@bcrp.gob.pe).

El autor agradece los valiosos comentarios de Marco Vega, Diego Winkelried y los participantes del XXXIII Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú y de la Red de Investigación del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos. Las opiniones y los posibles errores son exclusiva responsabilidad del autor.

(GVAR, por sus siglas en inglés). Este enfoque permite tomar en cuenta la interdependencia en los niveles nacional e internacional de las economías de América Latina con el resto del mundo *a través de sus vínculos comerciales*, y es propicio para estudiar la transmisión de choques externos manteniendo una dimensionalidad manejable. Como señalan [Baxter y Kouparitsas \(2005\)](#) y [Caporale y Girardi \(2016\)](#), los flujos comerciales son las fuentes históricamente más importantes de transmisión de choques externos hacia la región.

El modelo econométrico se construye sobre la base de variables económicas observables que resumen el estado de la economía de cada país e incluye, para cada país, variables extranjeras que sirven como aproximaciones de factores extranjeros no observables. Así, es posible estimar el impacto de cambios en variables financieras como las tasas de interés de EUA no solo sobre la economía estadounidense, sino también sobre las economías de América Latina. La metodología GVAR es desarrollada en [Pesaran y otros \(2004\)](#) y [Dées y otros \(2007\)](#) y puede resumirse en dos etapas. En la primera, se realiza la estimación de modelos de correcciones de errores (VECM, por su siglas en inglés) para cada país, los cuales se encuentran vinculados unos a otros debido a la inclusión de variables extranjeras, construidas como promedios ponderados de las variables del resto de países, donde los pesos corresponden a su participación en el comercio internacional.

En una segunda etapa, los modelos individuales son apilados en un modelo global que determina conjuntamente las variables nacionales y extranjeras. El modelo GVAR a continuación incluye a los cinco países más grandes de América Latina con metas explícitas de inflación (Brasil, Chile, Colombia, Perú y México), a las principales cinco economías desarrolladas (EUA, Alemania, Francia, Japón y Canadá) y a China. Los datos son de frecuencia mensual y cubren una muestra desde 2003 hasta 2014.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. En la sección 1 se presenta una revisión de la literatura sobre la transmisión de choques hacia América Latina, así como del desarrollo y aplicación de la metodología GVAR. En la sección 2 se detalla la metodología empleada bajo el enfoque desarrollado en [Pesaran y otros \(2004\)](#) y [Dées y otros \(2007\)](#), y se describen los datos empleados para la estimación de modelo. En la secciones 3 se exponen los resultados de la estimación. Finalmente, se presentan las conclusiones en la sección 5.

1 REVISIÓN DE LA LITERATURA

La literatura que aborda el impacto de cambios en las tasas de corto plazo en EUA sobre las economías de la región es amplia. En particular, muchos estudios se concentran en los efectos de cambios en las tasas de interés en EUA (rendimientos de los bonos del tesoro de corto y largo plazo o la tasa de referencia de la Reserva Federal) sobre los diferenciales de tasas entre los rendimientos de bonos del tesoro de EUA y el rendimiento de bonos de economías emergentes dentro de los cuales se considera a los países de América Latina. Entre estos trabajos podemos citar a [Arona y Cerisola \(2001\)](#), [Uribe e Yue \(2006\)](#), [Alper \(2006\)](#), [Kodres y otros \(2008\)](#), [Petrova y otros \(2010\)](#) y [Csonto e Ivaschenko \(2013\)](#). En ellos se suelen utilizar metodologías de corte transversal o de datos de panel y es usual que incorporen, además, variables de control que incluyen variables domésticas y extranjeras con la finalidad de inferir cuál grupo de variables es más importante en explicar la evolución de los *spreads* de la región. En general, los resultados muestran que tanto los factores domésticos como los factores extranjeros explican la evolución de los diferenciales en América Latina.

Por otro lado, también existen estudios que se enfocan en episodios específicos de volatilidad en los mercados financieros de EUA para inferir su efecto sobre las economías de la región. Un ejemplo reciente es [Eichengreen y Gupta \(2015\)](#), quienes estudian el episodio de alta volatilidad experimentado en 2013

en los mercados emergentes tras el anuncio del *tapering* (es decir, del retiro gradual de las políticas no convencionales implementadas por los EUA después de la crisis financiera global de 2007-2008). Los autores muestran que aquellas economías que permitieron una fuerte apreciación de sus monedas y acumularon grandes déficit en cuenta corriente durante el periodo de estímulo monetario en EUA fueron quienes experimentaron los mayores impactos. Asimismo, los mejores fundamentos como bajo nivel de déficit fiscal y deuda pública, así como altos niveles de reservas internacionales y la tasa de crecimiento de la economía no jugaron un rol amortiguador del impacto durante el periodo de anuncio del *tapering*. De hecho, fueron las economías con un mercado financiero más profundo las que sufrieron mayores presiones sobre su tipo de cambio, precios de activos y reservas internacionales.

Por su parte, otros estudios se enfocan en el estudio de la transmisión de choques financieros de EUA a través del modelo GVAR desarrollado en Pesaran y otros (2004). Déés y otros (2007) presenta un marco teórico donde el modelo GVAR es derivado como una aproximación de un modelo de factores globales comunes no observables. Se utiliza la correlación promedio de errores entre países para mostrar que el modelo GVAR es efectivo en capturar la interdependencia de factores comunes y comovimientos de los ciclos económicos.

En esta misma línea, Chudik y Fratzscher (2012) analizan la transmisión de choques de liquidez y choques de riesgo hacia los mercados financieros globales, entre ellos los de América Latina, utilizando la metodología GVAR. Encuentran que las economías emergentes se han vuelto más resistentes a choques adversos durante la crisis de deuda soberana europea de 2010-2011, en comparación con el periodo de la crisis financiera internacional 2007-2008. Además, hallan que la calificación crediticia del país, la calidad de sus instituciones y la exposición financiera de los inversionistas a los países son determinantes en la diferencia en la transmisión de los choques.

En Gurara y Ncube (2013) se construye un modelo GVAR para analizar la transmisión de choques sobre África con 46 países africanos y otros 30 países entre desarrollados y emergentes (alrededor del 90 por ciento de la economía mundial) empleando datos trimestrales entre 1980 y 2011. En su especificación, para los países africanos las variables domésticas fueron el PBI real, índice de precios al consumidor, tipo de cambio e inversión directa extranjera; mientras que para el resto de países las variables considerables fueron el PBI real, índice de precios al consumidor, tipo de cambio, tasa de interés de corto plazo, tasa de interés de largo plazo y precio de activos. Además, se incluyen hasta tres variables globales como la cotización del petróleo, índice de precios de materias primas e índice de precios de bienes manufacturados. Los resultados muestran que hay una significativa transmisión de choques de crecimiento hacia África provenientes de la Eurozona y de los BRICS (Brasil, Rusia, India, China y Sudáfrica) donde los países de la región más afectados son principalmente economías frágiles y dependientes de sus recursos naturales. Por otro lado, los efectos del Estímulo Cuantitativo (QE por sus siglas en inglés) en EUA podrían afectar a la inflación y generar presiones apreciatorias sobre la mayoría de monedas de esta región.

Dovern y van Roye (2014) analizan la transmisión internacional del estrés financiero y sus efectos sobre la actividad económica. Para ello, los autores construyen un índice mensual de estrés financiero para 20 economías utilizando un modelo de factores dinámicos. Luego, utilizan este índice como variable doméstica dentro de un modelo GVAR para estudiar su impacto sobre el desempeño de la actividad industrial con datos de frecuencia mensual entre 1998 y 2012. Las variables domésticas consideradas, además del índice de estrés financiero, son el índice de producción industrial, el índice de precios del consumidor y la tasa de política. Se encuentra que un incremento global del estrés financiero reduce significativamente la actividad económica y que su efecto es persistente y alcanza su máximo impacto luego de un año. Además, se encuentra que un incremento del estrés financiero en EUA (o una disminución de la actividad económica en este país) se transmite rápidamente hacia los mercados financieros de otros países y tiene un persistente efecto sobre la actividad económica de los otros países.

Finalmente, Eickmeier y Ng (2015) estudian cómo los choques de oferta de créditos en EUA se transmite hacia otros países. Utilizan el enfoque GVAR para modelar variables financieras junto a variables macroeconómicas para 33 países entre 1983-2009. Los autores encuentran que si se toma en consideración el comercio bilateral y la exposición financiera, el modelo mejora el ajuste a los datos en comparación con el caso en donde solo se usa el comercio bilateral como enlace entre las economías. Para identificar el choque de crédito utilizan restricciones de signos sobre los efectos de corto plazo en las funciones impulso-respuesta dentro del modelo de EUA. Se destaca que un choque negativo de crédito en EUA tiene un efecto fuertemente negativo en el PBI de EUA y del resto del mundo. Asimismo, los mercados de activos y de crédito responden significativamente a este choque, mientras que las respuestas de los tipos de cambio son consistentes con el efecto *flight to quality* hacia el dólar.

2 METODOLOGÍA DE ESTIMACIÓN: EL ENFOQUE GVAR

Este trabajo utiliza la metodología GVAR originalmente propuesta en Pesaran y otros (2004) y profundizada en Déés y otros (2007). Esta técnica ofrece una manera simple y efectiva de modelar un sistema de gran dimensión, como el de una economía global, y se caracteriza por ofrecer importantes ventajas relacionadas al problema de investigación planteado. En concreto, el modelo GVAR representa la interdependencia de variables tanto a nivel nacional como internacional de una manera transparente que puede ser empíricamente contrastada. Dentro de sus principales características se encuentra que permite la incorporación de relaciones de largo plazo consistentes con la teoría y de relaciones de corto plazo que son consistentes con los datos. Además, propone una solución coherente y consistente al problema de la dimensionalidad en la modelación global.

El modelo GVAR puede resumirse en dos etapas. En la primera, se especifican modelos para cada país como si fueran una economía pequeña y luego son estimados condicionados al resto del mundo. Estos modelos están formados por variables domésticas endógenas y variables extranjeras, calculadas como promedios ponderados de variables del resto de países, las cuales son tratadas como débilmente exógenas. En una segunda etapa, los modelos individuales o VARX son apilados y resueltos simultáneamente en un modelo VAR global. La solución puede ser utilizada para el análisis de escenarios de choques y para proyecciones como usualmente se realiza con los modelos VARs de menor dimensión.

Los modelos específicos de cada economía, cuyas ecuaciones incluyen a las variables extranjeras y al resto de las variables del modelo global, conforman un sistema completo. Como se señaló líneas arriba, una estimación completa del modelo global no es factible debido a su gran dimensión ya que, generalmente, existe poca disponibilidad de datos, incluso para valores moderados del número de países del sistema global. Para evitar este problema, en Pesaran y otros (2004) se propone la estimación separada de los parámetros de cada modelo específico a cada economía, tratando a las variables extranjeras como variables débilmente exógenas basados en que la mayoría de las economías son pequeñas relativas al tamaño de la economía global (con la excepción de EUA).

2.1 EL MODELO GVAR

Se considera una economía global con $N+1$ países indexados por $i = 0, 1, \dots, N$, donde $i = 0$ corresponde a EUA, y el resto de países es modelado como N economías pequeñas y abiertas. Para cada país se asume que las variables domésticas están relacionadas con las variables económicas extranjeras las cuales son medidas como un promedio ponderado (con pesos específicos al país doméstico) de variables del resto de países. Además, se admiten variables determinísticas como interceptos, tendencias y variables globales exógenas como los precios de las materias primas.

Por ejemplo, la representación de un modelo de primer orden con k_i variables domésticas (vector x_{it}) y k_i^* variables extranjeras específicas al país i (vector x_{it}^*):

$$x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Phi_i x_{i,t-1} + \Lambda_{i0} x_{it}^* + \Lambda_{i1} x_{i,t-1}^* + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

donde Φ_i es una matriz de $k_i \times k_i$ cuyos elementos corresponden a los coeficientes de las variables domésticas rezagadas; Λ_{i0} y Λ_{i1} son matrices de $k_i \times k_i^*$ que contienen los coeficientes asociados a las variables extranjeras específicas al país i ; y ε_{it} es el vector $k_i \times 1$ de errores del país i . Se aprecia que si $\Lambda_{i0} = \Lambda_{i1} = 0$, el modelo se reduce a un VAR(1) para el país i : la presencia de variables extranjeras específicas para el país i hace que tengamos un VAR aumentado denominado VARX(1, 1).

Se asume que los errores del país i , ε_{it} , tienen media cero, no están autocorrelacionados, y presentan una matriz de covarianzas no singular $\Sigma_{ii} = (\sigma_{ii,ls})$, donde $\sigma_{ii,ls} = \text{cov}(\varepsilon_{ilt}, \varepsilon_{ist})$ es la covarianza entre el error de la ecuación correspondiente a la l -ésima variable y la s -ésima variable del país i . El supuesto de que Σ_{ii} , para $i = 0, 1, 2, \dots, N$, es invariante en el tiempo podría ser flexibilizado, pero se sigue la propuesta en Pesaran y otros (2004) y se considera que este supuesto no sería muy restrictivo para el presente estudio.

Las variables extranjeras específicas a cada país i son construidas como promedios ponderados usando pesos del comercio bilateral (es decir, la participación del comercio del país j en el país i):

$$x_{it}^* = \sum_{j=0}^N \omega_{ij} x_{jt}, \quad (2)$$

donde $j = 0, 1, \dots, N$, $\omega_{ii} = 0$ y $\sum_{j=0}^N \omega_{jt} = 1$. En aplicaciones es común que los pesos de comercio sean fijos, basados en los flujos comerciales promedios en el periodo de análisis. Sin embargo, como en Saldarriaga y Winkelried (2013), es posible permitir que los pesos cambien en el tiempo, según la estructura del comercio.

Solución del modelo GVAR

Debido a la dependencia contemporánea de la variable doméstica x_{it} de la variable extranjera x_{it}^* , el modelo VARX(1, 1) específico de cada país se debe resolver simultáneamente para todas las variables domésticas x_{it} , $i = 0, 1, \dots, N$. La solución puede ser usada para varios propósitos como la proyección, el análisis de funciones impulso-respuesta y el balance de riesgos.

Para construir el modelo GVAR desde los modelos individuales necesitamos definir al vector de orden $(k_i + k_i^*) \times 1$ que contiene a las variables especificadas tanto domésticas como extranjeras del país i , $z_{it} = (x_{it}' \ x_{it}^{*'})'$, de modo que la ecuación (1) puede expresarse como:

$$A_i z_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + B_i z_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

donde $A_i = (I_{k_i}, -\Lambda_{i0})$ y $B_i = (\Phi_i, \Lambda_{i1})$. Las matrices A_i y B_i son de orden $k_i \times (k_i + k_i^*)$ y, además, $\text{Rango}(A_i) = k_i$.

A continuación, se apilan todas las variables domésticas de todos los países en un solo vector global de orden $k \times 1$, $x_t = (x_{0t}', x_{1t}', \dots, x_{Nt}')'$, donde $k = \sum_{i=0}^N k_i$ es el número total de variables domésticas en el modelo global. Las variables especificadas para el país i pueden expresarse en términos de x_t :

$$z_{it} = W_i x_t, \quad (4)$$

donde W_i es una matriz de $(k_i + k_i^*) \times k$ que contiene constantes definidas en términos de las ponderaciones

ω_{ij} y es la que permite vincular los modelos específicos de cada país con el vector global x_t . Al reemplazar la ecuación (4) en (3) se tiene:

$$A_i W_i x_t = a_{i0} + a_{i1} t + B_i W_i x_{t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

donde $A_i W_i$ y $B_i W_i$ son de orden $k_i \times k$. Si la ecuación (5) es apilada a lo largo de i se encuentra:

$$G x_t = a_0 + a_1 t + H x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

donde:

$$a_0 = \begin{pmatrix} a_{00} \\ a_{10} \\ \vdots \\ a_{N0} \end{pmatrix}, \quad a_1 = \begin{pmatrix} a_{01} \\ a_{11} \\ \vdots \\ a_{N1} \end{pmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{0t} \\ \varepsilon_{1t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Nt} \end{pmatrix}, \quad G = \begin{pmatrix} A_0 W_0 \\ A_1 W_1 \\ \vdots \\ A_N W_N \end{pmatrix}, \quad H = \begin{pmatrix} B_0 W_0 \\ B_1 W_1 \\ \vdots \\ B_N W_N \end{pmatrix}.$$

Se puede concluir que las matrices G y H son de orden $k \times k$ y que generalmente son de rango completo. Si se premultiplica por G^{-1} la ecuación (6), se obtiene:

$$x_t = G^{-1} a_0 + G^{-1} a_1 t + G^{-1} H x_{t-1} + G^{-1} \varepsilon_t, \quad (7)$$

que puede resolverse recursivamente para obtener futuros valores de x_t .

Modelo de corrección de errores del GVAR

Como en cualquier otro modelo VAR, si se encuentran relaciones de cointegración es posible mostrar la representación de corrección de errores de la ecuación (1):

$$\Delta x_{it} = a_{i0} + a_{i1} t - (I_{k_i} - \Phi_i) x_{i,t-1} + (\Lambda_{i0} + \Lambda_{i1}) x_{it-1}^* + \Lambda_{i0} x_{i,t}^* + \varepsilon_{it}. \quad (8)$$

Si se reemplaza la ecuación (3):

$$\Delta x_{it} = a_{i0} + a_{i1} t - (A_i - B_i) z_{i,t-1} + \Lambda_{i0} x_{i,t}^* + \varepsilon_{it}. \quad (9)$$

Las propiedades de corrección de errores del modelo del país i se resumen en la matriz $\Pi_i = A_i - B_i$, de orden $k_i \times (k_i + k_i^*)$. El rango de Π_i , igual a r_i , representa el número de relaciones de "largo plazo" que existen entre las variables domésticas (x_{it}) y las variables extranjeras (x_{it}^*) del país i . Luego, puede escribirse $\Pi_i = \alpha_i \beta_i'$, donde α_i es de orden $k_i \times r_i$ y representa la velocidad de convergencia de la relación de largo plazo y β_i es de orden $r_i \times (k_i + k_i^*)$ y representa la matriz de vectores de cointegración.

Otras variables

Es posible, además, agregar variables globales comunes, como por ejemplo el precio del petróleo. Podemos incorporar esta característica al modelo presentando en la ecuación (1):

$$x_{it} = a_{i0} + a_{i1} t + \Phi_i x_{i,t-1} + \Lambda_{i0} x_{it}^* + \Lambda_{i1} x_{i,t-1}^* + \Psi_{i0} d_t + \Psi_{i1} d_{t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (10)$$

donde lo nuevo es la variable d_t , un vector de variables comunes de orden $s \times 1$ que se asume exógeno al modelo global. El modelo global asociado es ahora:

$$G x_t = a_0 + a_1 t + H x_{t-1} + \Psi_0 d_t + \Psi_1 d_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

donde solo falta especificar que:

$$\Psi_0 = \begin{pmatrix} \Psi_{00} \\ \Psi_{10} \\ \vdots \\ \Psi_{N0} \end{pmatrix} \quad \text{y} \quad \Psi_1 = \begin{pmatrix} \Psi_{01} \\ \Psi_{11} \\ \vdots \\ \Psi_{N1} \end{pmatrix}.$$

Asumiendo que G tiene rango completo, tenemos el modelo global en su forma reducida:

$$x_t = b_0 + b_1 t + Fx_{t-1} + \Upsilon_0 d_t + \Upsilon_1 d_{t-1} + u_t, \quad (12)$$

donde $b_0 = G^{-1}a_0$, $b_1 = G^{-1}a_1$, $F = G^{-1}H$, $\Upsilon_0 = G^{-1}\Psi_0$ y $\Upsilon_1 = G^{-1}\Psi_1$.

Identificación de choques de política monetaria en EUA

Para estudiar la transmisión de choques en un modelo GVAR, diversos trabajos utilizan las funciones impulso-respuesta generalizadas propuestas por Pesaran y otros (2004), que consideran choques no ortogonales pero invariantes al orden de las variables en el modelo (véase, entre otros, Beaton y Desroches, 2011; Cesa-Bianchi y otros, 2012; Boschi, 2012; Gruss, 2014; Dovert y van Roye, 2014). Sin embargo, en este trabajo se busca estudiar choques ortogonales a través de la identificación del choque de política monetaria en EUA sugerida en Déés y otros (2007).

La propuesta parte del hecho que la identificación de todos los choques en el modelo GVAR no solo sería demasiado compleja, sino que también sería innecesaria debido a que en la práctica probablemente los choques de política monetaria, oferta y demanda están altamente correlacionados entre los países. La estrategia consiste en identificar únicamente los choques al modelo de EUA a través de una descomposición de Cholesky de los errores, para conseguir la ortogonalidad de los choques dentro de esta economía. No obstante, a diferencia de Déés y otros (2007), en este trabajo se interpreta el choque de política monetaria de EUA como el choque ortogonalizado de la variable i_{0t}^{shadow} (tasa de interés sombra de la Fed) en el modelo de EUA.

2.2 MODELO GVAR PARA AMÉRICA LATINA, EUA, CHINA Y EUROZONA

El modelo GVAR en el presente estudio cubre los cinco países más grandes de América Latina que siguen el esquema de metas explícitas de inflación (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú), los dos principales países de la Eurozona (Alemania y Francia), China, EUA, Canadá y Japón.

El modelo es estimado con datos mensuales y comprende el periodo entre enero 2003 y diciembre 2014. Se utilizan como ponderaciones los datos del comercio bilateral obtenidos de la Organización Mundial del Comercio (OMC) de cada país respecto al resto de países que conforman el sistema global. Las participaciones se presentan en el Cuadro 1 (p. 42) para los años 2003 y 2014, respectivamente.

