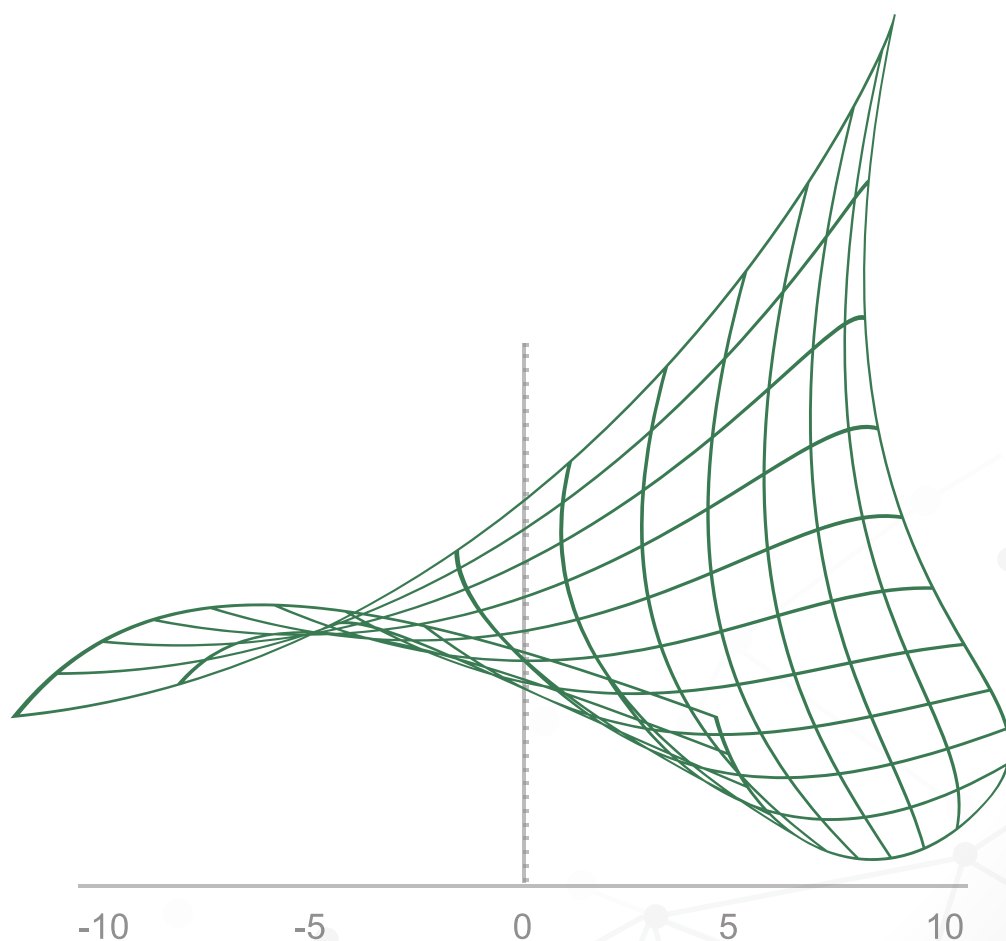




REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS



ESTUDIOS ECONÓMICOS 37

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ



JUNIO 2019

Página en blanco

ESTUDIOS ECONÓMICOS

37

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 Carlos Montoro Fernando Vásquez Marco Vega

EDITORES ASOCIADOS

Marco Ortiz (Universidad del Pacífico)

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

La comunicación de la política monetaria en los bancos centrales de América del Sur 9

Paul Castillo, Rafael Herrada, Carlos Montoro y Fernando Pérez

En las últimas dos décadas, los bancos centrales alrededor del mundo han venido realizando esfuerzos significativos para mejorar sus estrategias de comunicación y los bancos centrales de la región no han sido ajenos a este proceso. En este contexto de mejora, los principales canales de comunicación de política monetaria de la región son los comunicados o notas informativas asociadas a las decisiones de política monetaria y las declaraciones del gobernador del banco central. En la mayoría de estos casos, se ofrecen señales de futuros cambios en la política monetaria (forward guidance). Los principales retos a futuro en términos de comunicación para los bancos centrales de la región son: (i) la forma de comunicar a distintas audiencias; (ii) mejorar la comunicación con el público juvenil; (iii) contar con instrumentos formales para la evaluación y el diseño de la estrategia de comunicación; y (iv) mejorar la comunicación en el contexto de mayor innovación tecnológica y de una acelerada transformación digital.

Cartera morosa en moneda extranjera y tipo de cambio real: Evidencia para el Perú, 2003-2018 31

Erick Lahura y Freddy Espino

El objetivo de esta investigación es evaluar empíricamente si cambios no esperados en el tipo de cambio real tienen efecto sobre la cartera morosa en moneda extranjera. Para ello, se estima la respuesta dinámica de la cartera morosa en moneda extranjera ante choques exógenos en el tipo de cambio real a partir de modelos vectores autorregresivos, en los cuales los choques cambiarios se identifican de forma recursiva y estructural. Los resultados muestran que ante una mayor depreciación real de la moneda local, la cartera morosa en moneda extranjera aumenta por tipo de crédito (empresas, consumo e hipotecario) y a nivel agregado, alcanzando su efecto máximo entre 7 y 10 meses luego de ocurrido el choque cambiario. Además, se encuentra que la cartera morosa de las empresas es la que registra el mayor aumento.