A continuación, se definen las variables relacionadas al VARX para cada país del sistema global. Se presentan las variables domésticas y las variables extranjeras, las cuales son construidas como promedios ponderados donde los pesos corresponden a la participación del comercio bilateral. En general, se incluyen variables de interés que reflejan un choque de política monetaria de EUA sobre las economías consideradas de América Latina tanto en su sector financiero (tasa de interés, diferencial de tasas y precio de activos) como en su sector real (actividad económica y precios de bienes). Se utilizan las versiones en logaritmos de todas las variables en niveles.

**CUADRO 1. Pesos basados en el volumen del comercio
2000-2003**

| | BRL | CHL | COL | MXN | PEN | CHN | FRN | ALM | EUA | JPN | CND |
|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| BRL | 0.0 | 12.2 | 4.9 | 1.4 | 6.5 | 1.8 | 2.0 | 2.6 | 2.4 | 1.4 | 0.9 |
| CHL | 4.5 | 0.0 | 3.0 | 0.6 | 9.9 | 0.9 | 0.6 | 0.5 | 0.6 | 0.9 | 0.4 |
| COL | 1.3 | 2.1 | 0.0 | 0.4 | 5.4 | 0.2 | 0.2 | 0.3 | 0.9 | 0.2 | 0.2 |
| MXN | 6.1 | 7.0 | 7.1 | 0.0 | 3.6 | 2.7 | 1.2 | 2.4 | 20.6 | 2.8 | 5.2 |
| PEN | 1.1 | 4.4 | 3.5 | 0.1 | 0.0 | 0.3 | 0.1 | 0.2 | 0.6 | 0.2 | 0.1 |
| CHN | 11.9 | 15.8 | 4.5 | 3.9 | 11.1 | 0.0 | 7.3 | 14.4 | 16.0 | 35.0 | 7.1 |
| FRN | 6.5 | 5.7 | 3.0 | 0.9 | 1.9 | 3.6 | 0.0 | 36.0 | 4.1 | 3.4 | 2.2 |
| ALM | 13.3 | 6.4 | 6.0 | 2.7 | 5.5 | 11.2 | 56.8 | 0.0 | 9.0 | 8.5 | 12.6 |
| EUA | 43.4 | 28.6 | 59.9 | 81.6 | 46.8 | 43.1 | 22.6 | 31.1 | 0.0 | 43.4 | 64.8 |
| JNP | 8.2 | 13.8 | 4.7 | 3.7 | 6.0 | 31.9 | 6.3 | 9.9 | 14.7 | 0.0 | 6.5 |
| CND | 3.5 | 4.1 | 3.4 | 4.7 | 3.1 | 4.3 | 2.7 | 2.6 | 31.1 | 4.3 | 0.0 |

| | BRL | CHL | COL | MXN | PEN | CHN | FRN | ALM | EUA | JPN | CND |
|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| BRL | 0.0 | 9.4 | 5.4 | 1.7 | 7.5 | 6.3 | 2.8 | 3.6 | 3.0 | 2.7 | 1.7 |
| CHL | 3.9 | 0.0 | 3.6 | 0.6 | 5.5 | 2.4 | 0.8 | 0.7 | 1.2 | 1.5 | 0.8 |
| COL | 1.7 | 2.7 | 0.0 | 1.0 | 4.3 | 0.9 | 0.5 | 0.5 | 1.7 | 0.3 | 0.4 |
| MXN | 4.5 | 4.0 | 8.8 | 0.0 | 4.3 | 5.1 | 1.3 | 2.9 | 21.5 | 3.3 | 9.1 |
| PEN | 1.8 | 3.1 | 3.3 | 0.4 | 0.0 | 1.2 | 0.2 | 0.5 | 0.8 | 0.6 | 1.0 |
| CHN | 36.9 | 34.2 | 17.6 | 11.3 | 29.4 | 0.0 | 14.2 | 25.7 | 25.8 | 49.1 | 18.5 |
| FRN | 4.3 | 3.0 | 2.5 | 0.8 | 1.1 | 3.8 | 0.0 | 33.2 | 3.1 | 2.5 | 2.0 |
| ALM | 9.4 | 4.2 | 4.0 | 2.8 | 5.1 | 11.5 | 55.6 | 0.0 | 6.9 | 5.9 | 9.8 |
| EUA | 27.0 | 25.9 | 49.9 | 72.1 | 28.7 | 39.5 | 17.9 | 23.6 | 0.0 | 30.3 | 50.3 |
| JNP | 7.7 | 10.4 | 2.6 | 3.5 | 7.2 | 23.8 | 4.6 | 6.4 | 9.6 | 0.0 | 6.4 |
| CND | 2.9 | 3.1 | 2.3 | 5.8 | 7.1 | 5.4 | 2.2 | 3.1 | 26.3 | 3.8 | 0.0 |

NOTAS: Las filas muestran a los socios comerciales de los países en columnas. Las cifras son las participaciones de cada socio comercial con el país de la columna; los valores dentro de cada columna suman 100%. Las abreviaciones corresponden, respectivamente, a Brasil, Chile, Colombia, México, Perú, China, Francia, Alemania, Estados Unidos, Japón y Canadá.

FUENTE: Organización Mundial del Comercio.

Variables domésticas

Para los modelos individuales se considera un vector x_{it} que incluye una variable de actividad económica (y_{it}), dos o tres variables financieras (i_{it}^c , i_{it}^l , q_{it}) y el índice de precios al consumidor (ipc_{it}). Esto con la finalidad de capturar las interacciones entre las variables financieras y reales entre y dentro de cada país del modelo. Entonces, el vector para cada país es de la forma $x_{it} = (y_{it}, i_{it}^c, i_{it}^l, q_{it}, ipc_{it})$.

La medida de actividad económica para algunos países es el índice mensual de actividad económica como en los casos de Brasil, Chile, México y Perú. Para otros, se considera la producción industrial como en Colombia, Alemania, EUA y Japón. En el caso de Francia, se utiliza el gasto real en consumo de las familias, mientras que en el caso de Canadá se utiliza el PBI real mensual. Para China se emplea como medida de actividad económica a la serie mensual de producción de electricidad.¹

¹ Se realizaron ejercicios con otras series mensuales de actividad en China como con el índice de producción industrial y la producción industrial de metales no ferrosos sin cambios significativos en los resultados.

Respecto a las variables que reflejan las condiciones financieras, para los países de la región la variable considerada es el *spread* entre los rendimientos de bonos del tesoro de Estados Unidos y el rendimiento de los bonos domésticos EMBIG (denotado como λ), mientras que para el resto de países se utiliza los rendimientos de los bonos de corto y largo plazo del tesoro (i_{it}^c y i_{it}^l) de EUA, Alemania, Francia, Japón y Canadá, mientras que en el caso de China no se incluye rendimientos de bonos.²

En el caso de EUA, la tasa de corto plazo ha permanecido cerca a cero luego de la crisis financiera hasta el final de la muestra. Sin embargo, en este periodo la Fed implementó una política monetaria no convencional que no reflejó cambios en su tasa de política. Por ello, en este trabajo se utiliza una medida alternativa de la tasa de interés de corto plazo de EUA llamada la tasa de interés sombra de la Fed (i_{0t}^{shadow}) presentada en Wu y Xia (2016). Esta tasa muestra correlaciones dinámicas con las principales variables macroeconómicas de EUA a partir de julio del 2009, similares a las que registró la *fed fund rates* antes de la crisis financiera.

Por otro lado, también se incluye el índice de precios de acciones de cada país como una medida del precio de los activos. Estos datos son obtenidos de *International Financial Statistics (IFS)* del FMI excepto en los casos de Colombia, Perú y Alemania. En estos casos se utilizó el principal índice de bolsa obtenido de Bloomberg. Asimismo, el índice de precios del consumidor fue obtenido del *IFS* del FMI.

Variables extranjeras

Las variables extranjeras (x_{it}^*) se resumen en un vector de $k_i^* \times 1$ y son construidas como promedios ponderados de sus símiles en los otros países donde los pesos corresponden a la participación en el comercio bilateral. Se recuerda que estos pesos son cambiantes en el tiempo y son calculados para cada año como el promedio de las participaciones según datos de la OMC de los tres años previos. Así, el vector de variables extranjeras para el país i en el tiempo t es: $x_{it}^* = (y_{it}^*, i_{it}^{c*}, i_{it}^{l*}, q_{it}^*, ipc_{it}^*)$. En el caso de EUA, se asume que la única variable extranjera será la actividad económica del resto del mundo (y_{0t}^*).

Variables globales

Los países de América Latina considerados en el sistema GVAR registran una elevada participación de las exportaciones de materias primas como porcentaje del total de sus exportaciones, lo cual los hace especialmente sensibles a la evolución de las cotizaciones internacionales de dichos productos.

En el caso de Chile y Perú, ambos países son importantes exportadores de metales como por ejemplo, cobre y zinc, por lo que es de esperar que su desempeño económico esté vinculado a la evolución de estos precios. Además, en el caso de Perú, las exportaciones de oro mantienen una alta participación en las exportaciones tradicionales, por lo que su desempeño también sería sensible a cambios en el precio del oro. Algo similar es posible afirmar respecto a la soya y el café en los casos de Brasil y Colombia, respectivamente. Por otro lado, México, Colombia y Brasil registran importantes exportaciones de petróleo y los ingresos fiscales provenientes de esta actividad representan una importante fuente de ingresos de estos gobiernos.

Dado este contexto, se consideran entre las variables globales comunes a todos los países a las cotizaciones internacionales en el mercado al contado del petróleo *WTI (West Texas Index)* y el índice de precios de materias primas *CRB (Commodity Research Bureau Index)*.

Las variables globales son variables exógenas comunes a todas las economías salvo para EUA (en el caso del precio del petróleo) y para China (en el caso del precio del cobre). Se sigue a Dées y otros (2007)

² La economía china se caracteriza por presentar un mercado de capitales relativamente cerrado respecto al resto de países incorporados en el GVAR por lo que la exclusión de esta variables financiera no tendría un impacto significativo.

CUADRO 2. Especificación de los modelos VARX*

| Variables | EUA | LatAm | China | Resto |
|-----------------|-------------------|---------------------------|--------------|----------------------------|
| Financieras | i^{shadow}, i^l | λ, i^{c*}, i^{l*} | - | i^c, i^l, i^{c*}, i^{l*} |
| | q | q, q^* | q, q^* | q, q^* |
| Sector real | y, y^* | y, y^* | y, y^* | y, y^* |
| IPC | ipc | ipc, ipc^* | ipc, ipc^* | ipc, ipc^* |
| Petróleo | wti | wti^* | wti^* | wti^* |
| Materias primas | crb | crb^* | crb^* | crb^* |

y se introduce al precio del petróleo y el índice de materias primas como variables endógenas en el modelo de EUA debido a que este país es un importante productor de crudo y es conocido que el desempeño de su economía tiene un rol importante sobre la evolución del precio de las materias primas.

El Cuadro 2 presenta un resumen de las especificaciones de los modelos por países. Esta especificación inicial puede cambiar en la medida que las variables extranjeras pasen o no las pruebas de hipótesis sobre su exogenidad débil que se mostrará en la sección de resultados.

3 RESULTADOS

En esta sección se presenta los resultados de las estimaciones. Se estiman cada uno de los modelos individuales presentados en el Cuadro 2 con los cuales se construye el modelo global. En una primera parte, se muestran las pruebas estadísticas de los modelos individuales y se presentan las pruebas de raíz unitaria, el número de rezagos de los VARX, las pruebas de cointegración, los estadísticos de correlación de los residuos y los coeficientes de efectos contemporáneos de las variables extranjeras sobre sus pares domésticos. Todas las estimaciones se realizaron utilizando el *toolbox* para Matlab desarrollado por Smith y Galesi (2014).

En la segunda parte, en base a los modelos estimados se calculan las funciones impulso-respuesta de un choque de política monetaria en EUA. En particular, se estudian las respuestas de las economías de América Latina ante un choque de una desviación estándar de i_{0t}^{shadow} en EUA.

Pruebas de raíz unitaria

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria muestran que la mayoría de variables se caracterizan por ser integradas de orden 1; es decir, los estadísticos aplicados no pueden rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria. Entonces, la estrategia es buscar relaciones de cointegración para estimar un VECM o en su defecto estimar el VAR en primeras diferencias en el caso donde no se halle evidencia de vectores de cointegración. Se resumen los resultados en el Cuadro 3.

CUADRO 3. Evidencia de estacionariedad: ¿Se rechaza la presencia de una raíz unitaria?

| | y | λ | i^{cp} | i^{cl} | q | ipc |
|----------------|-----|-----------|----------|----------|-----|-------|
| En niveles | No | Mixta | No | No | No | No |
| En diferencias | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí | Sí |

CUADRO 4. Orden del VARX y número de vectores de cointegración

| | Rezagos de variables domésticas | Rezagos de variables extranjeras | Vectores de cointegración |
|----------|---------------------------------|----------------------------------|---------------------------|
| Brasil | 2 | 2 | 2 |
| Chile | 2 | 2 | 2 |
| Colombia | 2 | 1 | 2 |
| México | 2 | 1 | 2 |
| Perú | 2 | 1 | 2 |
| China | 2 | 1 | 1 |
| Francia | 2 | 1 | 2 |
| Alemania | 2 | 1 | 3 |
| EUA | 2 | 1 | 1 |
| Japón | 1 | 1 | 1 |
| Canadá | 2 | 1 | 1 |

Orden de rezagos del VARX y número de vectores de cointegración*

En el Cuadro 4 se muestran el orden de los modelos VARX y el número de vectores de cointegración para cada uno de los países del sistema. Se diferencia entre el número de rezagos de las variables domésticas del país i y el número de rezagos de las variables extranjeras del país i , los cuales son seleccionados para minimizar el criterio de Akaike. Siguiendo a Dées y otros (2007), el orden máximo para cada VARX se restringe a dos debido al pequeño tamaño de muestra.

Para el cálculo del número de vectores de cointegración se aplican los estadísticos traza y máximo autovalor modificados para modelos con variables débilmente exógenas integradas de orden 1 (véase Pesaran y otros, 2000). En Pesaran y otros (2004) se muestra que el estadístico de máximo autovalor tiende a sobre rechazar más veces que el estadístico traza en muestras pequeñas, por lo que se escoge el número de vector de cointegración en función de este último estadístico.

Prueba de exogenidad débil

Un importante supuesto en el enfoque GVAR es la exogenidad débil de las variables extranjeras. Se realizó la prueba recomendada en Pesaran y otros (2004) y se encontró que de las 70 pruebas realizadas solo 6 rechazaron la hipótesis nula de que las variables extranjeras correspondientes son débilmente exógenas.

Por ello, se procedió a estimar nuevamente el modelo no incluyendo como variables extranjeras a la tasa de corto plazo extranjera en Alemania y a la actividad económica extranjera en Japón. En los casos de Chile y México, estos resultados se traducen en que estos países tiene un efecto significativo sobre el resto del mundo cuando en realidad son consideradas pequeñas economías abiertas. Por ello, se consideró el sentido económico y se mantuvo estas variables extranjeras de actividad económica, tasa de corto plazo y precios de activos en sus respectivos modelos para estos países. Los resultados de estas pruebas se resumen en el Cuadro 5 (p. 46).

Prueba de autocorrelación de los residuos

Se realiza la prueba F de correlación serial de los residuos para cada ecuación dentro de cada país. En el Cuadro 6 (p. 46) se muestra que los residuos que registran autocorrelación son aquellos que pertenecen a las ecuaciones de la tasa de corto plazo, de los índices de precios al consumidor y del precio de los activos, variables que suelen tener una alta persistencia.

CUADRO 5. Pruebas de exogenidad débil

| | y^* | i^{c*} | i^{l*} | q^* | ipc^* | wti | crb |
|----------|-------|----------|----------|-------|---------|-------|-------|
| Brasil | 2.5 | 1.3 | 0.7 | 0.2 | 2.1 | 1.3 | 0.5 |
| Chile | 0.0 | 4.1* | 1.0 | 4.1* | 0.8 | 0.8 | 0.9 |
| Colombia | - | 1.4 | 0.2 | 0.3 | 1.0 | 0.3 | 1.2 |
| México | 3.3* | 6.5* | 1.5 | 1.3 | 0.1 | 0.7 | 0.3 |
| Perú | 0.9 | 2.6 | 0.7 | 1.7 | 0.6 | 1.2 | 0.3 |
| China | 0.4 | 2.3 | 0.4 | 0.2 | 1.0 | 0.2 | 0.9 |
| Francia | 0.0 | 1.1 | 0.8 | 0.1 | 0.0 | 0.5 | 0.4 |
| Alemania | 0.8 | 5.7* | 0.4 | 2.3 | 1.5 | 0.8 | 0.2 |
| EUA | 1.4 | - | - | - | - | - | - |
| Japón | 7.8* | 0.1 | 0.1 | 0.1 | 0.4 | 2.3 | 0.5 |
| Canadá | 0.2 | 0.7 | 2.4 | 0.0 | 0.7 | 0.0 | 0.1 |

NOTAS: Se muestran estadísticos F y * indica el rechazo de la hipótesis nula de exogenidad débil al 95% de confianza. El valor crítico difiere para cada país y para cada versión del modelo GVAR debido a los distintos grados de libertad en cada caso.

Este resultado puede estar reflejando la restricción sobre el número de rezagos de los VARX individuales debido al tamaño de muestra. Como señala Pesaran y otros (2004), aquí se evidencia un típico dilema entre incorporar más rezagos y reducir el tamaño de la muestra disponible para la estimación. Dado el reducido tamaño de la muestra, se prefiere mantener T a incrementar el número de rezagos de los modelos VECMX.

Efectos contemporáneos de variables extranjeras sobre sus contrapartes domésticas

El Cuadro 7 (p. 47) muestra los efectos contemporáneos de las variables extranjeras sobre sus contrapartes en la economía doméstica de los países de América Latina. En general, los efectos contemporáneos de la actividad económica extranjera y tasas de interés de corto plazo extranjera sobre sus pares domésticos en la región no son significativos; es decir, al parecer estos efectos no se transmiten en el mismo mes, sino con meses de rezagos.

CUADRO 6. Pruebas de autocorrelación de residuos

| País | y | i^c | i^l | λ | q | ipc | wti | crb |
|----------|------|-------|-------|-----------|------|-------|-------|-------|
| Brasil | 1.6 | 4.1* | - | 1.2 | 1.0 | 0.2 | - | - |
| Chile | 1.3 | 3.0* | - | 0.5 | 0.7 | 1.8 | - | - |
| Colombia | - | 3.0* | - | 1.9 | 2.2* | 1.8 | - | - |
| México | 2.4* | 2.1 | - | 0.4 | 0.9 | 4.1* | - | - |
| Perú | 0.6 | 0.9 | - | 0.4 | 0.6 | 0.3 | - | - |
| China | 5.4* | 1.1 | - | - | 3.2* | 2.2 | - | - |
| Francia | 0.7 | 1.4 | 0.6 | - | 2.2 | 3.0* | - | - |
| Alemania | 1.6 | 1.2 | 1.8 | - | 1.0 | 0.7 | - | - |
| EUA | 1.9 | 1.8 | 2.3* | - | 1.8 | 0.8 | 2.1 | 2.1 |
| Japón | 1.0 | 3.2* | 1.7 | - | 0.5 | 2.7* | - | - |
| Canadá | 3.0* | 1.6 | 0.8 | - | 0.4 | 1.5 | - | - |

NOTAS: Se muestran estadísticos F y * indica el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de correlación serial al 95% de confianza. Ver notas al Cuadro 5.

CUADRO 7. Efectos contemporáneos de variables extranjeras sobre pares domésticos

| País | y | i^c | i^l | λ | q | ipc |
|----------|------|-------|-------|-----------|------|-------|
| Brasil | 0.0 | 0.4 | - | - | 1.1* | 0.1* |
| Chile | 0.3* | 0.3 | - | - | 0.6* | 0.1 |
| Colombia | - | 0.2 | - | - | 0.8* | 0.2* |
| México | 0.2 | 0.2 | - | - | 1.1* | -0.1 |
| Perú | 0.0 | 0.5* | - | - | 1.1* | 0.1* |

NOTA: Se muestra el coeficiente contemporáneo y * indica un estimado significativo al 95% de confianza.

Por el contrario, los precios del consumidor extranjeros y sobre todo los precios de los activos extranjeros registran efectos contemporáneos significativos. Esto refleja dos importantes características. En primer lugar, los movimientos de las bolsas en el resto del mundo se transmite de una manera rápida hacia las bolsas de América Latina (las bolsas en la región responden contemporáneamente a las bolsas extranjeras). En segundo lugar, la transmisión en los países de la región es de alrededor el 90 por ciento en promedio durante el mismo mes en que sucede los choques en las bolsas extranjeras. Esto evidencia la estrecha relación de las bolsas extranjeras (en particular de EUA) y las bolsas domésticas en la región.

4 RESPUESTAS ANTE UN CHOQUE DE POLÍTICA MONETARIA DE EUA

En esta sección se muestran las respuestas de las principales variables de las economías de América Latina ante un choque de política monetaria en EUA. En resumen, un choque de política monetaria contractiva disminuye los precios y la actividad económica en EUA como la teoría económica predice. Asimismo, también deteriora las condiciones económicas en los países de América Latina, dando evidencia de la significativa influencia del desempeño de la economía estadounidense sobre la región.

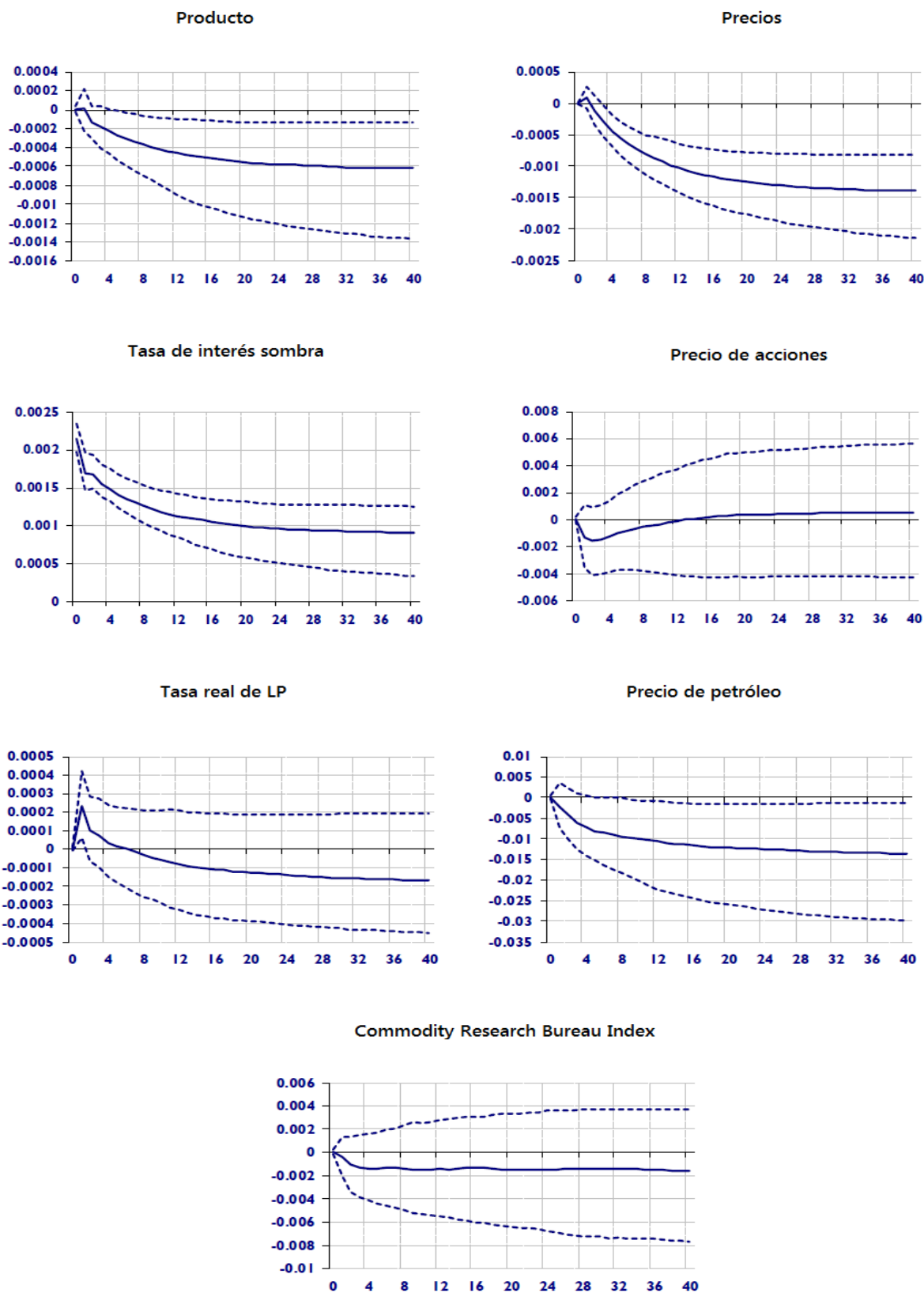
Como se mencionó, se sigue a Dées y otros (2007) en su estrategia para identificar solo al modelo de EUA a través de una descomposición de Cholesky para asegurar la ortogonalidad de los choques dentro de esta economía. A diferencia de Dées y otros (2007), en este trabajo se interpreta el choque de política monetaria de EUA como un choque ortogonal (una desviación estándar) de la variable i_{0t}^{shadow} en el modelo de EUA.

Para ello, se realiza el análisis bajo dos ordenamientos. El primer ordenamiento es el propuesto por Sims y Zha (2006) $x_t^A = (wti, crb, i^{shadow}, i^l, q, ipc, y)$, mientras que el ordenamiento alternativo es $x_t^B = (wti, crb, q, y, ipc, i^l, i^{shadow})$, donde la variable de política económica se ubica al final luego de la inflación y de la actividad económica. Se encontraron resultados similares para ambos ordenamientos. Se reporta el ordenamiento x_t^B en los siguientes gráficos.

Respuesta de las variables de EUA

El Gráfico 1 (p. 1) muestra las respuestas de las variables de EUA tras el choque de política monetaria de EUA. El choque a la tasa de interés sombra de la Fed (i_{0t}^{shadow}) es seguido de una caída significativa y persistente tanto de los precios como de la actividad económica estadounidense. Estas respuestas son compatibles con lo que la teoría predice luego de un choque contractivo de política monetaria. El efecto sobre la actividad económica comienza a ser significativo luego de 4-6 meses, mientras que los precios del consumidor responden luego de 4 meses aproximadamente.

GRÁFICO 1. Choque de política monetaria en EUA



NOTAS: El choque es de una desviación estándar, aproximadamente 25 pbs. Las líneas discontinuas representan intervalos de confianza *bootstrap* al 70%.

Por otro lado, la tasa de interés de largo plazo aumenta junto a la tasa de corto en los primeros meses pero luego el efecto se desvanece. Además, la cotización del petróleo disminuye, lo que puede asociarse a la caída de la actividad económica en EUA. Finalmente, no se encuentra evidencia de un efecto significativo sobre el precio de los activos en EUA ni sobre el índice de precios de las materias primas tras el choque de política monetaria.

En otras palabras, el incremento de las tasas de interés de corto plazo ocasiona una caída de la actividad económica a través del encarecimiento del crédito que se traduce en menor inversión y consumo. Las menores presiones de demanda y el retroceso de precio del petróleo generan presiones a la baja sobre la inflación. Este es el clásico mecanismo de transmisión de la política monetaria sobre la economía doméstica.

Respuesta de las variables de América Latina

Los siguientes gráficos muestran las funciones impulso respuesta de las economías de América Latina ante el choque de política monetaria en EUA.

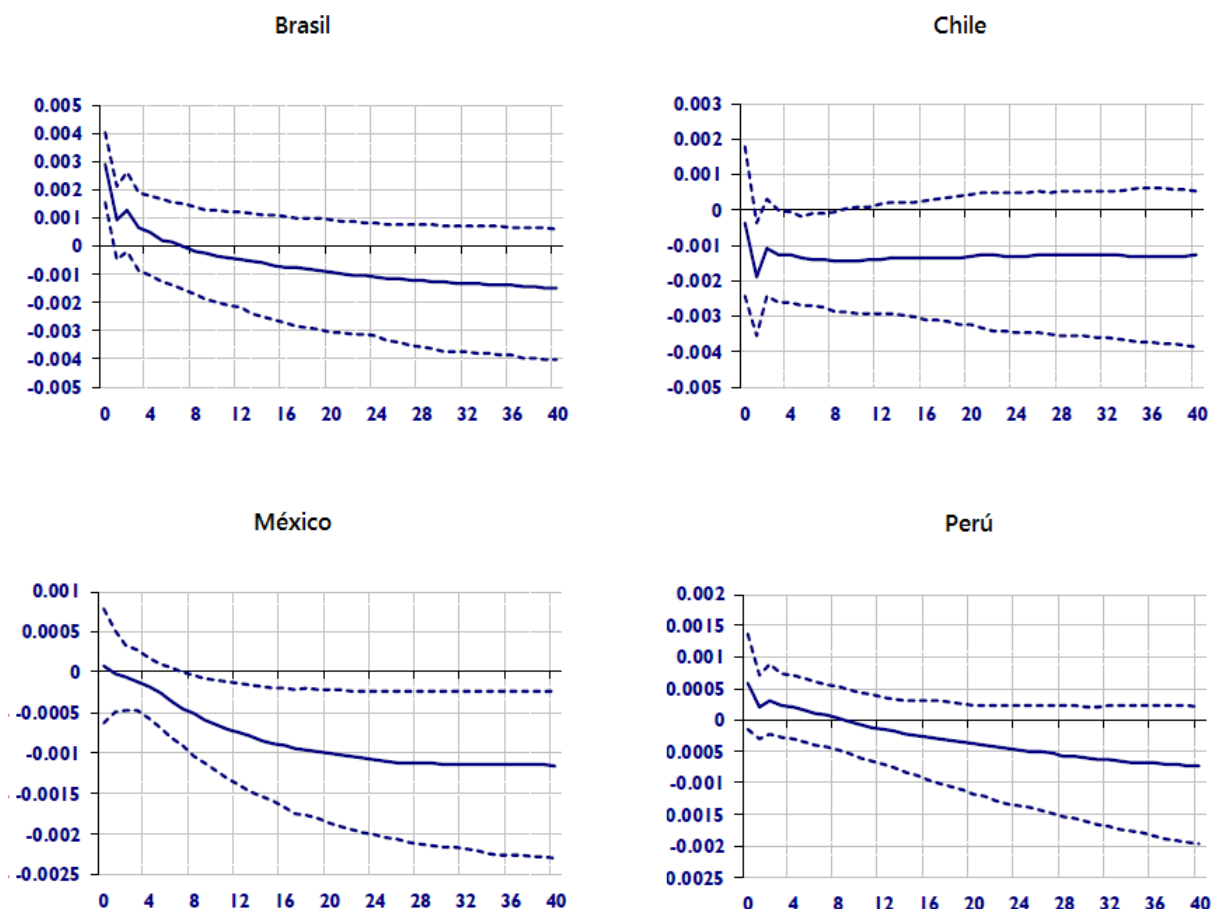
Primero, el Gráfico 2 (p. 50) muestra que la respuesta de la actividad económica de la región ante el choque contractivo de política monetaria en EUA es un deterioro de la actividad real y que se presenta con rezagos. A medida que transcurren los meses, el efecto contractivo se va volviendo significativo en la mayoría de países de América Latina. Chile y en especial México son los países que registran las mayores pérdidas en términos de crecimiento. En particular, existe evidencia de que México experimenta un deterioro de alrededor de 1,0 por ciento de crecimiento a partir de los 8 primeros meses después del choque. Similar pérdida experimenta Chile pero los efectos aparentan desvanecerse después de los 12 primeros meses.

Segundo, el Gráfico 3 (p. 51) muestra la evolución de los precios al consumidor en América Latina. En algunos países de la región hay evidencia de un incremento de los precios en los primeros meses tras el choque que puede deberse al efecto traspaso de la depreciación de las monedas domésticas. Sin embargo, en todos los países de la región, luego de estos primeros meses los precios experimentan retrocesos lentos pero significativos estadísticamente. En los casos de Perú, Colombia y México, los precios comienzan a caer estadísticamente entre 16 y 24 meses luego de ocurrido el choque de política monetaria contractivo en EUA. El efecto sobre Chile es más lento y los menores precios recién se observan luego de 36 meses, mientras que Brasil es el único país de la región que experimenta menores precios desde los meses iniciales al choque de política monetaria de EUA.

Finalmente, el Gráfico 4 (p. 52) muestra la evolución de las tasas de interés de corto plazo en los países de la región. En Colombia, México y Perú las tasas de corto plazo registran un incremento significativo en los primeros meses junto con el incremento de la tasas de corto plazo de EUA. En los casos de Brasil y Chile, estos parecen no mostrar una reacción de sus tasas de interés de corto plazo.

Es posible entender estas dinámicas de las variables de la región ante el choque de política monetaria de EUA a través de los canales de transmisión convencionales: el canal comercial y el canal financiero.

El canal comercial del deterioro de la actividad económica en la región está relacionado con el efecto negativo que tiene el incremento de tasas en EUA sobre la demanda estadounidense. Mayores tasas de corto plazo se traducen en menores créditos y, por tanto, menor consumo e inversión. El menor consumo de las familias de EUA significa menores consumos de productos importados, lo que es equivalente a menores exportaciones de la región hacia EUA lo que genera menores ingresos para los agentes domésticos de América Latina. Además, existen presiones a la baja adicionales para aquellos países que registran ingresos fiscales por exportaciones de petróleo como son los casos de México, Colombia y

GRÁFICO 2. *Respuesta de la actividad en América Latina a un choque de política monetaria en EUA*

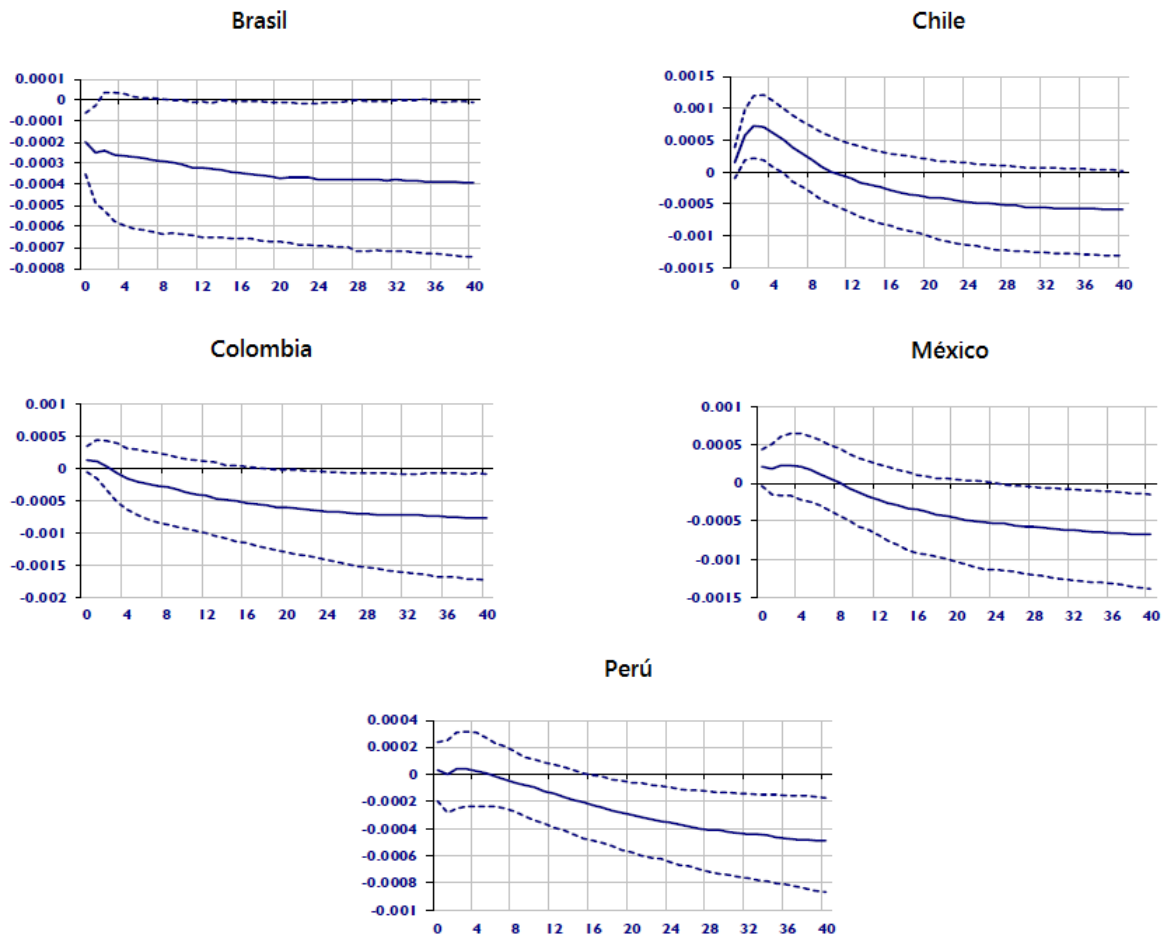
NOTA: Ver notas al Gráfico 1.

Brasil. La menor demanda estadounidense se traduce en menores precios del petróleo, lo que disminuye los ingresos del fisco en estos países. Es importante señalar que el efecto del choque de política monetaria de EUA tiende a disminuir la actividad económica en China pero no resulta estadísticamente significativo.

El canal financiero se refiere a la salida de capitales de economías emergentes, en este caso de los países de América Latina, en busca de mayores rendimientos debido al incremento de las tasas en EUA como consecuencia del choque de política monetaria. La salida de capitales origina que disminuya el crédito y la inversión en los países de la región lo que se traduce en una menor actividad económica. Este efecto en parte se ve compensado por el incremento de las tasas de corto plazo en algunos países de América Latina. Los precios al consumidor en la región se ven afectados por las menores presiones de demanda, los bajos precios del petróleo, y por el incremento de las tasas de corto plazo domésticas.

5 CONCLUSIONES

En este estudio se utilizó la metodología GVAR que incorpora la interdependencia entre países para estudiar la transmisión de un choque de política monetaria en EUA sobre el desempeño económico de las economías de la región. El sistema global incorpora a los principales socios comerciales de la región, así como a la mayoría de países desarrollados. Además, se adicionaron variables globales comunes a los países como la cotización internacional del petróleo *WTI* y un índice de precios de materias primas

GRÁFICO 3. Respuesta del IPC en América Latina a un choque de política monetaria en EUA

NOTA: Ver notas al Gráfico 1.

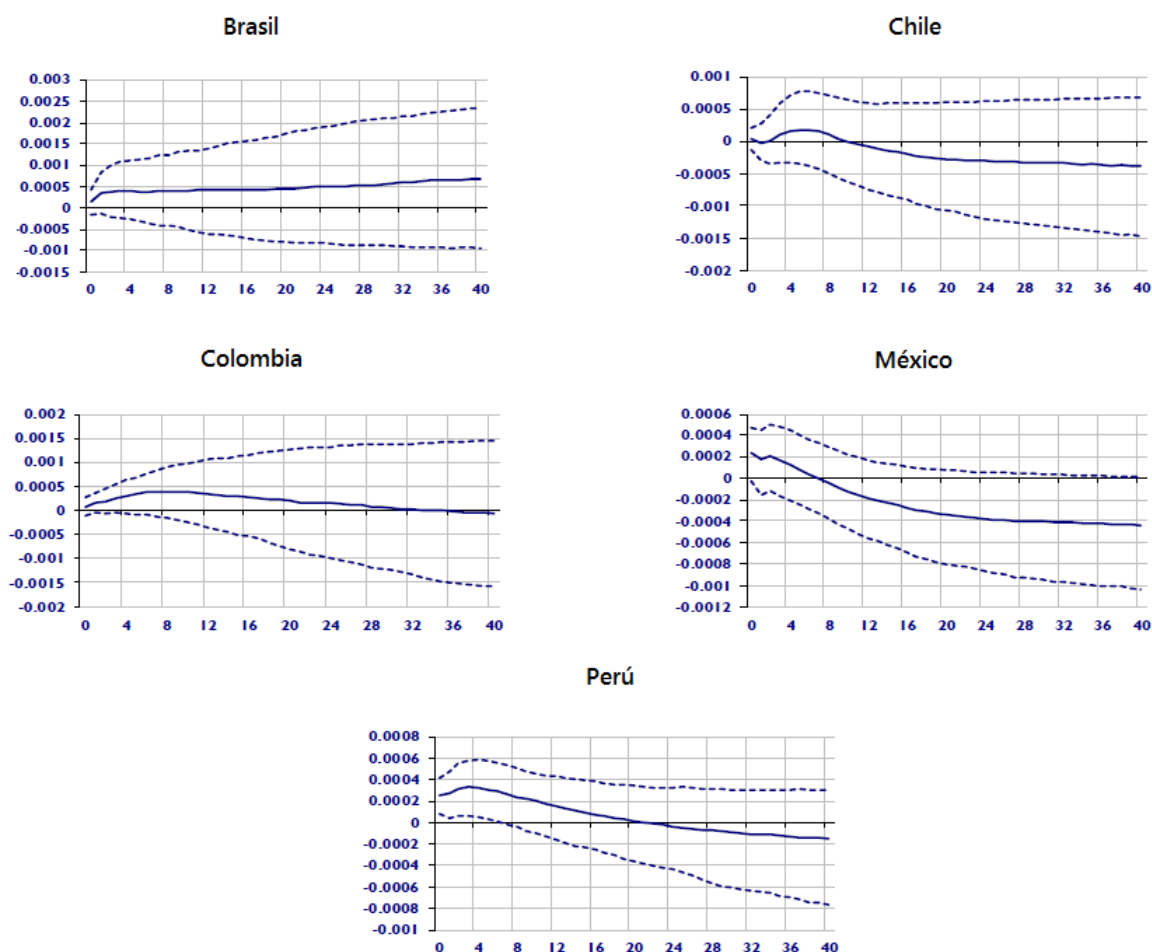
CRB, endógenas a la economía de EUA. Esto permitió incorporar los efectos de un choque de política monetaria en EUA sobre los precios de estas materias primas, que también afectan a las economías de América Latina.

Los resultados presentados confirman la hipótesis de trabajo de que existe un efecto significativo y persistente ante un choque contractivo de la política monetaria de EUA sobre las economías más grandes de América Latina que siguen el esquema de metas explícitas de inflación. Al mismo tiempo, se muestra que existen diferencias en las dinámicas de las respuestas, tanto a nivel de duración de la persistencia como de su amplitud. En particular, se encontró que el incremento de la tasa de interés sombra de la Fed genera respuestas significativas y persistentes sobre la actividad económica, los índices de precios al consumidor y las tasas de corto plazo de las economías de la región.

La actividad económica reaccionó con un retroceso tras el menor dinamismo de la economía estadounidense, así como por un menor impulso de los precios del petróleo para algunos países de la región. Además de este canal comercial, existe también un canal financiero generado por la salida de capitales de América Latina hacia EUA en busca de mayores retornos a sus inversiones que en algunos países se ve parcialmente compensado por el incremento de las tasas de corto plazo domésticas.