Estimación de un Índice de Condiciones Financieras para el Perú 49*Rafael Nivín y Fernando J. Pérez Forero*

Se estima un Índice de condiciones financieras (ICF) para la economía peruana en el periodo comprendido entre 2004 y 2018. Para ello, se utiliza la metodología propuesta por Koop y Korobilis (2014), la cual emplea un modelo VAR aumentado por factores y que contiene parámetros que cambian en el tiempo (TVP-FAVAR). Así, esta metodología produce un indicador representativo de todas las variables relevantes para el sistema financiero y, dada su flexibilidad, también permite que las contribuciones de las variables incluidas en el modelo cambien a lo largo de la muestra. Utilizando este índice de condiciones financieras se cuantifica la interrelación entre el sector real y financiero en la economía peruana, donde en particular se estima la reacción del índice estimado frente a distintos choques macroeconómicos y se estudia también el co-movimiento de este con el crecimiento del PBI. Posteriormente, se muestra la descomposición histórica estructural de dicho índice. La agenda futura se centra en evaluar en la capacidad predictiva de este Índice y también en su capacidad de convertirse en una mecanismo de alerta temprana (Gómez et al., 2011).



CONTENTS

The communication of monetary policy in South America's central banks 9

Paul Castillo, Rafael Herrada, Carlos Montoro y Fernando Pérez

Over the past two decades, central banks around the world, including in the Latin American region, have made significant efforts to improve monetary policy communication channels. In particular, press releases and information notices on monetary policy decisions and central bank governors' declarations signal future changes in monetary policy (forward guidance). The main future communication challenges for central banks in the region are: (i) communicating with a diverse public; (ii) improving communication with younger audiences; (iii) developing formal instruments for assessing and designing communication strategies; and (iv) improving communication in a context of rapid technological innovation and digital transformation.

Non-performing loans in foreign currency and real exchange rate: Evidence from Peru, 2003-2018 31

Erick Lahura y Freddy Espino

The aim of this paper is to assess the effect of unexpected changes in the real exchange on the dynamics of non-performing loans in foreign currency. We estimate the dynamic relationship between non-performing loans and real exchange rate using a vector autoregressive model. Exogenous real exchange rate shocks are identified using both recursive and a structural assumptions. The results indicate that an exogenous increase in the real exchange increases non-performing loans both by type of credit (business, households consumption and mortgages) and overall, reaching its maximum effect between 7 and 10 months after the occurrence of the shock. In addition, we find that the business's non-performing loans is the one that registers the greatest increase.

Estimating an index of financial conditions for Peru 49*Rafael Nivín y Fernando Pérez*

An index of financial conditions (ICF) is estimated for the Peruvian economy in the period between 2004 and 2018. For this purpose, the methodology proposed by Koop and Korobilis (2014), i.e. a Factor Augmented VAR model with time varying parameters (TVP-FAVAR). As a result, this methodology produces a representative indicator of all the variables relevant to the financial system and, given its flexibility, it also allows the contributions of the variables included in the model to change throughout the sample. Using this Index of financial conditions, the interrelation between the real and financial sector in the Peruvian economy is quantified, where in particular the reaction of the estimated Index to different macroeconomic shocks is estimated and the co-movement of this with the GDP growth is also studied. Subsequently, the historical decomposition of the estimated index is shown. The future agenda focuses on evaluating the predictive capacity of this Index and also on its capacity to become an early warning mechanism (Gómez et al., 2011).



La comunicación de la política monetaria en los bancos centrales de América del Sur

PAUL CASTILLO, RAFAEL HERRADA, CARLOS MONTORO Y FERNANDO PÉREZ*

En las últimas dos décadas, los bancos centrales alrededor del mundo han venido realizando esfuerzos significativos para mejorar sus estrategias de comunicación y los bancos centrales de la región no han sido ajenos a este proceso. En este contexto de mejora, los principales canales de comunicación de política monetaria de la región son los comunicados o notas informativas asociadas a las decisiones de política monetaria y las declaraciones del gobernador del banco central. En la mayoría de estos casos, se ofrecen señales de futuros cambios en la política monetaria (forward guidance). Los principales retos a futuro en términos de comunicación para los bancos centrales de la región son: (i) la forma de comunicar a distintas audiencias; (ii) mejorar la comunicación con el público juvenil; (iii) contar con instrumentos formales para la evaluación y el diseño de la estrategia de comunicación; y (iv) mejorar la comunicación en el contexto de mayor innovación tecnológica y de una acelerada transformación digital.

Palabras Clave : Comunicación, política monetaria, Mercosur

Clasificación JEL : E52, E58, E61

En las últimas dos décadas, los bancos centrales alrededor del mundo han venido realizando esfuerzos significativos para mejorar sus estrategias de comunicación.¹ Con ello, los bancos centrales buscan incrementar la predictibilidad de sus decisiones de política monetaria, e influenciar las expectativas de inflación del sector privado, potenciando así los canales de transmisión de la política monetaria. Adicionalmente, una buena comunicación permite que los bancos centrales brinden información pública al mercado, con lo cual se reduce la incertidumbre de la economía. Así, “cuando la política monetaria es transparente y efectiva, las personas en la economía y en los mercados financieros responden a los datos, no

* Castillo: Banco Central de Reserva del Perú (email: paul.castillo@bcrp.gob.pe). Herrada: Banco Central de Reserva del Perú (email: rafael.herrada@bcrp.gob.pe). Montoro: Banco Central de Reserva del Perú (email: carlos.montoro@bcrp.gob.pe). Pérez: Banco Central de Reserva del Perú (email: fernando.perez@bcrp.gob.pe).

Los autores pertenecen a la Gerencia de Política Monetaria del Banco Central de Reserva del Perú y agradecen la asistencia técnica de Renato Campos y Miriam Luna, así como también agradecen a los colaboradores de los Bancos Centrales de Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Paraguay y Uruguay por responder oportuna y eficazmente a la encuesta titulada “Cuestionario sobre la Comunicación de la Política Monetaria en los Bancos Centrales de América del Sur” en el mes de agosto de 2019 (Encuesta Mercosur 2019).

¹ Este año la FED ha realizado una revisión profunda de su esquema de política monetaria, con énfasis especial en su estrategia de comunicación (Conference on Monetary Policy Strategy, Tools, and Communication Practices (A Fed Listens Event), June 4-5, 2019, Federal Reserve Bank of Chicago).

a los diseñadores de política”, [Cecchetti y Schoenholtz \(2019\)](#). Es por ello que una adecuada comunicación y transparencia son características fundamentales de una estrategia efectiva de política monetaria. Mayor transparencia favorece además una adecuada rendición de cuentas, y con ello se legitima la independencia de los bancos centrales ante la sociedad.

Los bancos centrales de la región no han sido ajenos a este proceso de mejoramiento en las estrategias de comunicación. Durante las últimas décadas, a la vez que se han venido consolidando los esquemas de política monetaria,² los bancos centrales de América del Sur han tomado medidas destinadas a mejorar la comunicación y la transparencia de la política monetaria. De esta forma, el mejor manejo de la política monetaria y su mayor credibilidad han contribuido a tasas de inflación (y expectativas de inflación) más bajas y menos volátiles. Para este mejor desempeño macroeconómico, el rol de la comunicación en la formación de expectativas de los agentes económicos ha jugado un rol muy importante. Este documento analiza el impacto de las mejoras en comunicación y transparencia en la implementación de la política monetaria, y se discuten los retos futuros que en materia de comunicación enfrentan los bancos centrales de la región. El análisis ha sido realizado en base a las respuestas de los bancos centrales de Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Paraguay, Perú y Uruguay a la Encuesta elaborada por el BCRP titulada “Cuestionario sobre la Comunicación de la Política Monetaria en los Bancos Centrales de América del Sur” en el mes de agosto de 2019 (Encuesta Mercosur 2019).

El principal canal de comunicación de política monetaria de la región son las notas informativas asociadas a las decisiones de política monetaria y las declaraciones del gobernador del banco central. Todos los bancos centrales emiten una nota de prensa asociada a la decisión de política monetaria. El 38 por ciento además acompaña la nota de prensa con una conferencia de prensa en la que se explica la racionalidad de la decisión y se responden preguntas sobre la misma. Para facilitar este proceso de comunicación, la mayoría de bancos centrales publica con anticipación la fecha de las reuniones de política monetaria. La comunicación activa de las acciones de política monetaria incrementa el impacto de estas acciones sobre los mercados financieros.

Los bancos centrales han desarrollado protocolos que minimizan el impacto sobre las expectativas de contar con diferentes voceros informales. Por ejemplo, algunos bancos centrales tienen un periodo de “silencio” previo a la decisión de política monetaria, y/o se encuentra previamente pre-establecido qué miembros del comité de Política Monetaria o del personal técnico del banco central puede dar declaraciones públicas y cuándo.

La mayoría de los bancos centrales consultados ofrece señales de futuros cambios en la política monetaria, las cuales interpretan como *forward guidance*. La mayoría considera su tipo de *forward guidance* como puramente cualitativo, es decir explican cualitativamente (pero no cuantitativamente) cómo cambiaría la posición del banco central ante distintos escenarios.

Sin embargo, la mayoría de los bancos centrales participantes considera que la publicación de proyecciones internas tendría un impacto negativo sobre la manera en que forma sus expectativas los agentes económicos. Entre los impactos identificados están: (i) sobrerreacciones en los participantes del mercado, (ii) mayor incertidumbre sobre las acciones de política monetaria, y (iii) un límite a las acciones futuras de política monetaria. Sólo un banco central sostiene que podría ayudar a cumplir con los objetivos de política monetaria.