Por su parte, los precios al consumidor experimentaron una tendencia decreciente en línea con la menor actividad económica de la región así como por la menor cotización internacional del petróleo.

GRÁFICO 4. *Respuesta de las tasas de interés en América Latina a un choque de política monetaria en EUA*



NOTA: Ver notas al Gráfico 1.

Además, el incremento de las tasas de corto plazo en la región también contribuyó a la disminución de la actividad económica y de los precios al consumidor.

Estos resultados derivan en las siguientes recomendaciones de política económica. En primer lugar, a pesar de varios años de estabilidad macroeconómica, las economías de la región mantienen una significativa exposición al desempeño económico de EUA, en especial, de su sector financiero. En un contexto de normalización de la política monetaria en EUA y desaceleración de la economía China, las autoridades económicas de la región se deben mantener alertas sobre las implicancias de estos procesos sobre su sector financiero y su transmisión hacia las economías de América Latina.

En segundo lugar, existe un margen para diferenciarse entre los países de la región en términos de persistencia y de amplitud de sus respuestas frente a cambios en las variables financieras de EUA. Mientras los rendimientos en los países desarrollados se mantengan bajos, las inversiones en los países emergentes como América Latina seguirán siendo rentables pero cada vez en menor medida, por lo que cobrará mayor relevancia la diferenciación que incentiven las autoridades económicas para generar un mejor clima de inversiones.

REFERENCIAS

- Alper, C. E. (2006), "U.S. monetary policy surprises and emerging markets sovereign spreads", 2007 American Economic Association Conference Paper.
- Arora, V. y M. Cerisola (2001), "How does U.S. monetary policy influence sovereign spreads in emerging markets?", *IMF Staff Papers*, 48(3), 474-498.
- Baxter, M. y M. A. Kouparitsas (2005), "Determinants of business cycle comovement: A robust analysis", *Journal of Monetary Economics*, 52(1), 113-157.
- Beaton, K. y B. Desroches (2011), "Financial spillovers across countries: The case of Canada and the United States", Bank of Canada Discussion Paper 11-1.
- Boschi, M. (2012), "Long- and short-run determinants of capital flows to Latin America: A long-run structural GVAR model", *Empirical Economics*, 43(3), 1041-1071.
- Caporale, G. M. y A. Girardi (2016). "Business cycles, international trade and capital flows: Evidence from Latin America", *Empirical Economics*, 50(2), 231-252.
- Cesa-Bianchi, A., M. H. Pesaran, A. Rebucci y T. Xu (2012), "China's emergence in the world economy and business cycles in Latin America", *Economia*, 12(2), 1-75.
- Chudik, A. y M. Fratzscher (2012), "Liquidity, risk and the global transmission of the 2007-08 financial crisis and the 2010-11 sovereign debt crisis", CEPR Discussion Paper 8787.
- Csonto, B. e I. V. Ivaschenko (2013), "Determinants of sovereign bond spreads in emerging markets: Local fundamentals and global factors vs ever-changing misalignments", IMF Working Paper 13/164.
- Dovern, J. y B. van Roye (2014), "International transmission and business-cycle effects of financial stress", *Journal of Financial Stability*, 13(C), 1-17.
- Dées, S., F. Di Mauro, V. Smith y M. H. Pesaran (2007), "Exploring the international linkages of the Euro area: A global VAR analysis", *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 1-38.
- Eichengreen, B. y P. Gupta (2015), "Tapering talk: The impact of expectations of reduced Federal Reserve security purchases on emerging markets", *Emerging Markets Review*, 25, 1-15.
- Eickmeier, S. y T. Ng (2015), "How do US credit supply shocks propagate internationally? A GVAR approach", *European Economic Review*, 74(C), 128-145.
- Gruss, B. (2014), "After the boom of commodity prices and economic growth in Latin America and the Caribbean", IMF Working Paper 14/154.
- Gurara, D. Z. y M. Ncube (2013), "Global economic spillovers to Africa: A GVAR approach", African Development Bank, Working Paper 981.
- Kodres, L. E., K. Hartelius y K. Kashiwase (2008), "Emerging market spread compression: Is it real or is it liquidity?", IMF Working Paper 08/10.
- Pesaran, M., T. Schuermann y S. M. Weiner (2004), "Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconomic model". *Journal of Business and Economic Statistics*, 22, 129-162.
- Pesaran, M. H., Y. Shin y R. J. Smith (2000), "Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1) variables", *Journal of Econometrics*, 97(2), 293-343.

- Petrova, I., M. G. Papaioannou y D. Bellas (2010), “Determinants of emerging market sovereign bond spreads: Fundamentals vs financial stress”, IMF Working Paper 10/281.
- Saldarriaga, M. A. y D. Winkelried (2013), “Trade linkages and growth in Latin America: An SVAR analysis”, *International Economics*, 135-136, pages 13–28.
- Sims, C. A. y T. Zha (2006), “Does monetary policy generate recessions?”, *Macroeconomic Dynamics*, 10(2), 231-272.
- Smith, L. y A. Galesi (2014), GVAR Toolbox 2.0, disponible en <https://sites.google.com/site/gvarmodelling/gvar-toolbox>
- Uribe, M. y V. Yue (2006), “Country spreads and emerging countries: who drives whom?” *Journal of International Economics*, 69(1), 6-36.
- Wu, J. C. y F. D. Xia (2016), “Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), 253-291.



Sistema financiero, informalidad y evasión tributaria en Perú

ERICK LAHURA*

Según el Instituto Nacional de Estadística e Informática, una unidad productiva se denomina informal si no está registrada en la administración tributaria. Utilizando información de la administración tributaria de Perú y de los créditos otorgados por el sistema financiero peruano, este trabajo identifica a los informales que han adquirido al menos un crédito en el sistema financiero, describe su participación por entidad financiera y tipo de crédito, y estima el monto de evasión tributaria correspondiente. Los resultados muestran que, a diciembre de 2014, existían aproximadamente 1,8 millones de informales que tenían al menos un crédito en alguna entidad del sistema financiero, lo cual indica que existiría un margen importante para la ampliación de la base tributaria. También se encuentra que las Cajas Rurales, Edpymes y Financieras fueron las entidades con mayores tasas de informalidad, mientras que los montos más importantes de los créditos obtenidos por los informales correspondieron a créditos para micro y pequeña empresa (Mype), créditos de consumo y tarjetas de crédito. En términos de estabilidad financiera, los resultados sugieren que sería prudential vigilar y cuantificar la exposición al riesgo por informalidad en el sistema financiero. Finalmente, se estima que la evasión tributaria de los clientes informales del sistema financiero habría sido aproximadamente 0,7 por ciento del PBI en el año 2014.

Palabras Clave : Informalidad, evasión, sistema financiero, crédito, Perú.

Clasificación JEL : E26, G21, H26.

Uno de los principales objetivos de la administración tributaria es asegurar la sostenibilidad de los recursos necesarios para financiar el gasto público y, por ende, el proceso de desarrollo del país. Para alcanzar dicho objetivo, es importante lograr una reducción permanente de la evasión tributaria, definida como la diferencia entre el monto de impuestos efectivamente pagado y el que se debería pagar legalmente

* Subgerencia de Investigación, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Miró Quesada 441, Lima 1, Perú (e-mail: erick.lahura@bcrp.gob.pe).

El autor agradece la valiosa colaboración de Giovana Castillo, Eduardo Mercado, Domingo Neyra, María Paula Vargas y Pilar Villena durante la elaboración de este documento. También agradece los comentarios de los participantes del Encuentro de la Red de Áreas de Estudios e Investigaciones Tributarias del CIAT “Estimación del Incumplimiento Tributario en América Latina” (Agosto, 2016), del Seminario de Investigación Económica del BCRP (Agosto, 2016) y del XXXIV Encuentro de Economistas del BCRP (Octubre, 2016). Este trabajo se inició mientras el autor se desempeñaba como Intendente Nacional de Estudios Económicos y Estadística en la Superintendencia Nacional de Aduanas y de Administración Tributaria (SUNAT). Las opiniones expresadas en este artículo son del autor y no representan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú o de la SUNAT.

(Slemrod, 2007). Las políticas de estado destinadas a la reducción de la evasión tributaria serán efectivas en la medida que su diseño e implementación se basen en estimados razonables del monto de evasión y en el diagnóstico correcto de las causas de la evasión tributaria.

La informalidad es una de las fuentes potenciales de evasión tributaria. Según el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI), una unidad productiva se denomina informal si no está registrada en la administración tributaria, ya sea como trabajador dependiente, independiente o empresa.¹ Esta definición implica que pueden existir informales que evaden impuestos, definidos como aquellos que legalmente deberían pagar impuestos si estuvieran registrados.²

A diferencia de la administración tributaria peruana, una entidad del sistema financiero peruano puede acceder a la información de los flujos de ingresos de un informal cuando dicha entidad evalúa la posibilidad de otorgarle un crédito. Esta situación sugiere que sería posible utilizar la información de la administración tributaria para identificar informales en el sistema financiero e inferir un monto aproximado de evasión tributaria a partir de la información de los créditos que tienen los informales en el sistema financiero.

El objetivo del presente trabajo de investigación es cuantificar la informalidad en el sistema financiero peruano y estimar el monto de evasión tributaria correspondiente. Para ello, se identifican a los informales que han adquirido al menos un crédito en el sistema financiero peruano (denominados “clientes informales”), se describe su participación por entidad financiera y tipo de crédito, y se aproxima el monto de evasión. La identificación de los clientes informales se basa en la comparación de la información de la Superintendencia Nacional de Aduanas y de Administración Tributaria (SUNAT) con la del Reporte Crediticio Consolidado (RCC), elaborado por la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS).

Para estimar la evasión tributaria proveniente de los clientes informales del sistema financiero peruano, se aplicaron tres metodologías basadas en la información crediticia disponible. El primer método consiste en identificar contrafactuales “formales” para los clientes informales, utilizando como criterio de emparejamiento la información de los saldos promedio de crédito. Una vez realizado el emparejamiento, la evasión tributaria de los informales sería aproximadamente igual al monto de impuestos pagado por los contrafactuales formales. Los otros dos métodos estiman el monto evadido como un porcentaje de la recaudación efectiva de los clientes formales. En el segundo método, dicho porcentaje corresponde al de los saldos promedio de créditos de los clientes informales respecto de los formales; en el tercer método, el porcentaje corresponde al número de clientes informales respecto del número de clientes formales.

El primer resultado es que, a diciembre del año 2014, existían 1 840 554 informales que tenían al menos un crédito en alguna entidad del sistema financiero, los cuales representaron el 19,2 por ciento del total de clientes deudores del sistema financiero. Este resultado evidencia que la informalidad no es un impedimento para acceder a un crédito en el sistema financiero. Además, sugiere que existe un espacio potencial importante para ampliar la base tributaria.

Al analizar la participación de los informales en el sistema financiero, se encuentra que las entidades que registraron las mayores tasas de informalidad en términos de número de clientes y saldos de crédito fueron las Cajas Rurales (36 y 25 por ciento, respectivamente), Edpymes (32 y 22 por ciento, respectivamente) y Financieras (26 y 21 por ciento, respectivamente). La distribución del número de clientes informales muestra que las entidades financieras que concentraron el mayor número de clientes informales fueron los Bancos (873 411 o 47,5 por ciento), las Financieras (846 315 clientes o 46,0 por

¹ Las obligaciones tributarias de un contribuyente incluyen registrarse en la administración tributaria, presentar su declaración, reportar con veracidad su información personal y pagar oportunamente el impuesto correspondiente.

² No todos los informales son evasores. Considere un trabajador independiente no registrado en la administración tributaria cuyo ingreso anual es menor al mínimo gravable. Este trabajador sería informal; sin embargo, no estaría evadiendo impuestos.

ciento), las Cajas Municipales (356 889 o 19,4 por ciento) y las Edpymes (106 512 clientes o 5,8 por ciento). Por tipo de crédito, se observa que la distribución de clientes informales está concentrada en los créditos a la micro y pequeña empresa (1 098 133 clientes o 59,7 por ciento), de consumo (551 385 clientes o 30,0 por ciento) y tarjeta de crédito (361 346 clientes o 19,6 por ciento). La distribución de los saldos de crédito de los clientes informales muestra que las entidades que concentraron el mayor saldo de créditos fueron los Bancos (S/ 2 756,6 millones o 33,6 por ciento), seguidos de las Financieras (S/ 2 692,4 millones o 32,6 por ciento) y Cajas Municipales (S/ 1 906,0 millones o 23,1 por ciento). Por tipo de crédito, la distribución de los saldos de crédito de los clientes informales está concentrada en los créditos a la micro y pequeña empresa (S/ 5 410,9 millones o 65,5 por ciento) y en menor medida en los créditos de consumo (S/ 1 337,8 millones o 16,2 por ciento) y tarjeta de crédito (S/ 553,6 millones o 6,8 por ciento).

En términos de estabilidad financiera, estos resultados sugieren que sería prudente vigilar y cuantificar la exposición al riesgo por informalidad en el sistema financiero. Si este riesgo es alto, un choque adverso que afecte la capacidad de pago de los clientes informales podría afectar negativamente la calidad de la cartera de créditos de algunas entidades financieras.

Finalmente, se estima que la evasión tributaria para el año 2014 habría sido aproximadamente S/ 3 790 millones. Este monto representó 0,7 por ciento del PBI nominal, 4,2 por ciento de los Ingresos Tributarios del Gobierno Central y 6,7 por ciento de los impuestos pagados por los clientes que tienen créditos con el sistema financiero. Por impuesto, se estima que los mayores montos de evasión serían en el IGV (S/ 1 220 millones), en el impuesto a la renta de quinta categoría (S/ 981 millones) y en el impuesto a la renta de tercera categoría (S/ 723 millones).

Es importante mencionar que la evasión tributaria estimada correspondería solo a aquella que proviene de los informales que son clientes del sistema financiero. Por lo tanto, no se cuantifica la evasión de los informales que no son clientes del sistema financiero o la evasión potencial de los clientes formales o del resto de formales que no son clientes del sistema financiero. Además, el monto de evasión estimado podría estar sub-estimado debido a que los pagos de impuestos de los clientes formales podrían estar atenuados por la evasión potencial del sector formal.

Este artículo aporta a la escasa literatura que estudia el problema de la evasión tributaria para el caso peruano, la cual incluye los trabajos de [Arias \(2009\)](#), [SUNAT \(2015\)](#) y [Lahura \(2016\)](#). [Arias \(2009\)](#) estima la evasión tributaria en el impuesto a la renta, mientras que [Lahura \(2016\)](#) estima la evasión tributaria de los trabajadores independientes y dependientes. Por su parte, [SUNAT \(2015\)](#) estima la evasión en el impuesto general a las ventas. Además, esta es la primera investigación en la que se analiza la participación de la informalidad en el sistema financiero.

En términos del enfoque empírico, este artículo está en la línea con aquellos que utilizan métodos indirectos relacionados a la estimación de la economía subterránea ([Tanzi y Shome, 1993](#)) y métodos basados en el cruce de información financiera ([OCDE, 2001](#)). Uno de los trabajos más recientes basados en información bancaria a nivel de clientes es [Artavanis y otros \(2016\)](#), quienes estiman la evasión tributaria en Grecia utilizando información individual de los clientes de un banco importante de dicho país, que incluye los créditos y los ingresos reportados por los clientes, a partir de la cual estiman el ingreso verdadero de cada cliente.

El resto del documento está estructurado como sigue. En la sección 1 se identifica el número de informales que poseen al menos un crédito en el sistema financiero. En la sección 2 se analiza la participación del número de informales y de los saldos de crédito que poseen en el sistema financiero, por tipo de entidad financiera y tipo de crédito. En la sección 3 se describe la metodología para estimar la evasión tributaria de los informales identificados y se presentan los resultados, tanto a nivel agregado como por tipo de impuesto. Finalmente, se presentan las conclusiones en la sección 4.

1 IDENTIFICACIÓN DE INFORMALES EN EL SISTEMA FINANCIERO

Según el Instituto Nacional de Estadística e Informática, una unidad productiva se denomina informal si no está registrada en la administración tributaria (INEI, 2014). Esto significa que un informal no cuenta con un número de Registro Único de Contribuyente (RUC) o, si es un trabajador dependiente, no ha sido declarado como tal por su empleador.

Un informal podría ser cliente del sistema financiero; es decir, podría contar con algún tipo de crédito otorgado por alguna entidad financiera.³ Esta posibilidad existe en la medida que un informal pueda generar flujos de ingresos tales que permitan cumplir el pago de un crédito, lo cual es independiente de que esté registrado o no en la administración tributaria. En otras palabras, la informalidad no sería una restricción para el acceso al crédito, al menos para un grupo de informales.

Tomando en cuenta lo anterior, la identificación de los informales que son clientes del sistema financiero se realiza combinando la información crediticia del sistema financiero, contenida en el “Reporte Crediticio Consolidado” (RCC), y la información tributaria de la SUNAT.

Las entidades del sistema financiero elaboran mensualmente el “Reporte Crediticio de Deudores” (RCD), en el cual reportan la información de todos sus deudores⁴ a la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS). Esta información es consolidada por la SBS en el reporte mensual denominado “Reporte Crediticio Consolidado” (RCC), al cual tienen acceso todas las entidades del sistema financiero, el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) y la SUNAT. El RCC es una herramienta importante para la gestión y evaluación del riesgo de crédito, pues incluye el consolidado de todas las cuentas relacionadas a las obligaciones crediticias de los clientes (deudores) en las entidades supervisadas por la SBS.

El Cuadro 1 (p. 59) muestra los campos del RCC que se utilizaron para identificar a un cliente del sistema financiero. La información incluye, entre otros: el documento de identidad (DNI o RUC), el tipo de persona (natural, jurídica o mancomunada), la clasificación en el sistema financiero (normal, con problemas potenciales, deficiente, dudoso o pérdida), y los saldos contables por tipo de crédito, a nivel de entidad financiera y por tipo de moneda. Los tipos de créditos considerados son: revolventes (líneas de tarjetas de crédito), no revolventes (de consumo y vehiculares), hipotecarios, corporativos y créditos a micro, pequeñas, medianas y grandes empresas.

De acuerdo con la información del RCC, 9 580 902 personas naturales, jurídicas y mancomunadas registraron saldos contables al menos durante un mes de 2014.⁵ Para identificar cuántos de estos clientes del sistema financiero eran informales, se utilizó la información de SUNAT que se detalla en el Cuadro 2 (p. 60). Si el cliente no tiene RUC y no figura en ninguna de las bases de datos de SUNAT como contribuyente de algún tipo de impuesto, entonces se define como “informal”.

El Gráfico 1 (p. 59) ilustra de manera general el procedimiento que se utilizó para identificar clientes del sistema financiero que eran informales. Del total de deudores registrados en el RCC a diciembre de 2014, 5 652 971 (59,0 por ciento) fueron identificados como formales pues ya contaban con RUC, mientras que 3 927 931 no lo tenían. Sin embargo, dado que no todos los formales requieren contar con un número de RUC,⁶ se verificó en todas las bases de declaraciones y pagos de SUNAT si estos individuos estaban

³ En este trabajo, un cliente del sistema financiero se define como aquel que cuenta con al menos un crédito o un depósito en alguna entidad del sistema financiero, independientemente de si posee o no depósitos en alguna entidad financiera.

⁴ Un deudor es una persona natural o jurídica que cuenta con algún tipo de producto crediticio en el sistema financiero.

⁵ Esta cifra incluye a personas que cuentan con líneas de crédito no utilizadas; es decir, que registran saldos contables iguales a cero. La información corresponde al período febrero-diciembre 2014 debido que la información a enero no estaba disponible para los autores al momento de cerrar el documento.

⁶ No todos los contribuyentes requieren de un RUC, como es el caso de aquellos que perciben exclusivamente rentas de quinta categoría y aquellos que son sujetos de ciertas retenciones.

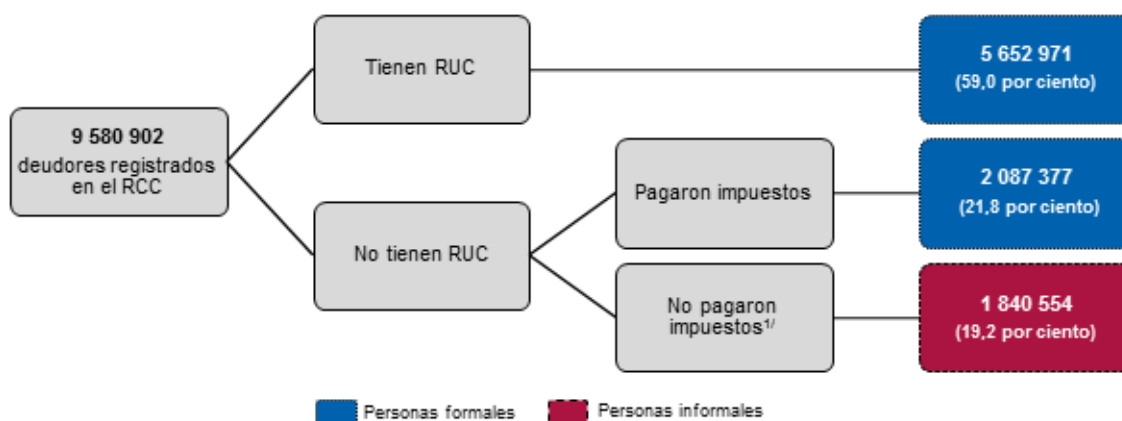
CUADRO 1. Información del Reporte Crediticio Consolidado (RCC)

| Información | Detalle | Tipo de datos |
|------------------------|--|---------------|
| Documento de identidad | DNI RUC | Numérico |
| Tipo de persona | Persona natural Persona jurídica Persona mancomunada | Catagórico |
| Clasificación | Normal Con problemas potenciales(CPP) Deficiente Dudoso Pérdida | Catagórico |
| Código SBS del cliente | Código asignado al cliente por la SBS | Numérico |
| Tipo de registro | Saldos | Catagórico |
| Tipo de crédito | Créditos corporativos Créditos a grandes empresas Créditos a medianas empresas Créditos a pequeñas empresas Créditos a microempresas Créditos de consumo revolventes Créditos de consumo no revolventes Créditos hipotecarios para vivienda | Catagórico |
| Código de la cuenta | Código de la cuenta contable | Numérico |
| Condición | Condición en días | Numérico |
| Saldo | Saldo de la deuda | Numérico |

NOTAS: Los créditos de consumo revolventes consideran líneas de tarjetas de crédito, mientras que los créditos de consumo no revolventes consideran créditos de consumo y créditos vehiculares.