Las declaraciones públicas oficiales sobre el accionar de los bancos centrales usualmente son realizadas por los gobernadores o miembros del grupo encargado de la decisión de política monetaria. Sólo en Bolivia, Paraguay y Perú, el personal técnico de alto nivel también realiza ese tipo de declaraciones. El número

² Ver anexo A para una descripción detallada de los esquemas de política monetaria en la región.

promedio de declaraciones se ubica entre 1 y 2 al mes.

La forma en que se comunica la información a distintas audiencias constituye uno de los principales retos hacia el futuro de los bancos centrales. De hecho, los bancos centrales de la región describen, en sus respuestas del cuestionario, las estrategias con las que vienen enfrentando el reto de comunicarse con distintos tipos de receptores, principalmente con distintos grados de comprensión de temas económicos. En particular, los principales retos a futuro en términos de comunicación para los bancos centrales de la región son:

- **Mejorar la comunicación con el público juvenil.** En algunos casos se enfatiza el tema de los nuevos medios de comunicación empleados por los más jóvenes, mientras que en otros la preocupación se basa en que la población joven no ha experimentado episodios de alta inflación, lo que podría reducir su valoración de mantener la inflación baja.
- **Contar con instrumentos formales para la evaluación y el diseño de la comunicación.** El banco central de Bolivia plantea que es necesario profundizar los avances en estudios empíricos sobre comunicación y optimizar las encuestas de expectativas económicas.
- **Mejorar la comunicación** de la racionalidad de la implementación de medidas no convencionales en el contexto de mayor innovación tecnológica y de una acelerada transformación digital, lo cual generará mayores cambios tanto en los canales de difusión de la información como también en la estructura de la economía.

El resto del documento se divide de la siguiente manera. En la sección 1 se discute la importancia de la comunicación en la política monetaria. En la sección 2 se revisan los canales de comunicación de la política monetaria en los países de América del Sur. En la sección 3 se discute el tipo de información difundida y sus características. La sección 4 se dedica al tema de la efectividad de la estrategia de comunicación de la política monetaria. La sección 5 contiene la discusión sobre los principales retos hacia el futuro. Finalmente, en la sección 6 se exponen las conclusiones de este trabajo.

1. LA IMPORTANCIA DE LA COMUNICACIÓN EN LA POLÍTICA MONETARIA

Las estrategias de comunicación de la política monetaria, en particular en lo referente a los comunicados sobre las decisiones de política y la información contenida en los documentos publicados (estadísticas y proyecciones), varían entre bancos centrales en función a los distintos marcos de política monetaria implementados. Aquellos que han adoptado un esquema de metas de inflación, gradualmente han ido incorporando mayores elementos de comunicación en su estrategia de política monetaria con el objetivo de anclar las expectativas de inflación, y fortalecer el canal de transmisión de tasas de interés, mientras que aquellos bancos centrales que no implementan su política monetaria con el esquema de metas de inflación, han concentrado sus esfuerzos de comunicación no solo en el anclaje de expectativas de inflación, sino también en educar sobre cómo opera su estrategia de política monetaria.³

La literatura reciente resalta la importancia de la comunicación en la efectividad de la política monetaria, y en la reducción de la incertidumbre macroeconómica. Mediante una comunicación adecuada los bancos centrales pueden explicar al público sus acciones y objetivos. De esta manera, se da mayor predictibilidad a sus decisiones de política y se puede influenciar en las expectativas de inflación del sector privado, potenciando así los canales de transmisión de la política monetaria. Por otro lado, a través de la comunicación los bancos centrales brindan información pública al mercado, la cual reduce la incertidumbre

³ Si bien existen varios instrumentos de política que puede utilizar los bancos centrales, se debe tener en cuenta que la comunicación de la política monetaria puede también ser considerada un instrumento adicional [Weidmann \(2018\)](#), dado que de esta manera es posible también afectar a los mercados financieros.

de la economía. Cuando la información que brindan los bancos centrales es de mejor calidad o mayor precisión, los agentes económicos la valoran más y le dan mayor peso en su toma de decisiones (Morris y Shin, 2002), lo cual reduce la dispersión y la incertidumbre de información entre ellos. Así, la calidad de la información provista por los bancos centrales genera un mayor bienestar en la población.⁴

Sin embargo, existe un dilema (*trade-off*) respecto a cuánta información los bancos centrales deben dar al mercado. Al ser la comunicación un mecanismo de doble vía, en el que se informa, pero también se recibe información, demasiado de la primera puede distorsionar los mercados por el exceso de influencia del banco central (Shin, 2017). Así, la información de los mercados financieros puede perder utilidad cuando los participantes del mercado le dan demasiada importancia a los pronunciamientos del banco central. Como menciona Shin (2017), en estos casos los bancos centrales podrían estar escuchando su propio eco, en lugar de recibir señales de los mercados sobre la verdadera situación de la economía.⁵

Por esta razón, es necesario tener algunos criterios para determinar cuál es la cantidad óptima de información que deben dar los bancos centrales a los mercados. Por ejemplo, Cecchetti y Schoenholtz (2019) recomiendan que los bancos centrales deberían enfocarse a reducir la incertidumbre respecto a sus propias acciones: “cuando la política es transparente y efectiva, las personas en la economía y en los mercados financieros responden a los datos, no a los hacedores de política”.

Otros temas importantes en la discusión reciente son: (i) cómo enfrentar la necesidad de comunicar las acciones y proyecciones del banco central a diferentes audiencias, tomando en consideración el diferente grado de instrucción de los agentes del público para entender temas económicos; (ii) el impacto sobre las expectativas de contar con diferentes voceros informales del banco central (Vissing-Jorgensen, 2019); (iii) la discusión sobre la conveniencia del “*forward guidance*” para inducir el perfil de las expectativas de los agentes económicos, y (iv) cómo se debe afinar el aspecto comunicacional de la política monetaria cuando se está cerca del “*zero effective lower bound*” (ZELB) y los bancos centrales deben aplicar medidas no convencionales como parte de una respuesta anticíclica.

2. CANALES DE COMUNICACIÓN DE LOS BANCOS CENTRALES

La comunicación de las decisiones de política monetaria cumple un rol fundamental en la formación de las expectativas de los agentes económicos. La mejor comprensión de la decisión sobre el nivel del instrumento de política monetaria y de la postura de política de las autoridades permite un mejor funcionamiento de los canales de transmisión de la política monetaria y que el banco central sea más creíble en torno al cumplimiento de sus objetivos. El Cuadro 1 resume los resultados de la Encuesta Mercosur 2019 en lo referente a los canales de comunicación de la política monetaria.

El principal canal de comunicación de política monetaria son las notas informativas asociadas a las decisiones de política monetaria y las declaraciones del gobernador del banco central. Todos los bancos centrales emiten una nota de prensa asociada a la decisión de política monetaria. El 38 por ciento además acompaña la nota de prensa con una conferencia de prensa en la que se explica la racionalidad de la decisión, y se responden preguntas sobre la misma. Para facilitar este proceso de comunicación, la mayoría

⁴ Si bien el mensaje de este documento se interpretó inicialmente en contra de la transparencia de los bancos centrales, Svensson (2006) aclara que en realidad es pro-transparencia, y que sólo en casos de extrema precisión se podría perjudicar el efecto macroeconómico de dichas acciones. Finalmente, Morris y otros (2006) le dan la razón a Svensson.

⁵ Morris y Shin (2005) refuerzan el argumento en donde la mayor transparencia incrementa el nivel de bienestar, aunque reconocen que existe un *trade-off* entre revelar mayor información sobre las proyecciones y, con ello, quitarle valor a las señales privadas con las que cuentan los agentes económicos. Más adelante, Morris y Shin (2010) analizan el caso de comunicación óptima de la banca central, donde encuentran que existe también un *trade-off* entre la precisión y la fragmentación de la comunicación, teniendo en cuenta que los agentes económicos sólo acceden con precisión a un subconjunto de señales.

CUADRO 1. *Canales de comunicación de los bancos centrales*

	Arg.	Bol.	Bra.	Chil.	Col.	Par.	Per.	Uru.
Número de reuniones por año		5	8	8	8	12	12	4
Anuncio de fecha de decisión		X	X	X	X	X	X	X
Periodo de silencio			X	X	X			
Conferencia de prensa asociada a la decisión		X			X		X	
Minuta			X	X	X	X		
Respuestas a cuestionamientos públicos		X				X	X	
Otras conferencias de prensa	X	X	X	X	X		X	
Número de declaraciones mensuales del gobernador	1 o 2	<1		1 o 2	1 o 2	1 o 2	1 o 2	1 o 2
Número de declaraciones mensuales del staff	0	<1		0	0	1 o 2	1 o 2	0

NOTAS: En el caso de Argentina, durante períodos de crisis se han registrado hasta 13 reuniones en 10 meses.

FUENTE: Encuesta Mercosur 2019.

de bancos centrales publican con anticipación la fecha de las reuniones de política monetaria.

Salvo Argentina, todos los bancos centrales participantes anuncian con anticipación las fechas en las cuales se tomarán las decisiones de política monetaria. Los matices se dan en la forma en que se da la anticipación. Por ejemplo, Brasil anuncia el cronograma en junio del año previo, Chile hace lo propio en septiembre del año anterior. Perú y Colombia hacen el anuncio hacia el final de cada año, con la diferencia de que Colombia sólo publica el cronograma del primer semestre (el correspondiente al segundo semestre lo publica durante los dos primeros meses del año). Por su parte, Paraguay anuncia el cronograma al inicio del año calendario, mientras que Uruguay anuncia en cada comunicado trimestral la fecha genérica (mes/año) de la siguiente reunión (con el correr del trimestre se anuncia la fecha exacta).