FUENTE: Reporte Crediticio Consolidado. Elaboración propia.

registrados. Como resultado, se encontró que 2 087 377 (21,8 por ciento) habían realizado al menos un pago a la administración tributaria en los últimos 5 años. De esta forma, se identificaron un total de 7 740

GRÁFICO 1. Identificación de formales e informales en el sistema financiero

FUENTE: RCC y SUNAT. Elaboración propia.

CUADRO 2. Información de la SUNAT

| Fuente | Detalle |
|---|---|
| Padrón RUC (actualizado a Mayo 2016) | Información histórica de contribuyentes que cuentan con RUC: nombre o razón social, estado del contribuyente, código CIU, código ubigeo, documento de identidad asociado, domicilio fiscal, entre otros. |
| Recaudación total | Contiene información de los pagos registrados por la SUNAT, así como del periodo tributario correspondiente, fecha de acreditación, formulario y código tributario asociado, entre otros. |
| PDT 0601 - Planilla electrónica | Dirigido a los contribuyentes con trabajadores en relación de dependencia, pensionistas, prestadores de servicios, personal en formación y personal de terceros. |
| PDT 0617 - IGV otras retenciones | Dirigido a los contribuyentes que efectúan retenciones a: (i) rentas de segunda categoría, (ii) rentas de no domiciliados (exceptuando rentas de cuarta y quinta categoría declaradas en el PDT 601), (iii) impuesto general a las ventas (IGV), (iv) dividendos y cualquier otra forma de distribución de utilidades, (v) rentas de tercera categoría, de acuerdo con lo normado por el artículo 73°-B del Texto Único Ordenado (TUO) del Impuesto a la Renta (LIR), y (vi) liquidaciones de compra. |
| PDT 0626 - Agentes de retención | Dirigido a los agentes de retención del IGV, de acuerdo con la R.S. N° 037-2002/SUNAT y modificatorias. |
| PDT 0633 - Agentes de percepción | Dirigido a los agentes de percepción del IGV (adquisición de combustible), de acuerdo con la R.S. N° 128-2002/SUNAT y modificatorias. |
| PDT 0695 - Impuesto a las transacciones financieras (ITF) | Dirigido a los agentes de retención o percepción del ITF, así como a los contribuyentes. |
| PDT 0697 - Agentes de percepción ventas internas | Dirigido a los agentes de percepción del IGV (venta de bienes), de acuerdo con la R.S. N° 189-2004/SUNAT y modificatorias. |

NOTA: Se consideró utilizar el PDT 0618 (fondos y fideicomisos) y el formulario virtual 1666 (ganancias de capital y otras rentas), pero la información disponible no era suficiente para los fines de la presente investigación.

FUENTE: Gerencia de Estadística de la SUNAT. Elaboración propia.

348 (80,8 por ciento) de clientes “formales”.

Por diferencia, 1 840 554 clientes (19,2 por ciento de los deudores registrados en el RCC) serían “informales” al no contar con RUC ni registrar pagos a cuenta propia o retenciones a su nombre en la SUNAT.⁷ Dado que la obtención de un crédito requiere demostrar a la entidad financiera que se cuenta con un flujo de ingresos relativamente estable y que permita pagar el crédito obtenido, se infiere que muchos de estos clientes (individuos y empresas) podrían estar incumpliendo con sus obligaciones tributarias al no estar registradas en la SUNAT, no declarar sus ingresos (de ser el caso) y/o no pagar los impuestos correspondientes (de ser el caso).⁸

Este resultado evidencia que la informalidad no es un impedimento para acceder a un crédito en el sistema financiero. Además, sugiere que existe un espacio importante para ampliar la base tributaria en el Perú.

⁷ Información validada por la Oficina de Gestión y Análisis de Información para el Cumplimiento, SUNAT.

⁸ Cabe precisar que, teniendo en cuenta las deducciones contempladas en el Texto Único Ordenado (TUO) de la Ley del Impuesto a la Renta (LIR), no le correspondería tributar a todos los individuos identificados. Sin embargo, dado que estarían percibiendo algún tipo de renta, sí deberían poder ser identificados en las bases de datos de la SUNAT, ya sea mediante un RUC o algún otro documento de identidad.

2 IMPORTANCIA DE LA INFORMALIDAD EN EL SISTEMA FINANCIERO

En esta sección se describe y analiza la participación de la informalidad en el sistema financiero. Para ello se considera tanto el número de informales como el monto de sus créditos. Dicho análisis se realiza por entidad financiera y tipo de crédito.

2.1 NÚMERO DE CLIENTES

El Cuadro 3 muestra la cantidad de clientes formales e informales del sistema financiero clasificados por entidad financiera. Las entidades con mayores porcentajes de clientes informales a diciembre de 2014 fueron las Cajas Rurales (36,0 por ciento), las Edpymes (32,2 por ciento), las Empresas Afianzadoras y de Garantía (29,6 por ciento), las Financieras (25,9 por ciento) y las Cajas Municipales (24,2 por ciento).

CUADRO 3. *Clientes formales e informales del sistema financiero por entidad financiera*

| | Informales | | Formales | | Total | Tasa de informalidad |
|-------------------------------------|------------------|---------------|------------------|---------------|------------------|----------------------|
| | Número | Porcent. | Número | Porcent. | | |
| Caja Rural | 38 716 | 2,1% | 68 890 | 0,9% | 107 606 | 36,0% |
| Edpyme | 106 512 | 5,8% | 222 750 | 2,9% | 329 262 | 32,3% |
| Empresa Afianzadora y de Garantía | 3 080 | 0,2% | 7 330 | 0,1% | 10 410 | 29,6% |
| Financiera | 846 315 | 46,0% | 2 416 938 | 31,2% | 3 263 253 | 25,9% |
| Caja Municipal | 356 889 | 19,4% | 1 117 903 | 14,4% | 1 474 792 | 24,2% |
| Empresa en Liquidación | 16 632 | 0,9% | 62 171 | 0,8% | 78 803 | 21,1% |
| Venta de cartera | 60 986 | 3,3% | 352 283 | 4,6% | 413 269 | 14,8% |
| Banco | 873 411 | 47,5% | 7 812 723 | 100,9% | 8 686 134 | 10,1% |
| Empresa de Arrendamiento Financiero | | 0,0% | 862 | 0,0% | 862 | 0,0% |
| Empresa Administradora Hipotecaria | 6 | 0,0% | 2 424 | 0,0% | 2 430 | 0,2% |
| Cooperativa de Ahorro y Crédito | 3 | 0,0% | 1 020 | 0,0% | 1 023 | 0,3% |
| Empresa de Factoring | | 0,0% | 94 | 0,0% | 94 | 0,0% |
| Derrama | | 0,0% | 8 | 0,0% | 8 | 0,0% |
| Total | 1 840 554 | 100,0% | 7 740 348 | 100,0% | 9 580 902 | 19,2% |

NOTAS: Información a diciembre de 2014. El total no corresponde a la suma de los componentes debido a que un cliente puede tener más de un tipo de crédito en el sistema financiero.

FUENTE: Reporte Crediticio Consolidado. Elaboración propia.

Si se analiza la distribución de clientes informales, se observa que las entidades financieras que concentraron el mayor número de clientes informales fueron los Bancos (873 411 o 47,5 por ciento), a pesar de que solo representan el 10,1 por ciento del total de sus clientes; le siguen las Financieras (846 315 clientes o 46,0 por ciento), las Cajas Municipales (356 889 o 19,4 por ciento) y las Edpymes (106 512 clientes o 5,8 por ciento).

El Cuadro 4 (p. 62) muestra la cantidad de clientes formales e informales del sistema financiero por tipo de crédito a diciembre de 2014. En este caso, las mayores tasas de informalidad corresponden a los créditos para micro y pequeña empresa (30,1 por ciento), consumo (15,0 por ciento) y tarjeta de crédito (7,9 por ciento). Además, se observa que la distribución de clientes informales también está concentrada en los créditos Mype (1 098 133 clientes o 59,7 por ciento), de consumo (551 385 clientes o 30,0 por ciento) y tarjeta de crédito (361 346 clientes o 19,6 por ciento).

CUADRO 4. *Clientes formales e informales del sistema financiero por tipo de crédito*

| | Informales | | Formales | | Total | Tasa de informalidad |
|--------------------------------|------------------|---------------|------------------|---------------|------------------|----------------------|
| | Número | Porcent. | Número | Porcent. | | |
| Micro y pequeña empresa (Mype) | 1 098 133 | 59,7% | 2 550 948 | 33,0% | 3 649 081 | 30,1% |
| Consumo | 551 385 | 30,0% | 3 123 626 | 40,4% | 3 675 011 | 15,0% |
| Tarjeta de crédito | 361 346 | 19,6% | 4 218 229 | 54,5% | 4 579 575 | 7,9% |
| Vehicular | 2 707 | 0,1% | 89 855 | 1,2% | 92 562 | 2,9% |
| Hipotecario | 6 387 | 0,3% | 225 762 | 2,9% | 232 149 | 2,8% |
| Mediana y gran empresa | 143 | 0,0% | 73 724 | 1,0% | 73 867 | 0,2% |
| Corporativos | | 0,0% | 957 | 0,0% | 957 | 0,0% |
| Saldos castigados | 282 449 | 0,0% | 1 782 295 | 23,0% | 2 064 744 | 13,7% |
| Total | 1 840 554 | 100,0% | 7 740 348 | 100,0% | 9 580 902 | 19,2% |

NOTAS: Información a diciembre de 2014. Los saldos castigados consideran todos los tipos de crédito, exceptuando créditos a grandes y medianas empresas y créditos a pequeñas y microempresas (Mype). El total no corresponde a la suma de los componentes debido a que un cliente puede tener más de un tipo de crédito en el sistema financiero.

FUENTE: Reporte Crediticio Consolidado. Elaboración propia.

El Cuadro 5 muestra una matriz que permite identificar a los informales por tipo de institución financiera y por tipo de crédito. A diciembre de 2014, la mayoría de informales fueron clientes de Financieras con créditos Mype (476 493 clientes), clientes de Cajas Municipales con créditos Mype (295 281 clientes), clientes de Bancos con tarjetas de crédito (287 487 clientes) y con créditos de consumo (239 977 clientes), clientes de Financieras con créditos de consumo (216 952 clientes) y clientes de Bancos con créditos Mype (151 518 clientes).

2.2 SALDOS DE CRÉDITOS

Si bien es discutible que la ley obligue a las entidades financieras a otorgar créditos solo a aquellos clientes que cumplan con sus obligaciones tributarias (inscripción, declaración o pago de impuestos), el acceso al crédito de los informales añade un riesgo adicional a la cartera de préstamos de las entidades financieras, el cual puede ser denominado riesgo por informalidad.

CUADRO 5. *Número de clientes formales e informales por entidad financiera y tipo de crédito*

| | Mype | Mediana y gran empresa | Consumo | Tarjeta de crédito | Hipotecario | Vehicular | Saldos castigados | Total |
|------------------------------------|------------------|------------------------|----------------|--------------------|--------------|--------------|-------------------|------------------|
| Financiera | 476 493 | 13 | 216 952 | 73 859 | 112 | 127 | 78 759 | 846 315 |
| Banco | 151 518 | 106 | 239 977 | 287 487 | 4 616 | 856 | 188 851 | 873 411 |
| Caja Municipal | 295 281 | 13 | 53 911 | | 1 179 | 1 653 | 4 852 | 356 889 |
| Edpyme | 69 063 | 1 | 33 844 | | 30 | 47 | 3 527 | 106 512 |
| Venta de cartera | 50 599 | 6 | 4 346 | | 51 | 22 | 5 962 | 60 986 |
| Caja Rural | 37 991 | 1 | 669 | | | 2 | 53 | 38 716 |
| Empresa en Liquidación | 14 108 | 3 | 1 683 | | 393 | | 445 | 16 632 |
| Empresa Afianzadora y de Garantía | 3 080 | | | | | | 3 080 | |
| Empresa Administradora Hipotecaria | | | | | 6 | | | 6 |
| Cooperativa de Ahorro y Crédito | | | 3 | | | | | 3 |
| Total | 1 098 133 | 143 | 551 385 | 361 346 | 6 387 | 2 707 | 282 449 | 1 840 554 |

NOTA: Ver notas a los Cuadros 3 y 4.

CUADRO 6. *Saldos de crédito (en mlls de S/) de clientes formales e informales por entidad financiera*

| | Informales | | Formales | | Total | Tasa de informalidad |
|-------------------------------------|----------------|---------------|------------------|---------------|------------------|----------------------|
| | Saldos | Porcent. | Saldos | Porcent. | | |
| Caja Rural | 145,9 | 1,8% | 428,1 | 0,2% | 574,0 | 25,4% |
| Edpyme | 326,1 | 3,9% | 1 147,7 | 0,5% | 1 473,8 | 22,1% |
| Financiera | 2 692,4 | 32,6% | 10 386,6 | 4,6% | 13 078,9 | 20,6% |
| Empresa Afianzadora y de Garantía | 2,2 | 0,0% | 10,7 | 0,0% | 12,8 | 16,8% |
| Caja Municipal | 1 906,0 | 23,1% | 12 230,7 | 5,5% | 14 136,7 | 13,5% |
| Empresa en liquidación | 95,5 | 1,2% | 1 058,4 | 0,5% | 1 153,9 | 8,3% |
| Venta de cartera | 320,8 | 3,9% | 5 671,2 | 2,5% | 5 992,0 | 5,4% |
| Banco | 2 775,6 | 33,6% | 191 954,9 | 85,7% | 194 730,4 | 1,4% |
| Empresa Administradora Hipotecaria | 0,8 | 0,0% | 455,9 | 0,2% | 456,7 | 0,2% |
| Cooperativa de Ahorro y Crédito | 0,01 | 0,0% | 9,9 | 0,0% | 9,9 | 0,1% |
| Empresa de Arrendamiento Financiero | | | 456,3 | 0,2% | 456,3 | |
| Derrama | | | 44,00 | 0,0% | 44,0 | |
| Empresa de Factoring | | | 12,4 | 0,0% | 12,4 | |
| Total | 8 265,3 | 100,0% | 223 866,5 | 100,0% | 232 131,7 | 3,6% |

NOTA: Ver notas al Cuadro 3.

El Cuadro 6 muestra la información de los saldos de crédito de los clientes formales e informales por entidad financiera a diciembre de 2014, a partir de la cual es posible explorar la exposición de la cartera de préstamos del sistema financiero al riesgo por informalidad. Se observa que las entidades cuyos créditos registraron las mayores tasas de informalidad, y por ende una cartera con mayor crédito por informalidad, fueron las Cajas Rurales (25,4 por ciento), las Edpyme (22,1 por ciento) y las Financieras (20,6 por ciento). A nivel agregado, la tasa de informalidad fue 3,6 por ciento, lo que representó un saldo de S/ 8 265,26 millones equivalente a 1,4 por ciento del PBI.

Si se analiza la distribución de los saldos de crédito de los clientes informales, se observa que las entidades financieras que concentraron el mayor saldo de créditos fueron los Bancos (S/ 2 775,59 millones o 33,6 por ciento), seguidos de las Financieras (S/ 2 692,36 millones o 32,6 por ciento) y las Cajas Municipales (S/ 1 906,04 millones o 23,1 por ciento). Estos resultados sugieren que sería prudencial tomar

CUADRO 7. *Saldos de crédito (en mlls de S/) de clientes formales e informales por tipo de crédito*

| | Informales | | Formales | | Total | Tasa de informalidad |
|-------------------------|-----------------|---------------|-------------------|---------------|-------------------|----------------------|
| | Saldos | Porcent. | Saldos | Porcent. | | |
| Micro y pequeña empresa | 5 410,9 | 65,5% | 34 264,7 | 15,3% | 39 675,7 | 13,6% |
| Consumo | 1 337,8 | 16,2% | 24 244,2 | 10,8% | 25 582,0 | 5,2% |
| Tarjeta de crédito | 563,6 | 6,8% | 14 463,2 | 6,5% | 15 026,9 | 3,8% |
| Hipotecario | 450,1 | 5,4% | 33 638,6 | 15,0% | 34 088,7 | 1,3% |
| Vehicular | 22,3 | 0,3% | 2 532,0 | 1,1% | 2 554,3 | 0,9% |
| Mediana y gran empresa | 26,2 | 0,3% | 78 048,1 | 34,9% | 78 074,3 | 0,0% |
| Corporativos | 0,00 | 0,0% | 30 963,1 | 13,8% | 30 963,1 | 0,0% |
| Saldos castigados | 454,3 | 5,5% | 5 712,6 | 2,6% | 6 166,8 | 7,4% |
| Total | 8 265,26 | 100,0% | 223 866,47 | 100,0% | 232 131,73 | 3,6% |

NOTA: Ver notas al Cuadro 4.

CUADRO 8. *Saldos de crédito de clientes formales e informales por entidad financiera y tipo de crédito*

| | Mype | Mediana y gran empresa | Consumo | Tarjeta de crédito | Hipotecario | Vehicular | Saldos castigados | Total |
|------------------------------------|----------------|------------------------|--------------|--------------------|--------------|-------------|-------------------|----------------|
| Financiera | 1 983,2 | 1,1 | 125,7 | 461,9 | 2,3 | 3,7 | 114,4 | 2 692,4 |
| Caja Municipal | 1 721,7 | 3,4 | | 126,2 | 45,0 | 1,4 | 8,4 | 1 906,0 |
| Banco | 961,5 | 14,7 | 437,9 | 665,7 | 379,0 | 16,1 | 300,7 | 2 775,6 |
| Venta de cartera | 279,7 | 3,9 | | 9,1 | 4,3 | 0,4 | 23,4 | 320,8 |
| Edpyme | 249,7 | 0,0 | | 67,2 | 2,2 | 0,7 | 6,4 | 326,1 |
| Caja Rural | 142,0 | 0,3 | | 3,5 | | 0,0 | 0,1 | 145,9 |
| Empresa en Liquidación | 71,0 | 2,8 | | 4,3 | 16,6 | | 0,9 | 95,5 |
| Empresa Administradora Hipotecaria | | | | | 0,8 | | | 0,8 |
| Cooperativa de Ahorro y Crédito | | | | 0,0 | | | | 0,0 |
| Empresa Afianzadora y de Garantía | 2,2 | | | | | | | 2,2 |
| Total | 5 410,9 | 26,2 | 563,6 | 1 337,8 | 450,1 | 22,3 | 454,3 | 8 265,3 |

NOTA: Ver notas a los Cuadros 3 y 4.

acciones que disminuyan los efectos negativos que podría tener la presencia de la informalidad sobre la estabilidad financiera. Por ejemplo, si ocurriera un evento que afecte la capacidad de pago de los clientes informales, algunas entidades específicas podrían enfrentar problemas de cartera como consecuencia del riesgo por informalidad de sus créditos.

El Cuadro 7 (p. 63) muestra los saldos de créditos de clientes formales e informales por tipo de crédito a diciembre de 2014. En este caso, las mayores tasas de informalidad corresponden a los créditos para micro y pequeña empresa (13,6 por ciento), consumo (5,2 por ciento) y tarjeta de crédito (3,8 por ciento). Además, se observa que la distribución de clientes informales también está concentrada en los créditos Mype (S/ 5 410,92 millones o 65,5 por ciento) y en menor medida en los créditos de consumo (S/ 1 337,82 millones o 16,2 por ciento) y tarjeta de crédito (S/ 553,64 millones o 6,8 por ciento).

El Cuadro 8 muestra una matriz que permite identificar los saldos de créditos más importantes por institución financiera y por tipo de crédito. Por su parte, el Cuadro 9 muestra una matriz con las tasas de informalidad por entidad financiera y tipo de crédito a diciembre.

Respecto al Cuadro 8, los mayores saldos de créditos a diciembre de 2014 corresponden a créditos Mypes de las Financieras (S/ 1 983,21 millones), de las Cajas Municipales (S/ 1 721,65 millones) y de los Bancos (S/ 961,50 millones), los créditos de consumo de los Bancos (S/ 665,72 millones) y de las Financieras (S/ 461,94 millones), y los créditos hipotecarios de los Bancos (S/ 378,99 millones).

CUADRO 9. *Tasa de informalidad del crédito por entidad financiera y tipo de crédito*

| | Mype | Mediana y gran empresa | Consumo | Tarjeta de crédito | Hipotecario | Vehicular | Saldos Castigados | Total |
|------------------------------------|-------------|------------------------|------------|--------------------|-------------|------------|-------------------|------------|
| Caja Rural | 29,6 | 0,8 | 6,0 | | | 5,5 | 5,7 | 25,4 |
| Edpyme | 28,9 | 0,2 | 24,9 | | 1,3 | 0,5 | 24,8 | 22,1 |
| Financiera | 24,5 | 0,3 | 19,3 | 9,9 | 1,9 | 2,4 | 16,9 | 20,6 |
| Caja Municipal | 18,9 | 0,2 | 5,1 | | 5,1 | 4,8 | 8,9 | 13,5 |
| Empresa Afianzadora y de Garantía | 18,1 | | | | | | | 16,8 |
| Empresa en liquidación | 14,1 | 0,7 | 8,4 | | 9,8 | | 4,3 | 8,3 |
| Venta de cartera | 8,9 | 0,2 | 9,3 | | 1,1 | 5,6 | 7,3 | 5,4 |
| Banco | 5,5 | 0,0 | 3,3 | 3,2 | 1,2 | 0,7 | 6,0 | 1,4 |
| Empresa Administradora Hipotecaria | | | | | 0,2 | | | 0,2 |
| Cooperativa de Ahorro y Crédito | | | 0,1 | | | | | 0,1 |
| Total | 13,6 | 0,0 | 5,2 | 3,8 | 1,3 | 0,9 | 7,4 | 3,6 |

NOTA: Ver notas a los Cuadros 3 y 4.

CUADRO 10. *Informalidad en el sistema financiero según género*

| | Informales | Formales | Total | Informalidad (%) |
|-----------------|------------|-----------|-----------|------------------|
| Hombre | 701 979 | 4 404 223 | 5 106 202 | 13,7 |
| Mujer | 1 091 958 | 3 100 458 | 4 192 416 | 26,0 |
| Sin información | 46 617 | 235 667 | 282 284 | |
| Total | 1 840 554 | 7 740 348 | 9 580 902 | 19,2 |

FUENTES: Reporte Crediticio Consolidado y RENIEC. Elaboración propia.

Por su parte, se aprecia en el Cuadro 9 que las mayores tasas de informalidad corresponden a los créditos Mype de las Cajas Rurales (29,6 por ciento), de las Edpymes (28,9 por ciento) y de las Financieras (24,5 por ciento), y tarjetas de crédito de las Edpyme (24,9 por ciento).

Estos resultados muestran nuevamente que la condición de informalidad respecto de la administración tributaria no ha impedido que un grupo de micro y pequeñas empresas puedan acceder a créditos en el sistema financiero.

2.3 OTRAS DIMENSIONES DE LA INFORMALIDAD EN EL SISTEMA FINANCIERO

El Cuadro 10 muestra la distribución de clientes formales e informales en el sistema financiero según el sexo para el año 2014. En el caso de los hombres, 701 979 son clientes informales, lo que representa una tasa de informalidad de 13,7 por ciento en el grupo de hombres; en el caso de las mujeres, 1 091 958 son clientes informales, lo que equivale a una tasa de informalidad de 26,0 por ciento en el grupo de mujeres. Respecto al total de clientes informales en el sistema financiero, se observa que la mayoría son mujeres.

El Cuadro 11 (p. 66) muestra la distribución de clientes formales e informales por rangos de edad. Se observa que las mayores tasas de informalidad se concentran en los adultos mayores a 55 años: 66-70 años (25,1 por ciento), 61-65 años (23,2 por ciento), 56-60 años (21,6 por ciento), y mayores a 70 años (21,9 por ciento). Por su parte, los rangos de menor edad, excluyendo al grupo más joven, concentran menores tasas de informalidad: 26-30 años (16,3 por ciento) y 31-35 años (16,8 por ciento). En el caso del grupo más joven (menores de 25 años), se observa la tasa de informalidad más alta (22,4 por ciento) respecto a los rangos de menor edad. De esta forma, si se excluyen los rangos de edad extremos, se observa que existe una relación positiva entre el rango de edad y el grado de informalidad.

El Cuadro 12 (p. 66) muestra la tasa de informalidad en el sistema financiero para los 24 departamentos y la provincia constitucional de Callao durante el año 2014. Se observa que el departamento con mayor tasa de informalidad en el sistema financiero es Puno (36,5 por ciento), seguido de Amazonas (32,3 por ciento) y San Martín (29,9 por ciento). Por su parte, las menores tasas de informalidad se registraron en los departamentos de la región costa, destacando Moquegua (11,0 por ciento), la provincia de Callao (12,6 por ciento), Lima (14,0 por ciento) e Ica (14,2 por ciento).

3 INFORMALIDAD Y EVASIÓN TRIBUTARIA EN EL SISTEMA FINANCIERO

Existen escasos trabajos que utilizan información crediticia para estimar la evasión tributaria. Un trabajo reciente es [Artavanis y otros \(2016\)](#), en el cual se estima la evasión tributaria en Grecia utilizando información individual de los clientes de un banco importante de dicho país. Específicamente, los autores estiman la evasión tributaria a partir de la estimación de los ingresos de los clientes del banco. Para ello,

CUADRO 11. *Informalidad en el sistema financiero según rango de edad en años*

| | Informales | Formales | Total | Informalidad (%) |
|-------|------------|-----------|-----------|------------------|
| ≤ 25 | 181 013 | 628 088 | 809 101 | 22,4 |
| 26-30 | 207 532 | 1 069 348 | 1 276 880 | 16,3 |
| 31-35 | 223 388 | 1 108 489 | 1 331 877 | 16,8 |
| 36-40 | 229 931 | 1 064 963 | 1 294 894 | 17,8 |
| 41-45 | 212 781 | 920 779 | 1 133 560 | 18,8 |
| 46-50 | 194 272 | 781 836 | 976 108 | 19,9 |
| 51-55 | 162 911 | 628 648 | 791 559 | 20,6 |
| 56-60 | 131 489 | 477 183 | 608 672 | 21,6 |
| 61-65 | 100 658 | 333 133 | 433 791 | 23,2 |
| 66-70 | 74 928 | 224 097 | 299 025 | 25,1 |
| > 70 | 75 034 | 268 116 | 343 150 | 21,9 |
| Total | 1 840 554 | 7 740 348 | 9 580 902 | 19,2 |

FUENTES: Reporte Crediticio Consolidado y RENIEC. Elaboración propia.

CUADRO 12. *Informalidad en el sistema financiero según Departamento*

| | Informales | Formales | Total | Informalidad (%) |
|---------------|------------|-----------|-----------|------------------|
| Puno | 104 409 | 181 883 | 286 292 | 36,5 |
| Amazonas | 16 525 | 34 582 | 51 107 | 32,3 |
| San Martín | 51 148 | 119 643 | 170 791 | 29,9 |
| Cajamarca | 70 635 | 167 673 | 238 308 | 29,6 |
| Huánuco | 40 687 | 97 202 | 137 889 | 29,5 |
| Ucayali | 37 133 | 90 162 | 127 295 | 29,2 |
| Junín | 99 394 | 251 207 | 350 601 | 28,3 |
| Piura | 154 416 | 414 889 | 569 305 | 27,1 |
| Tumbes | 22 588 | 63 111 | 85 699 | 26,4 |
| Loreto | 48 289 | 135 658 | 183 947 | 26,3 |
| Ayacucho | 23 974 | 69 451 | 93 425 | 25,7 |
| Lambayeque | 105 627 | 309 740 | 415 367 | 25,4 |
| La Libertad | 130 478 | 413 486 | 543 964 | 24,0 |
| Ancash | 66 727 | 223 044 | 289 771 | 23,0 |
| Huancavelica | 12 783 | 45 020 | 57 803 | 22,1 |
| Madre de Dios | 9 148 | 33 441 | 42 589 | 21,5 |
| Apurímac | 11 043 | 47 445 | 58 488 | 18,9 |
| Pasco | 9 889 | 43 429 | 53 318 | 18,5 |
| Tacna | 21 907 | 101 778 | 123 685 | 17,7 |
| Arequipa | 88 608 | 447 856 | 536 464 | 16,5 |
| Cusco | 47 021 | 238 178 | 285 199 | 16,5 |
| Ica | 45 884 | 278 160 | 324 044 | 14,2 |
| Lima | 524 780 | 3 230 738 | 3 755 518 | 14,0 |
| Callao | 48 198 | 333 744 | 381 942 | 12,6 |
| Moquegua | 7 102 | 57 492 | 64 594 | 11,0 |
| Total | 1 840 554 | 7 740 348 | 9 580 902 | 19,2 |

FUENTES: Reporte Crediticio Consolidado y RENIEC. Elaboración propia.

utilizan la información de los créditos y los ingresos reportados por los clientes - entre otras variables - y replican los modelos utilizados por el banco para estimar el ingreso verdadero de cada cliente.

A diferencia de Artavanis y otros (2016), en la presente investigación la información disponible corresponde a todo el sistema financiero; sin embargo, los ingresos de los clientes no están disponibles (es decir, no son observables para el investigador). Por ello, la estimación de la evasión tributaria de los informales se realizó utilizando estrategias empíricas alternativas.

3.1 METODOLOGÍAS

Se aplicaron tres métodos basados en información crediticia. El primero consiste en identificar contrafactuales “formales” para los clientes informales, utilizando como criterio de emparejamiento la información de los saldos promedio de crédito. Una vez realizado el emparejamiento, la evasión tributaria de los informales sería aproximadamente igual al monto de impuestos pagado por sus contrafactuales formales. El segundo y tercer métodos estiman el monto de evasión tributaria como un porcentaje de la recaudación efectiva de los clientes informales.

Método 1

El primer método consiste en identificar contrafactuales “formales” para los clientes informales, utilizando como criterio de emparejamiento la información de los saldos promedio de crédito. Una vez realizado el emparejamiento, la evasión tributaria de los informales sería aproximadamente igual al monto de impuestos pagado por sus contrafactuales formales.

Para identificar el contrafactual formal de un cliente informal, se parte del supuesto que el monto de crédito que una entidad del sistema financiero otorga a un cliente i , S_i , depende principalmente de su flujo de ingresos, Y_i , y de otras características, X_i . Entonces $S_i^h = f(Y_i^h, X_i)$, donde $h = F$ y $h = I$ indican que el cliente es formal o informal, respectivamente, y $f(\cdot)$ es una función desconocida. De esta forma, si el monto de crédito de un informal es en promedio igual al de un formal que tiene características observables X_i similares, entonces sus ingresos deberían ser similares:

$$\mathbb{E} [S_i^I | Y_i^I, X_i] = \mathbb{E} [S_j^F | Y_j^F, X_j] \quad \text{y} \quad X_i = X_j \quad \implies \quad Y_i^I = Y_i^F. \quad (1)$$

En este caso, el individuo formal j será considerado el contrafactual del individuo informal i . Entonces, el monto de evasión tributaria del informal i podría ser aproximada por el pago de impuestos de su contrafactual formal j .

Para realizar la identificación de los contrafactuales, se agruparon los clientes formales e informales en $G = 76$ grupos definidos por rangos de saldos promedio de crédito. De esta manera, en vez de identificar el contrafactual de un informal, se identificaron contrafactuales por grupos, simplificando así el análisis. Los rangos de créditos utilizados para agrupar a los clientes formales e informales fueron los siguientes:

- Hasta S/ 2 000 (primer grupo).
- Desde más de S/ 2 mil hasta S/ 6 mil, y todos los intervalos subsiguientes con una amplitud de S/ 4 mil, siendo el último intervalo con esta amplitud desde S/ 246 mil hasta S/ 250 mil.
- Intervalos con amplitudes de S/ 25 mil, S/ 50 mil, S/ 100 mil y S/ 1 millón, hasta el último intervalo de S/ 3 millones.⁹

⁹ En el caso de los clientes informales, el monto máximo de crédito es menor a S/ 3 millones. Existen 3 986 clientes formales que superan dicho monto y no han sido considerados en el análisis.

Para cada grupo g de clientes formales, se calculó el pago de impuestos total, R_g , que se obtiene al sumar los pagos de impuestos de cada miembro del grupo. Así, la recaudación total proveniente de los formales, $R^F = \sum_{g=1}^G R_g$, para el período tributario 2014 fue de S/ 30 875,40 millones,¹⁰ equivalente a cerca del 40 por ciento del total de impuestos recaudado en dicho periodo por la administración tributaria. Para calcular el monto de evasión para cada grupo, R_g^I , se aplicó la siguiente fórmula:

$$R_g^I = R_g^F \left(\frac{S_g^I}{S_g^F} \right), \quad (2)$$

donde S_g^I y S_g^F representan la suma de los saldos de crédito de los informales y de los formales, respectivamente, que pertenecen al grupo g . Como es evidente, el supuesto detrás de este cálculo es que el ratio entre el pago de impuestos y el saldo de crédito promedio de los formales, R_g^F/S_g^F , es igual al que hubieran tenido los informales si fueran formales, R_g^I/S_g^I . Dado esto, el monto de evasión total correspondiente a los clientes informales del sistema financiero sería igual a $R^I = \sum_{g=1}^G R_g^I$.

Método 2

El segundo método es una simplificación del primero y utiliza la suma total de los saldos promedio de los clientes formales e informales, sin diferenciar los montos de crédito o alguna otra característica observable. Para ello, se define β_t^I como el ratio entre la suma de los saldos promedio de todos los clientes informales y la suma de los saldos promedio de todos los clientes formales, para el año $t = 2014$. Dado esto, el estimado del incumplimiento tributario se obtiene aplicando el porcentaje β_t^I a la recaudación de las personas formales en el año $t = 2014$, R_t^F :

$$R_t^I = \beta_t^I R_t^F \quad (3)$$

Método 3

El tercer método utiliza como insumo principal el número de clientes formales e informales. En este caso, se define α_t^I como el ratio entre el número total de clientes informales y el número total de clientes formales, para el año $t = 2014$. Entonces, el estimado del incumplimiento tributario se obtiene aplicando el porcentaje α_t^I a la recaudación de las personas formales en el año $t = 2014$, R_t^F :

$$R_t^I = \alpha_t^I R_t^F \quad (4)$$

3.2 RESULTADOS

El Cuadro 13 (p. 69) muestra los resultados de la estimación de la evasión tributaria de los clientes informales del sistema financiero, a nivel total y por tributo. Tomando en cuenta la información de los tres métodos empleados, se observa que la evasión total podría ubicarse dentro del rango de S/ 2 000 millones (0,3 por ciento del PBI) y S/ 7 346 millones (1,3 por ciento del PBI), aproximadamente.

Según el método 1, que tendría mayor precisión en comparación a los métodos 2 y 3, la evasión tributaria para el año 2014 habría sido aproximadamente S/ 3 790 millones. Este monto representa 0,7 por ciento del PBI nominal, 4,2 por ciento de los Ingresos Tributarios del Gobierno Central y a 6,7 por ciento de los impuestos pagados por los clientes que tienen créditos con el sistema financiero.

¹⁰ Los montos declarados se asumen como pagos efectuados. Cabe precisar que solo la base de recaudación total considera pagos efectuados, mientras que los PDTs contienen montos declarados por los contribuyentes.

CUADRO 13. Estimación de la evasión tributaria (mlls de S/)

| | | Método 1 | Método 2 | Método 3 |
|-----------------------------|--|--------------|--------------|--------------|
| Renta | Primera categoría | 41 | 17 | 63 |
| | Segunda categoría | 63 | 28 | 105 |
| | Tercera categoría | 723 | 390 | 1 432 |
| | Cuarta categoría | 123 | 50 | 183 |
| | Quinta categoría | 981 | 488 | 1 794 |
| | No domiciliados | 72 | 31 | 114 |
| | Regularización de personas naturales ^{1/} | 54 | 28 | 103 |
| | Regularización de personas jurídicas | 125 | 60 | 219 |
| | Régimen especial (RER) | 28 | 11 | 42 |
| | Otras rentas | 7 | 3 | 12 |
| Producción y consumo | Impuesto general a las ventas (IGV) | 1 220 | 725 | 2 665 |
| | Impuesto selectivo al consumo (ISC) | 27 | 11 | 41 |
| | Otros ^{2/} | 13 | 4 | 14 |
| Otros | Régimen único simplificado (RUS) | 22 | 7 | 26 |
| | Otros ^{3/} | 172 | 89 | 326 |
| Total | | 3 790 | 2 000 | 7 346 |

NOTAS: 1/ Considera a las regularizaciones del impuesto a la renta de primera y segunda categoría, así como de rentas del trabajo (cuarta y quinta categoría). 2/ Considera al impuesto de solidaridad a la niñez y al impuesto de promoción turística. 3/ Considera al fraccionamiento RESIT, a otros fraccionamientos, al impuesto extraordinario de solidaridad (IES), al impuesto a las acciones estado, al régimen especial de fraccionamiento tributario (REFT), al sistema especial de actualización y pago de deudas tributarias, al impuesto a los juegos de casinos y máquinas tragamonedas, al impuesto al rodaje y a tributos derogados, así como a otros ingresos tributarios internos.

De manera referencial, también se realizó la estimación de evasión por tipo de impuesto, asumiendo que la estructura tributaria de los clientes formales era similar a la de los informales. Se observa que los mayores montos de evasión se habrían registrado en el IGV (S/ 1 220 millones), el impuesto a la renta de quinta categoría (S/ 981 millones) y el impuesto a la renta de tercera categoría (S/ 723 millones).

El Cuadro 14 permite comparar los montos estimados por tributos con estimaciones agregadas de evasión tributaria, que incluye tanto a clientes del sistema financiero (formales e informales) como a clientes fuera del mismo. Se observa que la informalidad de los clientes del sistema financiero explicaría aproximadamente un tercio de la evasión total en el pago de impuestos por rentas del trabajo (impuesto a la renta de cuarta y quinta categorías), 7 por ciento de la evasión en el IGV y 2 por ciento en el impuesto a la renta de la tercera categoría.

CUADRO 14. Comparación con estudios previos

| | Economía (a) | Informales (b) | Proporción (b/a) |
|---|--------------|----------------|------------------|
| Impuesto general a las ventas (IGV) | 17 579 | 1 220 | 6,94% |
| Impuesto a la renta de Tercera categoría | 39 000 | 723 | 1,85% |
| Impuesto a la renta de cuarta y quinta categorías | 3 322 | 1 105 | 33,2% |

NOTAS: En el caso del IGV, el estimado a nivel agregado proviene de [SUNAT \(2015\)](#), el cual fue publicado en el Marco Macroeconómico Multianual 2016-2018 Revisado. El estimado de la evasión en el impuesto a la renta de cuarta y quinta categorías corresponde a [Lahura \(2016\)](#). El monto de evasión tributaria en el impuesto a la renta de tercera categoría corresponde a estimados preliminares elaborados por la Intendencia Nacional de Estudios Económicos y Estadística en 2015.

Es importante enfatizar dos aspectos de estos resultados. Primero, la evasión tributaria estimada correspondería solo a aquella que proviene de los informales que son clientes del sistema financiero. Por tanto, no se cuantifica la evasión de los informales que no son clientes del sistema financiero, de los clientes formales, o del resto de formales que no son clientes del sistema financiero. Segundo, el monto de evasión estimado para los clientes informales podría estar subestimado debido a que los pagos de impuestos de los clientes formales estarían atenuados por la evasión potencial del sector formal.

4 CONCLUSIONES

En este documento se calcula que, a diciembre del año 2014, existían 1,8 millones de informales que tenían al menos un crédito en alguna entidad del sistema financiero. Este resultado sugiere que la informalidad no ha sido un impedimento para acceder a un crédito en el sistema financiero. Además, se infiere que existe un espacio potencial importante para ampliar la base tributaria.

Asimismo, se encuentra que las entidades que registraron las mayores tasas de informalidad en términos de número de clientes y saldos de créditos fueron las Cajas Rurales, Edpymes y Financieras. Además, la distribución del número de clientes informales y de sus saldos crediticios muestra que la informalidad se concentró en Bancos, Financieras y las Cajas Municipales, a través de créditos a las Mype, de consumo y tarjeta de crédito. Estos resultados sugieren que sería prudencial vigilar y cuantificar la exposición al riesgo por informalidad en el sistema financiero.

Finalmente, se estima que la evasión tributaria para el año 2014 habría sido aproximadamente 0,7 por ciento del PBI nominal, 4,2 por ciento de los Ingresos Tributarios del Gobierno Central o 6,7 por ciento de los impuestos pagados por los clientes que tienen créditos con el sistema financiero. Por supuesto, se estima que los mayores montos de evasión serían en el IGV, en el impuesto a la renta de quinta categoría y en el impuesto a la renta de tercera categoría.

REFERENCIAS

- Arias, L. A. (2009), “La tributación directa en América Latina: Equidad y desafíos. El caso de Perú”, CEPAL, Serie Macroeconomía del Desarrollo 95.
- Artavanis, N., A. Morse y M. Tsoutsoura (2016), “Measuring income tax evasion using bank credit: Evidence from Greece”, *Quarterly Journal of Economics*, 131(2), 739-798.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática - INEI (2014), *Producción y Empleo Informal en el Perú: Cuenta Satélite de la Economía Informal 2007-2012*, Lima: INEI.
- Lahura, E. (2016), “Evasión tributaria en las rentas del trabajo: Evidencia de la Encuesta Nacional de Hogares”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 16.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos - OCDE (2001), *Compliance Measurement - Practice Note*, Centre for Tax Policy and Administration-OECD.
- Slemrod, J. (2007), “Cheating ourselves: The economics of tax evasion”, *Journal of Economic Perspectives*, 21(1), 25-48.
- Superintendencia Nacional de Aduanas y de Administración Tributaria - SUNAT (2015), “Estimación de Incumplimiento del IGV 2014”, Informe N° 50-2015-SUNAT/5A0000.
- Tanzi, V. y S. Parthasarathi (1993), “Tax evasion: Causes, estimation methods and penalties. A focus on Latin America”, CEPAL, Serie Política Fiscal 38.



Determinantes del margen financiero en el sector microfinanciero: El caso peruano

HUGO FUENTES-DÁVILA*

Este trabajo analiza los determinantes del margen financiero de las instituciones microfinancieras para el Perú. Para ello, se utiliza un panel de datos con información de dos bancos especializados en microfinanzas, todas las cajas municipales, cajas rurales y entidades de desarrollo para la pequeña y microempresa, para el periodo de 2002 a 2013. Se encuentra que las variables propias de cada entidad financiera como el riesgo, tamaño, costos, solvencia y depósitos son determinantes del margen financiero, mientras que variables agregadas como la actividad económica, los encajes y la tasa de interés interbancaria también tienen efectos estadísticamente significativos sobre estos.