El número de reuniones para la decisión de política monetaria varía entre bancos centrales de la región. Mientras que Brasil, Chile y Colombia tienen ocho reuniones al año, Paraguay y Perú tienen doce reuniones, y Uruguay tiene cuatro. En el caso de Chile, a partir de 2018 se redujo la frecuencia anual de las reuniones de política monetaria de doce a ocho, con lo que ahora cuatro de ellas coinciden con la publicación del Informe de Política Monetaria (IPoM), y se aumentó la duración de la reunión de un día a dos, excepto cuando coincide con la publicación del IPoM. En los bancos centrales que no aplican el esquema de metas de inflación, se tienen consideraciones especiales:

- Argentina ha tenido trece reuniones en los diez meses que lleva vigente el nuevo régimen de política monetaria (meta de base monetaria desde octubre de 2018), en un periodo de alta volatilidad.
- En Bolivia, el régimen de política monetaria contempla una primera reunión a principios de cada año para la elaboración de un Programa Fiscal Financiero, donde se acuerdan las metas monetarias y fiscales entre el Banco Central de Bolivia y el Ministerio de Economía y Finanzas Públicas. Posteriormente, se realizan reuniones trimestrales para el seguimiento a dicho Programa y para establecer los lineamientos de política monetaria para el siguiente trimestre.⁶

Tres bancos centrales (Brasil, Chile y Colombia) tienen un “periodo de silencio”. Dentro de este periodo, previo al anuncio de la decisión de política, ningún miembro del comité de política monetaria ni el staff pueden realizar declaraciones públicas sobre temas relacionados a la decisión. Este elemento constituye la característica más saltante en lo referente a la existencia de protocolos sobre las declaraciones

⁶ Asimismo, el Comité de Operaciones de Mercado Abierto (COMA) realiza reuniones semanales (todos los miércoles, salvo aviso en contrario) donde se toman decisiones acerca de todas las operaciones monetarias (oferta, tasas, nuevos instrumentos, entre otros) enmarcadas en los lineamientos trimestrales de política monetaria.

en la prensa con antelación a la reunión de política monetaria.

Como se observa en el Cuadro 2, la mayoría de los bancos centrales de la región no realiza una conferencia de prensa asociada a la decisión de política monetaria. Entre los países que sí lo hacen, Bolivia y Colombia realizan conferencias de prensa presenciales,⁷ mientras que Perú desarrolla una conferencia telefónica. Por otra parte, la mayoría de los bancos centrales participantes no responden a eventuales cuestionamientos públicos a las decisiones de política monetaria. Bolivia, Paraguay y Perú tienen abierta la posibilidad de hacerlo vía notas de prensa o declaraciones orales.

En todos los casos el anuncio de la decisión es de tipo cuantitativo. La mayoría complementa el anuncio numérico con elementos cualitativos, los cuales están relacionados con la justificación de la postura de política monetaria, especialmente los indicadores macroeconómicos (y sus expectativas o proyecciones) que respaldan la decisión.

Únicamente dos bancos centrales (Paraguay y Uruguay) no realizan conferencias adicionales para comunicar el accionar del banco central. En todos los demás casos es común que se lleven a cabo conferencias para presentar el Reporte de Inflación (o Informe de Política Monetaria). No obstante, las conferencias de prensa que se realizan no se circunscriben únicamente a dicha presentación, pues los bancos centrales consultados reportan diversos fines relacionados con el quehacer del banco central (por ejemplo, en Argentina, la difusión de la inflación minorista o la presentación del informe de estabilidad financiera).

Las declaraciones públicas oficiales sobre el accionar de los bancos centrales usualmente son realizadas por los gobernadores o miembros del grupo encargado de la decisión de política monetaria. Sólo en Bolivia, Paraguay y Perú, el personal técnico de alto nivel también realiza ese tipo de declaraciones. El número promedio de declaraciones se ubica entre uno y dos al mes.⁸

Varios bancos centrales de la región publican minutas. Los bancos centrales de Brasil, Chile, Colombia y Paraguay publican minutas. La publicación de las minutas de la reunión en que se toma la decisión tiene un rezago de entre una semana (Brasil y Colombia) y tres semanas (Chile) y tienen una extensión que va de una página (Colombia) a seis páginas (Paraguay). Todos los bancos centrales participantes emiten comunicados sobre la decisión de política monetaria y publican reportes de inflación (o informes de política monetaria). Los países que no publican minutas utilizan otros medios (conferencias de prensa, reporte de inflación) para comunicar al público la racionalidad de sus decisiones.

CUADRO 2. Información difundida después de la decisión de política monetaria

	Conferencia de prensa	Minuta	Reporte de inflación
Argentina	No	No	Sí
Bolivia	Sí	No	Sí
Brasil	No	Sí	Sí
Chile	No	Sí	Sí
Colombia	Si	Sí	Sí
Paraguay	No	Sí	Sí
Perú	Sí	No	Sí
Uruguay	No	Si	Sí

FUENTE: Encuesta Mercosur 2019.

Como se observa en el Cuadro 3, la mayoría de los bancos centrales consultados ofrecen señales

⁷ Adicionalmente, Bolivia y Colombia difunden la conferencia vía transmisión en vivo.

⁸ Únicamente Bolivia reporta un promedio mensual inferior a una transmisión por mes.

de futuros cambios en la política monetaria, las cuales interpretan como *forward guidance*. Únicamente Colombia, Paraguay y Uruguay declaran no ofrecer señales de cambios futuros. Entre los que sí lo hacen, la mayoría considera su tipo de *forward guidance* como puramente cualitativo, es decir explican cualitativamente (pero no cuantitativamente) como cambiaría la posición del banco central ante distintos escenarios. Sólo Argentina y Bolivia lo interpretan como dependiente del tiempo o dependiente de los datos.

CUADRO 3. *Forward guidance en el comunicado de política monetaria*

	Señales de futuros cambios	Considera esas señales forward guidance	Tipo de forward guidance		
			Puramente cualitativo	Dependiente del tiempo	Dependiente de los datos
Argentina	Sí	Sí		X	X
Bolivia	Sí	Sí			X
Brasil	Sí	Sí	X		
Chile	Sí	Sí	X		
Colombia	No				
Paraguay	No				
Perú	Sí	Sí	X		
Uruguay	No				

FUENTE: Encuesta Mercosur 2019.

Todos los bancos centrales consultados cuentan con un equipo profesional interdisciplinario especializado en comunicación. Los diferentes especialistas participan en las distintas etapas del proceso de comunicación de la política monetaria, aportando su experiencia en campos diversos como relaciones públicas y contacto con medios de prensa, la administración de páginas web y redes sociales y la elaboración de material audiovisual, entre otros. El Cuadro 4 muestra información detallada por país.

3. TIPO DE INFORMACIÓN DIFUNDIR Y SUS CARACTERÍSTICAS

Un tema relevante para el proceso de comunicación de la política monetaria es el tipo de información que se publica y difunde por diversas vías. Los bancos centrales principalmente publican el denominado Reporte de Inflación o Informe de Política Monetaria, un informe de estabilidad financiera, estadísticas económicas (tanto cuadros como reportes), encuestas de expectativas de mercado, estudios diversos y otras publicaciones (como resoluciones del consejo o directorio, entre otros). El Gráfico 1 proporciona información acerca de las variables macroeconómicas cuyas proyecciones son publicadas por los bancos centrales.

El Producto Bruto Interno (PBI) y la inflación son las variables cuyas proyecciones son más publicadas. La mitad de los bancos centrales publica la proyección de inflación subyacente y sólo un grupo reducido de países exhibe sus pronósticos de PBI potencial, crédito y depósitos.

Ningún banco central publica proyecciones de tasa de política, tipo de cambio, empleo ni tasa natural de desempleo. El documento más usado para hacer públicas estas proyecciones es el Reporte de Inflación (o Informe de Política Monetaria). En el Cuadro 5 se resumen las principales características de la publicación de proyecciones las tres variables más difundidas entre los bancos centrales de la región (PBI, inflación e inflación subyacente).

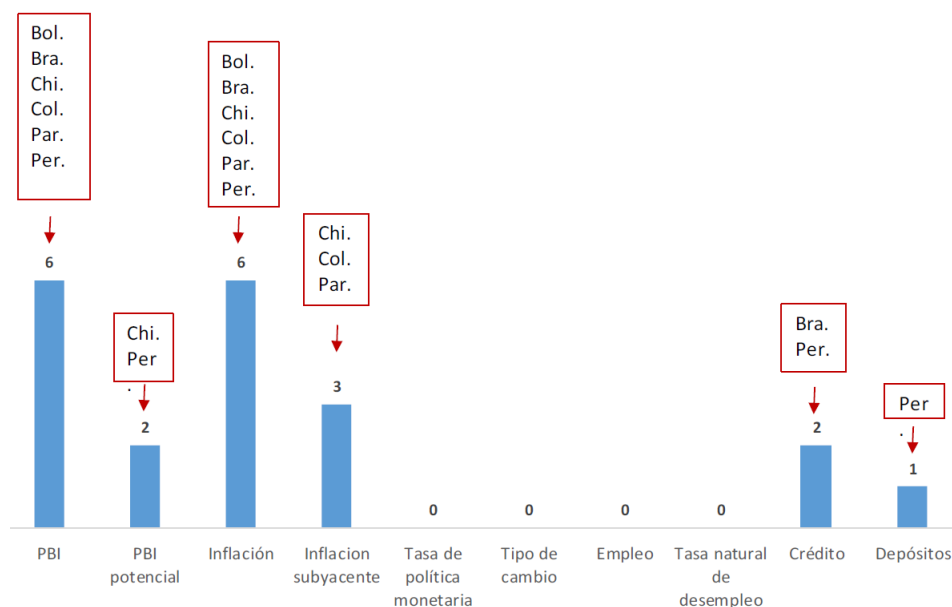
Es interesante observar que las variables cuyas proyecciones se publican con mayor frecuencia son aquellas relacionadas con la inflación y sus determinantes (actividad económica). Sin embargo, el horizonte de proyección con el que se publica esta información varía entre bancos centrales.