Palabras Clave : Margen financiero, costos operativos, competitividad, microfinanzas
Clasificación JEL : C33, E43, E58, G21

El término de Instituciones Microfinancieras (IMF) ha sido generalmente utilizado para referirse a aquellos intermediarios financieros especializados en clientes de bajos recursos y quienes, paradójicamente, pagan un mayor costo de crédito. Asimismo, como sostiene [Campion y otros \(2012\)](#), si bien las IMF han cumplido un papel relevante en el desarrollo económico de los países de América Latina y el Caribe, se han dedicado pocos recursos a mejorar la eficiencia interna de estas instituciones. En particular, la débil competencia en este sector sería una de las razones de por qué las tasas de interés de los préstamos microfinancieros no han disminuido significativamente durante los últimos años.

La literatura acerca de IMF ha priorizado el estudio del origen y la evolución del sector microfinanciero y su impacto en el crecimiento económico. A diferencia de estos trabajos, esta investigación se enfoca en el análisis de los determinantes del margen financiero en las microfinanzas, siguiendo el estudio de [Cuéllar-Fernández y otros \(2016\)](#), como primer paso para explicar las elevadas tasas de interés de los créditos y los elevados márgenes financieros en este sector. Adicionalmente, motiva la discusión del grado de competencia del sector microfinanciero y qué tanto depende este del crecimiento económico y las políticas macroeconómicas. Para ello, se utiliza una estimación de datos de panel con información de dos bancos especializados en microfinanzas, todas las Cajas Municipales (CMAC), Cajas Rurales (CRAC) y Entidades de Desarrollo para la Pequeña y Microempresa (EDPYME) para el periodo de 2002 a 2013.

El documento se organiza de la siguiente manera. La sección 1 desarrolla una revisión bibliográfica y presenta los hechos estilizados más relevantes de la evolución del sector microfinanciero en el Perú. La

* Pontificia Universidad Católica del Perú, Av. Universitaria 1801, Lima 32, Perú (e-mail: hfuentesdavila@pucp.pe).

Agradezco a Paul Castillo, Paul Collazos, Marco Vega y Giovanna Aguilar por sus comentarios y sugerencias a versiones previas de este documento.

sección 2 presenta el modelo empírico, inspirado en el marco conceptual de Cuéllar-Fernández y otros (2016), y los datos empleados. Los resultados encontrados se presentan en la sección 3. Finalmente, la sección 3 concluye y sugiere algunas recomendaciones de política económica.

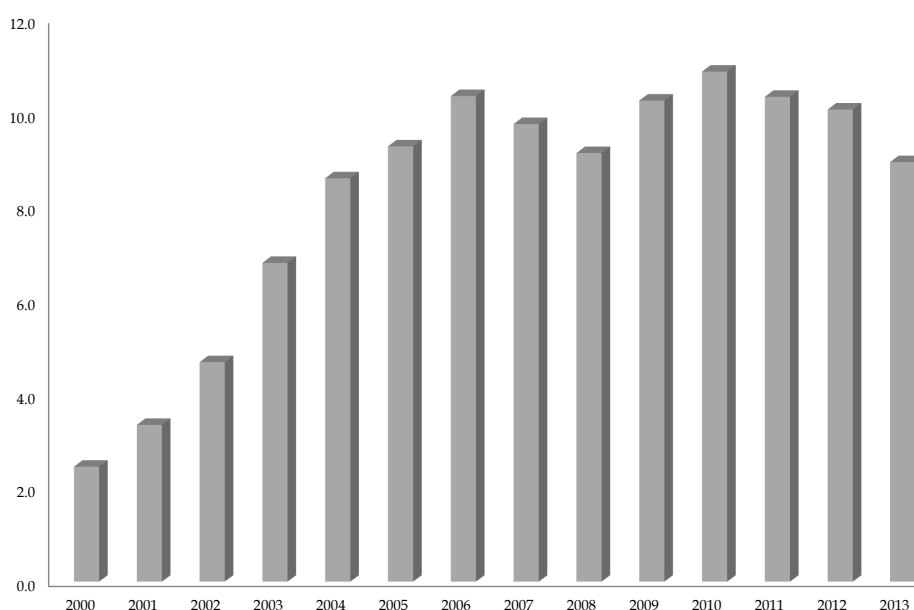
1 HECHOS ESTILIZADOS

La creciente relevancia de las microfinanzas en el Perú se explica en parte por la mayor participación del sector microfinanciero en el nivel total de crédito. De acuerdo con el Gráfico 1, la participación del microcrédito pasó de 3 por ciento en el año 2000 a niveles alrededor del 10 por ciento durante el periodo de 2010 a 2013. Este aumento en la participación del crédito total ha sido resaltado por agentes internacionales como *The Economist Intelligence Unit*, quien consideró al Perú durante seis años consecutivos (de 2008 a 2013), como el país con las mejores condiciones de negocios para las microfinanzas a nivel mundial.

La importancia del sector microfinanciero ha motivado el desarrollo de estudios recientes en este campo. Por ejemplo, Conger y otros (2009) realizan una síntesis de la historia de las microfinanzas en el Perú. En ella se señala que el desarrollo del sector de microcréditos y de sus tecnologías se dió en la década de 1980, dentro de un entorno macroeconómico de alta inflación, terrorismo, deterioro de las instituciones y colapso económico. En este contexto, instituciones tradicionales dedicadas al rol de las microfinanzas, como las cooperativas de ahorro y crédito, los programas financieros de aquel entonces y la banca de fomento (como el Banco Agrario), fueron reemplazadas por las CRAC y las EDPYME, notablemente durante la décadas de 1990 y 2000. Asimismo, señalan que la expansión del microcrédito en el Perú ocurrió en un contexto de reducciones continuas de las tasas de interés y de los márgenes financieros, los cuales estuvieron acompañadas de una regulación correcta, solidez de la economía y una adecuada cultura de pagos (véase el Gráfico 2a, p. 73).

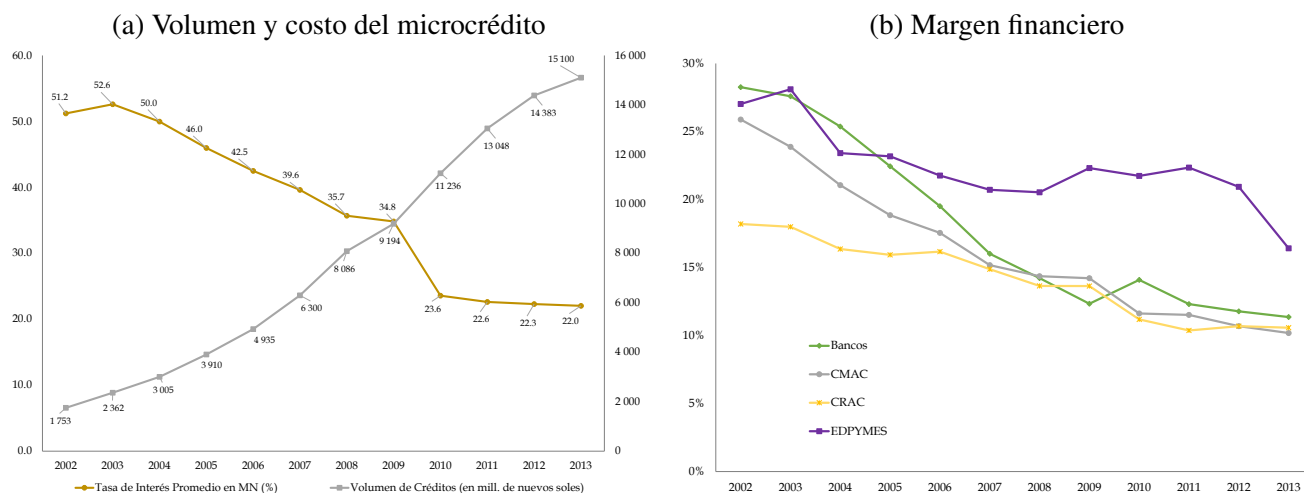
El Gráfico 2b muestra la disminución del margen financiero por tipo de entidad microfinanciera, siendo los bancos y las CMAC quienes más redujeron sus márgenes durante el periodo muestral. Del Pozo (2008)

GRÁFICO 1. *Participación del crédito en el sector microfinanciero*



NOTA: Fuente: SBS, Elaboración propia.

GRÁFICO 2. Evolución del crédito en el sector microfinanciero (2002-2013)

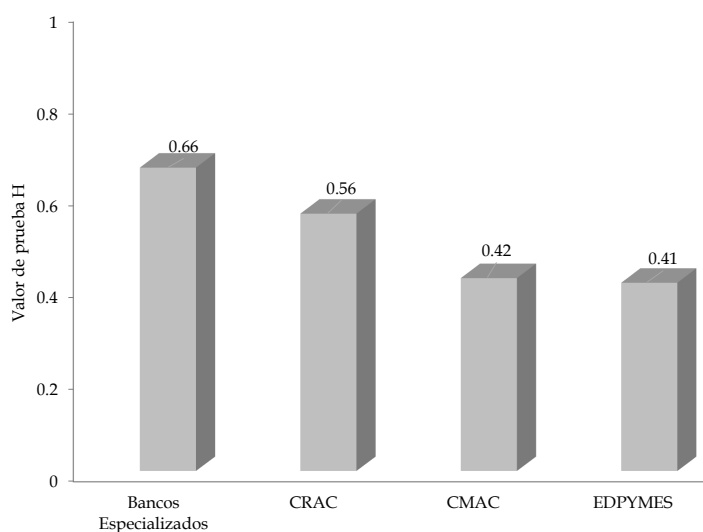


FUENTE: SBS. Elaboración propia.

muestra que el nivel de competencia en el sector microfinanciero se incrementó durante el periodo de 2003 a 2008, lo que se manifiesta con la presencia a nivel nacional de varias IMF y el incremento en el número de agencias. Asimismo, este fenómeno es consistente con una especialización de la tecnología crediticia, presencia de importantes mercados locales de crédito con demandas relativamente menos elásticas, lo cual brinda cierto poder de mercado a las firmas más competitivas.

El Gráfico 3 muestra los resultados de la prueba H propuesta por Panzar y Rosse (1987) para las diferentes entidades microfinancieras. Un valor cercano a 1 sugiere un comportamiento de la industria cercano al de competencia perfecta, mientras que un valor cercano a 0 indica un comportamiento similar al de monopolio o colusión perfecta. Cualquier número entre 0 y 1 sugiere un comportamiento de competencia monopolística.

GRÁFICO 3. Nivel de Competencia por tipo de IMF

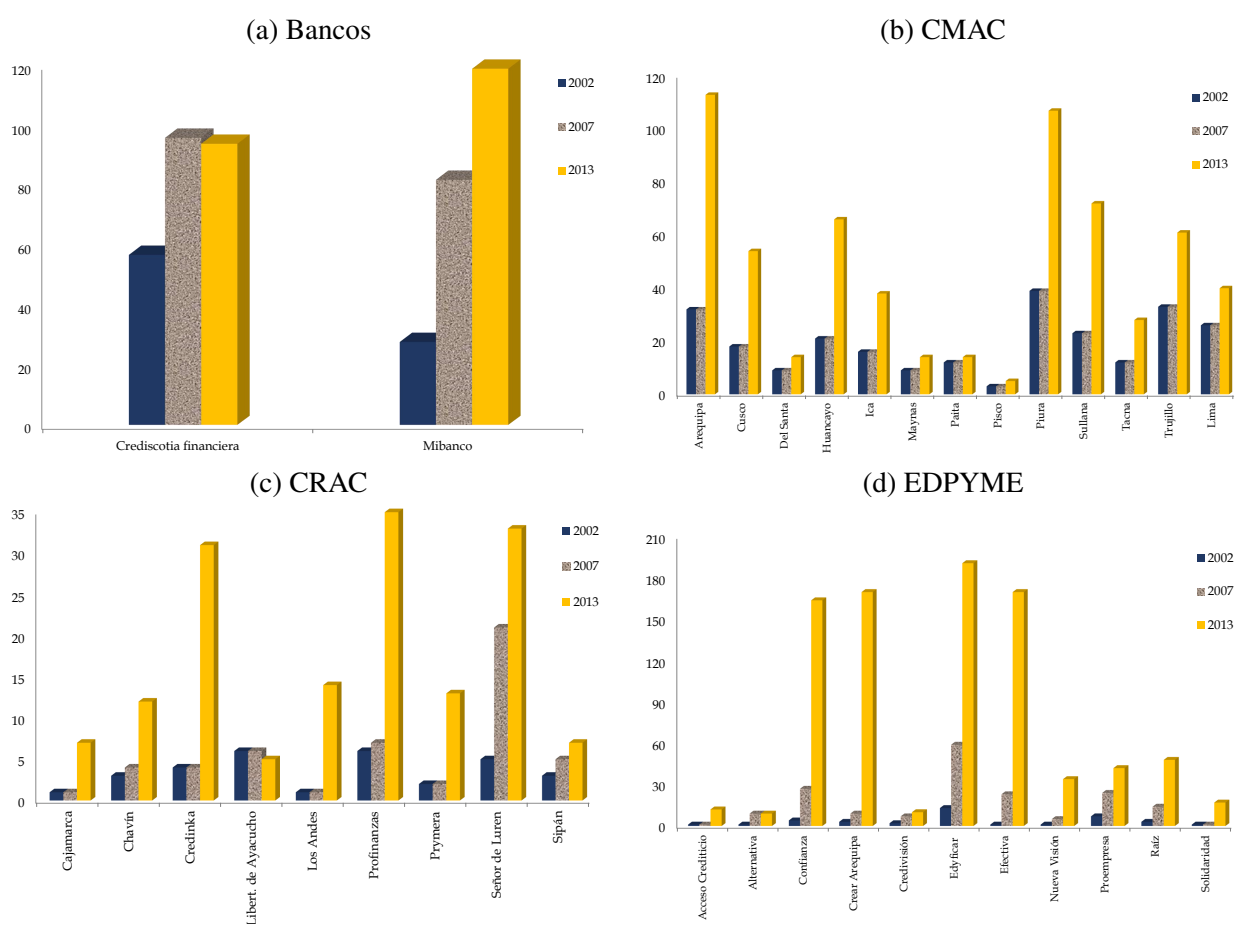


FUENTE: SBS. Elaboración propia.

Los valores indican que el mayor nivel de competencia se da en los Bancos Especializados, lo cual, para [Del Pozo \(2008\)](#), se explicaría por las características propias de su servicio: operaciones a mayor escala, cobertura nacional y la homogeneidad de sus productos financieros. Por otro lado, las CRAC poseen un nivel de competencia menor, consistente con una menor escala de operaciones y portafolios crediticios más diversificados. Las CMAC presentan un nivel de competencia moderado, asociado con que algunas de estas entidades poseen ciertas restricciones legales que impiden el desarrollo de sus operaciones. Por último, las EDPYME poseen el menor nivel de competencia, lo que obedece a la mayor especialización crediticia de este grupo de entidades. Al respecto, [Rebolledo y Soto \(2004\)](#) señalan que si bien la competencia en las IMF aumentó, estas aún mantienen cierto poder de mercado. Para estos autores, la propia naturaleza del mercado otorga poder a las firmas, ya que las entidades que operan en este mercado desarrollan un nivel de especialización que les otorga ventajas comparativas respecto a potenciales competidores.

El Gráfico 4 muestra el aumento significativo en el número de agencias de las IMF entre 2002 y 2013. [Aguilar \(2011\)](#) señala que la expansión microcrediticia dinamizó la actividad económica regional, principalmente a través de la mayor producción de los pequeños negocios. Del mismo modo, dicho estudio refiere que los créditos de las IMF, en especial las CMAC y CRAC, tienen un mayor impacto que el crecimiento de los créditos otorgados por la banca comercial, por lo que concluye que el canal microcreditorio es un mecanismo importante para impulsar la actividad económica local.

GRÁFICO 4. Incremento del número de agencias de las IMF



FUENTE: SBS. Elaboración propia.

2 METODOLOGÍA Y MODELO ECONÓMTRICO

El marco teórico detrás de nuestro modelo econométrico es el modelo de Cuéllar-Fernández y otros (2016), que a su vez se basa en el trabajo de Ho y Saunders (1981) tras incorporar elementos de Angbazo (1997) y Maudos y Fernández de Guevara (2004). En este modelo, se asume que cada banco es adverso al riesgo y que opera tanto en el mercado de préstamos como en el de depósitos. El propósito de cada entidad es maximizar el retorno, tomando en cuenta la variabilidad del mismo. Un primer resultado de este modelo es que las instituciones financieras que enfrentan una demanda de préstamos más inelástica, tiene un mayor poder de mercado y consecuentemente tenderán a conseguir mayores márgenes financieros. Asimismo, este modelo predice una relación positiva entre el margen financiero y los costos operativos promedio y el riesgo de crédito.

Luego, para evaluar los determinantes de los márgenes financieros se estima, utilizando la metodología de datos de panel, la siguiente ecuación:

$$\text{Margen}_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^J \beta_j X_{j,it} + \sum_{k=1}^K \gamma_k Z_{k,it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

donde Margen_{it} es el margen financiero de la institución i en el año t ; X_{it} es el conjunto de variables que se deriva del macro conceptual de Cuéllar-Fernández y otros (2016), mientras que Z_{it} recoge otros determinantes. Específicamente, las variables en el modelo empírico son las siguientes:

- **Margen financiero.** Esta variable está definida como la diferencia entre los intereses y rendimientos provenientes de los diversos productos financieros (inversiones en créditos y valores) y el costo de fondeo. En particular, se utiliza el margen financiero neto, registrado en el Estado de Ganancias y Pérdidas y se divide por el total activos de cada IMF.
- **Costos Operativos.** De acuerdo con Cuéllar-Fernández y otros (2016) y con la evidencia empírica Maudos y Solis (2009), los costos operativos son parte de los principales determinantes de los márgenes financieros. Estos incluyen, conforme a la información reportada por la SBS, las remuneraciones a trabajadores, otros gastos de personal, gastos de directorio, honorarios profesionales, otros servicios recibidos de terceros y tributos. La información para la construcción de esta variable se reporta en el Estado de Ganancias y Pérdidas y se mide como gastos de administración/total de activos para cada IMF.
- **Solvencia.** Esta variable captura el grado de aversión al riesgo y conforme a la SBS, mide el nivel de apalancamiento financiero de la empresa. Se calcula como el ratio entre el pasivo total y el capital social más reservas.
- **Riesgo crediticio.** De acuerdo con Cuéllar-Fernández y otros (2016) existe una relación directa entre el margen financiero y el riesgo crediticio. Aun cuando este marco ha sido desarrollado para la banca convencional, se espera que esta relación se mantenga en el sector microfinanciero. La medida de riesgo crediticio es definida como el ratio de activos y contingentes ponderados por riesgo de crédito sobre el total de activos.
- **Tamaño.** La mejora en los sistemas operativos de las IMF y la consecuente reducción de costos permitió que las IMF mejoren también sus carteras de préstamos y registren ganancias de eficiencia. Esta variable se expresa como el ratio de Créditos Netos de Provisiones e Ingresos No Devengados sobre el total de activos. Los Créditos Netos de Provisiones e Ingresos No Devengados incluyen

CUADRO 1. *Instituciones microfinancieras en la muestra*

| Bancos especializados | CMAC | CRAC | EDPYME |
|-----------------------|-----------|--------------------------|-------------------|
| Mi Banco | Arequipa | Cajamarca | Alternativa |
| Crediscotia | Cusco | Chavín | Efectiva |
| | Del Santa | Cruz de Chalpón | Confianza |
| | Huancayo | Libertadores de Ayacucho | Crear Arequipa |
| | Ica | Los Andes | Acceso Crediticio |
| | Maynas | Profinanzas | Credivisión |
| | Paita | Prymera | Edyficar |
| | Piura | Credinka | Nueva Visión |
| | Pisco | Señor de Luren | Proempresa |
| | Sullana | | Raiz |
| | Tacna | | Solidaridad |
| | Trujillo | | |
| | Lima | | |

FUENTE: SBS. Elaboración propia.

los créditos vigentes, refinanciados y reestructurados, provisiones, e intereses y comisiones no devengados, acumulados en el año y al mes correspondiente.

- **Depósitos.** La información de esta variable se construye como el ratio de depósitos totales entre el total de pasivos. Los depósitos incluyen la suma de los depósitos a la vista, de ahorro, a plazo y compensación por tiempo de servicio (CTS).
- **Tipo de entidad.** Debido a que en el Perú existen cuatro tipos distintos de instituciones en el sector financiero, y cada una de ellas enfrenta una estructura legal de funciones y fuentes de financiamiento distinta, es de esperar que dichas características afecten de manera diferenciada a los márgenes financieros.

El modelo de datos de panel considera la información de 35 IMF, conformadas por dos bancos especializados en microfinanzas, trece CMAC, nueve CRAC, y once EDPYME. El Cuadro 1 reporta cada una de las instituciones financieras incluidas (se utiliza la razón social más actualizada de cada IMF).

3 RESULTADOS

Como paso previo a la estimación, se realizan las pruebas de raíz unitaria, con el propósito de comprobar que las variables sean estacionarias. El Cuadro 2 (p. 77) reporta las pruebas de raíz unitaria para paneles correspondientes, en donde, de acuerdo con el consenso de la literatura, la prueba de Im, Pesaran y Shin es la que brinda resultados más robustos. Los resultados rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria en la mayoría de casos. La prueba de Levin-Lin-Chu señala que no se puede rechazar la hipótesis nula que la variable *tamaño* contiene raíz unitaria en el panel, mientras que la prueba de Breitung señala la misma característica para las variables Solvencia, Riesgo y Depósitos. Sin embargo, para ambos casos solo una prueba respalda el problema analizado. Por consiguiente, y al analizar los resultados de los criterios restantes, se asume que todas las variables son estacionarias.

De otro lado, a partir de las pruebas de Breusch y Pagan para efectos aleatorios y la prueba F de significancia de los efectos fijos, se justifica el uso de metodología de datos de panel. Se estima un modelo

CUADRO 2. Pruebas de raíz unitaria para paneles (valores p)

| | Margen | Solvencia | Riesgo | Tamaño | Costos | Depósitos |
|---|--------|-----------|--------|--------|--------|-----------|
| Levin-Lin. Chu | | | | | | |
| H0: paneles contienen raíz unitaria | | | | | | |
| H1: paneles son estacionarios | 0.0000 | 0.0253 | 0.0000 | 1.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| Harris-Tzavalis | | | | | | |
| H0: paneles contienen raíz unitaria | | | | | | |
| H1: paneles son estacionarios | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| Breitung | | | | | | |
| H0: paneles contienen raíz unitaria | | | | | | |
| H1: paneles son estacionarios | 0.0000 | 0.1559 | 0.3683 | 0.0000 | 0.0000 | 0.8439 |
| Im-Pesaran-Shin | | | | | | |
| H0: todos los paneles contienen raíz unitaria | | | | | | |
| H1: algunos paneles son estacionarios | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | - |
| Fisher (basado en prueba DF) | | | | | | |
| H0: todos los paneles contienen raíz unitaria | | | | | | |
| H1: algunos paneles son estacionarios | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| Fisher (basado en prueba PP) | | | | | | |
| H0: todos los paneles contienen raíz unitaria | | | | | | |
| H1: algunos paneles son estacionarios | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |

de efectos fijos tras los resultados de la prueba de Hausman. Pruebas adicionales sugieren la presencia de heterocedasticidad, correlación serial y correlación contemporánea, razón por la cual se emplea el método de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (MCGF). Finalmente se incluyen *dummies* para controlar por posibles datos poco habituales que se registraron en fechas particulares.

Los resultados de estimación se reportan en el Cuadro 3, en el cual se observa que todas las variables son estadísticamente significativas al 99 por ciento de confianza, con la excepción de la variable Tamaño, la cual es significativa al 95 por ciento de confianza. La significancia de estos resultados es consistente con lo reportado por Cuéllar-Fernández y otros (2016). En particular, la relación directa de los costos y los márgenes financieros evidencia lo expuesto por Del Pozo (2008), quien señala que los márgenes de ganancia fueron reduciéndose producto de los menores costos operativos de las IMF, influenciados por el nivel de competencia alcanzado. Otras variables que registran una relación directa son el Riesgo y el Tamaño, mientras que la relación inversa entre depósitos y los márgenes financieros se justifica a partir que no todas las IMF pueden captar depósitos, sino únicamente aquellas que presenten una estabilidad financiera adecuada.

Si bien estos resultados van en línea con el trabajo de Cuéllar-Fernández y otros (2016) y la literatura previa de determinantes de los márgenes financieros en la banca comercial, cabe mencionar que el efecto de los costos sobre los márgenes financieros debiera ser positivo en un contexto de competencia perfecta. Sin embargo, tal y como señalan Rebolledo y Soto (2004), el sector microfinanciero cuenta con un mayor poder de mercado para fijar sus márgenes de ganancia que el que tiene la banca corporativa, situación que dista de un mercado de competencia perfecta.

Análisis de determinantes macroeconómicos

Enseguida, se evalúa si las herramientas de política monetaria, así como otras variables macroeconómicas, afectan la evolución de los márgenes financieros. Para ello, se incluyen variables como la tasa de

crecimiento del Producto Bruto Interno (PBI), la tasa de interés interbancaria en moneda nacional, y la tasa de encaje en moneda nacional.

El Cuadro 4 reporta los resultados de la estimación y sugiere que las tres variables son estadísticamente significativas. Por un lado, incrementos en la tasa de crecimiento del PBI reducen el margen financiero, en la medida que, como explican [Bernanke y Gertler \(1995\)](#) para el caso del sistema bancario, un aumento del PBI aumentaría el valor neto de préstamos, reduciendo así los márgenes financieros.¹ Asimismo, aumentos de la tasa de encaje reducen el margen financiero, puesto que este actúa como un impuesto a la intermediación financiera y las entidades financieras no pueden trasladar íntegramente a las tasas de interés de los créditos. Finalmente, aumentos de la tasa de interés interbancaria aumentan los márgenes financieros.

4 CONCLUSIONES

Este trabajo evalúa los determinantes de los márgenes financieros utilizando información de 35 instituciones microfinancieras del Perú y aplicando la metodología de datos de panel para el periodo de 2002 a 2013.

Los resultados indican que las variables propias a cada entidad financiera como riesgo, tamaño y costos incrementan el margen financiero, mientras que la solvencia y los depósitos lo reducen. Estos resultados son consistentes con el trabajo de [Cuéllar-Fernández y otros \(2016\)](#) y la literatura previa de determinantes de los márgenes financieros en la banca comercial. Adicionalmente, se analizan los efectos de las variables macroeconómicas en los márgenes financieros. Se encuentra que la tasa de interés interbancaria mantiene una relación positiva, a diferencia de la tasa de crecimiento del PBI y la tasa de encaje, los cuales se relacionan inversamente con los márgenes financieros.

Finalmente, se recomienda el diseño de políticas macroeconómicas que fomenten la competencia en el sector microfinanciero, en la medida que esta última permitirá la reducción de las tasas de interés activas, los costos operativos y por consecuencia los márgenes financieros. Del mismo modo, se requiere el diseño de nuevos instrumentos financieros que atiendan los requerimientos de microempresas que aún no acceden a los mercados de crédito. Por ello, es también prioritario mantener una tasa de crecimiento positiva de la economía, complementada por una regulación adecuada, a fin de garantizar y mejorar el desarrollo financiero.

CUADRO 3. *Determinantes del margen financiero: Especificación base*

| | Coefficiente | Valor <i>p</i> |
|---------------------|--------------|----------------|
| Solvencia | -0.000792 | (0.000) |
| Riesgo | 0.010779 | (0.000) |
| Tamaño | 0.000691 | (0.038) |
| Costos | 0.172449 | (0.000) |
| Depósitos | -0.003278 | (0.000) |
| Constante | 0.007096 | (0.000) |
| N° de observaciones | 5040 | |
| Prob > chi2 | 0.0000 | |

¹ Cabe mencionar sin embargo, que [Aguirre y otros \(2015\)](#) discuten que para el sector microfinanciero existen casos donde esta relación podría ser inversa y citan como ejemplo el caso de Honduras.

CUADRO 4. *Determinantes del margen financiero: Especificación extendida*

| | Coeficiente | Valor <i>p</i> |
|----------------------------|-------------|----------------|
| Solvencia | -0.000781 | (0.000) |
| Riesgo | 0.010673 | (0.000) |
| Tamaño | 0.000539 | (0.094) |
| Costos | 0.172262 | (0.000) |
| Depósitos | -0.003332 | (0.000) |
| Interbancaria | 0.126433 | (0.000) |
| PBI | -0.056823 | (0.000) |
| Encaje | -0.015827 | (0.000) |
| Constante | 0.383637 | (0.000) |
| N° de observaciones | 5040 | |
| Prob > chi2 | 0.000 | |

REFERENCIAS

- Aguilar, G. (2011), "Microcrédito y crecimiento regional en el Perú", Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú, Documento de trabajo 317.
- Aguirre, H., T. Burdisso, F. Grillo y E. Giupponi (2015), "Intermediation spreads in an emerging economy under different macroeconomic regimes: Argentina, 1994-2013", Central Bank of Argentina, Working paper 201564.
- Angbazo, L. (1997), "Commercial bank net interest margins, default risk, interest-rate risk, and off-balance sheet banking", *Journal of Banking and Finance*, 21(1), 55-87.
- Bernanke, B. S. y M. Gertler (1995), "Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission", *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.
- Campion, A., R. K. Ekka y M. Wenner (2012), "Las tasas de interés y sus repercusiones en las microfinanzas en América Latina y el Caribe", Banco Interamericano de Desarrollo, Documento de trabajo 177.
- Cuéllar-Fernández, B., Y. Fuertes-Callén, C. Serrano-Cinca y B. Gutiérrez-Nieto (2016), "Determinants of margin in microfinance institutions", *Applied Economics*, 48(4), 300-311.
- Conger, L., P. Inga y R. Webb (2009), *El Árbol de la Mostaza: Historia de las Microfinanzas en el Perú*, Lima: Universidad de San Martín de Porres.
- Del Pozo, C. (2008), "Nivel de competencia en las microfinanzas: Evidencia para el Perú", XXVI Encuentro de Economistas del BCRP, edición mimeografiada.
- Ho, T. S. Y. y A. Saunders (1981), "The determinants of bank interest margins: Theory and empirical evidence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16(4), 581-600.
- Maudos, J. y J. Fernández de Guevara (2004), "Factors explaining the interest margin in the banking sectors of the European Union", *Journal of Banking and Finance*, 28(9), 2259-2281.
- Maudos, J. y L. Solís (2009), "The determinants of net interest income in the Mexican banking system: An integrated model", *Journal of Banking and Finance*, 33(10), 1920-1931.
- Panzar, J. C. y J. N. Rosse (1987), "Testing for 'Monopoly' equilibrium", *Journal of Industrial Economics*, 35(4), 443-456.

Rebolledo, P. y R. Soto (2004), “Estructura del mercado de créditos y tasas de interés: Una aproximación al segmento de las microfinanzas”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 11.



CONVOCATORIA PARA PUBLICACIÓN EN LA REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS

La *Revista Estudios Económicos* (REE) es una publicación del Banco Central de Reserva del Perú que tiene como objetivo la divulgación de investigaciones económicas en temas de interés para el Banco Central de Reserva del Perú y la economía peruana. Las principales áreas de interés de la REE incluyen macroeconomía, política monetaria, economía internacional, política económica y finanzas.

El Comité Editorial de la REE invita a investigadores del BCRP y de otras instituciones a enviar trabajos para ser evaluados para su publicación en esta revista.

INSTRUCCIONES PARA AUTORES

1. **Envíos.** Se recomienda el envío del manuscrito por vía electrónica a la dirección **ree@bcrp.gob.pe**.

Alternativamente, los manuscritos pueden ser enviados en 3 copias impresas, a una cara por página, a la siguiente dirección postal:

Editores Revista de Estudios Económicos
Sub Gerencia de Investigación Económica
Banco Central de Reserva del Perú
Jr. Miró Quesada 441 - 445
Lima 1, Perú.

- (a) Los manuscritos presentados deben ser trabajos originales no publicados en ningún otro medio. Asimismo no deben ser sometidos para publicación en algún otro medio al mismo tiempo que son sometidos para la publicación en la REE.
 - (b) Las remisiones pueden ser hechas en formatos PDF, Word o TeX.
 - (c) Los manuscritos deben ser escritos en **español**. Debe evitarse utilizar términos en otro idioma. De ser absolutamente necesario, estos términos deben ser escritos en letras cursivas.
 - (d) Los manuscritos serán sometidos a una evaluación por parte de los Editores de la REE, quienes se reservan el derecho de rechazar cualquier manuscrito que no cumpla con los estándares de la REE.
 - (e) La remisión de trabajos a la REE implica la aceptación por parte de los autores de las condiciones aquí especificadas.
2. **Manuscrito.** Los trabajos deben ser escritos a doble espacio, en formato A4 y sobre una sola cara. El artículo debe ser dividido en secciones. El tamaño del manuscrito no debe exceder la longitud de 40 páginas escritas a doble espacio, incluyendo bibliografía, anexos, gráficos y cuadros. Los autores son responsables de revisar el texto y las referencias bibliográficas para evitar errores que entorpezcan la labor editorial de los Editores de la REE.

3. **Portada.** La primera página debe contener el título completo del artículo así como nombres, afiliaciones, dirección completa, número de teléfonos y correos electrónicos de los autores. Debe contener además un resumen con un máximo de 300 palabras. Se deben incluir al menos tres “palabras clave” y tres códigos de la clasificación JEL. Los agradecimientos aparecerán en la primera nota al pie del texto.
4. **Gráficos y cuadros.** Los gráficos y cuadros deben aparecer al final del texto o ser enviados en archivos separados. Los cuadros y gráficos deben ser numerados de manera independiente y consecutiva utilizando los términos “Cuadro” y “Gráfico” (por ejemplo, Cuadro 1, Gráfico 1, Cuadro 2,...). No utilizar los términos “Tabla” o “Figura”.

De ser necesario, los Editores de la REE podrán solicitar los cuadros o los datos de los gráficos en formatos que permitan incorporar modificaciones o ediciones de forma, de acuerdo con el estilo de la REE (por ejemplo, en MS Excel).

5. **Notas al pie de página.** Las notas deben aparecer al pie de la página respectiva y su numeración debe ser consecutiva. Se recomienda minimizar el uso de notas al pie de página y evitar el uso de las mismas para referencias bibliográficas.
6. **Referencias bibliográficas.** Las citas en el texto serán de la siguiente manera: Engle (1982), Gonzalo y Ng (2001), Céspedes y otros (2004). Toda cita textual debe aparecer entre comillas “...” y su referencia debe contener el número de las páginas de donde proviene el texto: (Adolfson, 2007, p. 470), (Gordon y Leeper, 1994, p. 1244), (Vega y otros, 2009, pp. 52-53). Del mismo modo, de tratarse de una monografía o libro, debería incluirse el número de sección, capítulo o página: Hamilton (1994, sección 18.2), Durbin y Koopman (2001, cap. 4), Carnot y otros (2011, pp. 103-115).

Las referencias bibliográficas deben aparecer listadas en orden alfabético al final del texto y comprender únicamente citas incluidas en el texto. A continuación, se describe el estilo de citación de la REE.

Los artículos provenientes de **revistas académicas especializadas** y ampliamente conocidas (“*journals*”) deben ser citados de la siguiente manera:

Adolfson, M. (2007), “Incomplete exchange rate pass-through and simple monetary policy rules”, *Journal of International Money and Finance*, 26(3), 468-494.

Céspedes, L., R. Chang y A. Velasco (2004), “Balance sheet and exchange rate policy”, *American Economic Review*, 94(4), 1183-1193.

Engle, R. F. (1982), “Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation”, *Econometrica*, 50(4), 987-1007.

Gonzalo, J. y S. Ng (2001), “A systematic framework for analyzing the dynamic effects of permanent and transitory shocks”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(10), 1527-1546.

Gordon, D. y E. Leeper (1994), “The dynamic impacts of monetary policy: An exercise in tentative identification”, *Journal of Political Economy*, 102(6), 1228-1247.

En el caso de artículos de **revistas especializadas editadas por bancos centrales** u otras instituciones afines, debe incluirse el nombre de la institución. Los artículos de la REE y de la Revista *Moneda* corresponden a esta categoría:

Armesto, M. T., K. M. Engemann y M. T. Owyang (2010), “Forecasting with mixed frequencies”, Federal Reserve Bank of St. Louis, *Review*, November/December, 521-536.

McLaren, N. y R. Shanbhogue (2011), “Using internet search data as economic indicators”, Bank of England, *Bank of England Quarterly Bulletin*, 51(2), 134-140.

Monge, A. and D. Winkelried (2009), “PPC y convergencia de precios: Un análisis para las ciudades del Perú”, Banco de la República, *Ensayos de Política Económica*, 27(58), 56-105.

Vega, M., S. Bigio, D. Florián, G. Llosa, S. Miller, N. Ramírez, D. Rodríguez, J. Salas y D. Winkelried (2009), “Un modelo semi-estructural de proyección para la economía peruana”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 17, 51-83.

Winkelried, D. (2010), “Sobre los determinantes de la inflación”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 145, 12-16.

Para artículos que forman **parte de compilaciones** debe especificarse el nombre de los editores o compiladores y los datos editoriales de la compilación:

Caballero, R. (1999), “Aggregate investment”, en Taylor, J. y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, vol. 1, cap. 12, 813-862.

Levine, R. (2005), “Finance and growth: Theory and evidence”, en P. Aghion y S. N. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, vol. 1A, cap. 12, 865-934.

Mihaljek, D. y M. Klau (2008), “Exchange rate pass-through in emerging market economies: What has changed and why?”, en Bank for International Settlements (ed.), *Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies*, BIS Papers chapters 35, 103-130.

Reinhart, C. y V. Reinhart (2002), “What hurts emerging markets most? G-3 exchange rate or interest rate volatility?”, en Edwards, S. y J. Frankel (eds.), *Preventing Currency Crises in Emerging Markets*, University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research, 133-170.

Romer, C. y D. Romer (1989), “Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz”, en Blanchard, O. y S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, 9, 13-57.

En el caso de documentos pertenecientes a series de **documentos de trabajo** (*working papers*), debe especificarse la institución de la serie y el número del documento:

Abiad, A., B. Gultekin, R. Mariano y T. Shabbir (2002), “Markov chains in predictive models on currency crises, with application to Southeast Asia”, Penn Institute for Economic Research, Working Paper 02-013.

Edwards, S. (2002), “Does the current account matter?”, NBER Working Paper 8275.

Elektdag, S. e I. Tchakarov (2004), “Balance sheets, exchange rate policy and welfare”, IMF Working Paper 04/63.

Escobal, J. y M. Castillo (1994), “Sesgos en la medición de la inflación en contextos inflacionarios: El caso peruano”, Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE), Documento de Trabajo 21.

Lahura, E. y G. Castillo (2016), “Midiendo el impacto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2016-010.

Finalmente, el estilo de citación para **monografías y libros** es el siguiente:

Amemiya, T. (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.

Cameron, A. C. y P. K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.

Durbin, J. y S. J. Koopman (2001), *Time Series Analysis by State Space Methods*, Oxford Statistical Science Series 24, Oxford University Press.

Rao, C. R., H. Toutenburg, Shalabh y C. Heumann (2008), *Linear Models and Generalizations: Least Squares and Alternatives*, 3era edición extendida, Springer Series in Statistics, Springer-Verlag.

7. **Pruebas de imprenta.** Los editores de la REE se reservan el derecho de modificar fragmentos del texto para fines editoriales, de diagramación y de estilo narrativo. El autor de correspondencia recibirá pruebas del manuscrito electrónicamente para su revisión y corrección. Las pruebas deben ser corregidas en un lapso 48 horas, de otro modo la publicación podría ser pospuesta.

8. **Distribución de copias.** El autor de correspondencia recibirá vía correo electrónico una copia en PDF de su artículo aceptado. Si el autor deseara recibir copias impresas por correspondencia postal, deberá solicitarlas a la oficina de publicación, en cuyo caso recibirá 3 ejemplares gratuitos. Copias adicionales pueden ser solicitadas a la oficina de publicación a un costo adicional.
9. **Derechos de publicación.** Una vez que un manuscrito es aceptado para su publicación, los respectivos autores deberán enviar el formulario de derechos de publicación cumplimentado a la oficina de publicación. Dicho documento es requisito para la publicación del manuscrito y asegura la correcta y amplia diseminación de la investigación. Los autores pueden utilizar el artículo publicado en otros ámbitos, toda vez que soliciten el permiso correspondiente al Comité Editorial de la REE.

Comité Editorial

Revista Estudios Económicos

Banco Central de Reserva del Perú



REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS

NÚMERO 31 - Junio 2016

La productividad como clave del crecimiento y el desarrollo en el Perú y el mundo. *N. Loayza*

Tendencias comunes en el índice de precios al consumidor. *M. G. Ramos y D. Winkelried*

Un análisis de la efectividad de las intervenciones cambiarias en el Perú. *J. D. Durán-Vanegas*

Sector bancario, mercado de capitales y actividad real en el Perú. *E. Lahura y M. P. Vargas*

Expectativas de inflación y dolarización en el Perú. *R. Rossini, M. Vega, Z. Quispe y F. Pérez*

NÚMERO 30 - Diciembre 2015

Sobre entradas y salidas de capitales: Flujos brutos, netos y política económica. *J. De Gregorio*

Radiografía del costo del crédito en el Perú. *M. Choy, E. Costa y E. Churata*

Tendencias de las emisiones de bonos en el exterior de empresas en América Latina. *M. Luna, H. Vega y P. Castillo*

Crisis bancarias como eventos infrecuentes. *M. León, A. Vargas y D. Winkelried*

La gran depresión de la economía peruana: ¿Una tormenta perfecta? *L. G. Llosa y U. Panizza*

NÚMERO 29 - Junio 2015

Hacia mercados de capitales fuertes y estables en economías emergentes. *L. Rojas-Suarez*

Choques de colas anchas y política monetaria. *M. Ortiz*

Flujos de órdenes en el mercado cambiario y el valor intrínseco del Nuevo Sol. *W. Lock y D. Winkelried*

Medidas macroprudenciales y política monetaria en una economía pequeña y abierta. *J. Ribeiro*

Riesgo sistémico en el sistema financiero peruano. *C. D. Castro*

NÚMERO 28 - Diciembre 2014

Productividad sectorial en el Perú. *N. Céspedes, M. Aquije, A. Sánchez y R. Vera Tudela*

Términos de intercambio y productividad total de factores. *P. Castillo y Y. Rojas Zea*

Precios de viviendas en Lima. *F. Orrego*

Elección de los modos de exportación: Evidencia de empresas peruanas. *E. M. Ruiz Crosby*

La relación histórica de los números de la Revista Estudios Económicos se encuentra en:

<http://www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos/ejemplares-publicados.html>