En cuanto a la métrica para el seguimiento del anclaje de la inflación esperada, todos los bancos centrales

CUADRO 4. Equipos especializados en comunicaciones

Argentina	El BCRA cuenta con un área específica para la comunicación y estrategia de la política monetaria (Gerencia Principal de Estrategia y Comunicación de la Política Monetaria) y con un área para cuestiones generales de comunicación (Gerencia Principal de Comunicación). La primera está integrada por economistas; la segunda, por distintos profesionales expertos en comunicación institucional.
Bolivia	El BCB cuenta con un área especializada en comunicación y relacionamiento institucional. Los integrantes de este equipo son personal técnico y ejecutivo con formación en ciencias de la comunicación, en su mayoría, y con experiencia específica en: planificación, organización y ejecución de eventos institucionales; gestión de material informativo; monitoreo de noticias relevantes; administración de publicaciones institucionales; gestión de redes sociales; entre otras.
Brasil	El equipo cuenta con profesionales de relaciones públicas, periodistas, publicistas y diseñadores, analistas que escriben sobre el entorno económico (informes técnicos, reporte de inflación, etc.).
Chile	Las comunicaciones de las políticas del banco se realizan por un equipo que abarca principalmente a economistas pertenecientes a la Gerencia de Comunicación y Estrategia de Política Monetaria, perteneciente a la División de Política Monetaria. El equipo se complementa con profesionales del área de comunicaciones de la División de Asuntos Institucionales (mayoritariamente periodistas).
Colombia	El Departamento de Comunicación y Educación Económica del Banco de la República está compuesto por dos subdirecciones, una de Comunicaciones Externas y otra de las Relaciones Institucionales y Protocolo. A su vez cada una de estas secciones está compuesta por diversas secciones. La Subdirección de Comunicaciones externas es la encargada de manejar las redes sociales, los portales institucionales, de generar contenidos audiovisuales, del diseño de piezas gráficas para los distintos medios de comunicación, y de mantener relaciones estrechas con los periodistas económicos. Para ello cuenta con una sección de comunicación externa en la que se concentra el manejo de redes sociales y la generación de contenido audiovisual, y otra sección de diseño y web, encargada de los portales institucionales y del diseño de piezas gráficas. El encargado de esta subdirección es responsable de las relaciones con los periodistas y con los medios de comunicación tradicionales. La Subdirección de Relaciones Institucionales y Protocolo por su parte, cuenta con la sección de relacionamiento institucional interno, encargada del manejo de las relaciones con los empleados y colaboradores del Banco; la sección de Protocolo y Eventos encargada de la organización y planeación de eventos, y el manejo de las relaciones públicas de la Junta Monetaria y del Gobernador en el país. Y una sección cuyo fin es promover la educación económica, y explicar las funciones y el rol del Banco Central en la economía al público colombiano en general. Dada la diversidad de actividades y funciones que hay al interior del Departamento, los perfiles de sus miembros varían dependiendo de su rol. La dirección está a cargo de una economista, lo que permite que la relación del departamento con las áreas técnicas del Banco y el cuerpo directivo sea mucho más fluida. El Subdirector de Comunicación Externa es un comunicador social, y su equipo está compuesto por comunicadores, diseñadores, ingenieros y personas especializadas en el manejo de equipos audiovisuales. La Subdirectora de Relaciones Institucionales y Protocolo, es economista e internacionalista, lo que facilita la generación de contenidos para el área de educación económica, la comunicación de decisiones de política monetaria, y el manejo de las relaciones institucionales; su equipo está compuesto por economistas, comunicadores sociales y diseñadores.
Paraguay	Los integrantes del equipo de comunicación cuentan con títulos de estudios relacionados a comunicación y diseño gráfico.
Perú	<ul style="list-style-type: none"> • Economistas: revisión de reportes técnicos y redacción de notas informativas. • Ingenieros de sistemas: gestión del portal de internet y de redes sociales. • Comunicador: elaboración de material audio visual, imágenes y textos. • Periodistas: revisión de contenidos, gestión con prensa y difusión de notas informativas. <p>La Subgerencia de Información, dentro de la Gerencia de Comunicaciones, supervisa el trabajo del Departamento de Publicaciones Económicas y del Departamento de Prensa para la difusión de la información económica proveniente de las áreas técnicas. El Departamento de Publicaciones Económicas elabora los contenidos para difusión en formatos impresos, correos electrónicos, portal de internet y redes sociales. El Departamento de Prensa revisa y gestiona su difusión en medios escritos y digitales de diarios, radio y televisión.</p>
Uruguay	El Equipo está integrado por seis licenciados en comunicación, dos economistas y dos administrativos.

FUENTE: Encuesta Mercosur 2019.

GRÁFICO 1. *Publicación de proyecciones de variables macroeconómicas*

FUENTE: Encuesta Mercosur 2019.

CUADRO 5. *Proyecciones de variables macroeconómicas más publicadas*

		Bolivia	Brasil	Chile	Colombia	Paraguay	Perú
PBI	Frecuencia	Semestral	Trimestral	Trimestral	Trimestral	Trimestral	Trimestral
	Horizonte	1 año	Año calendario	Año calendario y 2 años más	9 trimestres	1 año	Año calendario y siguiente
	Tipo	Cuantitativa y cualitativa	Cuantitativa	Cuantitativa y cualitativa	<i>Fan chart</i>	Cuantitativa	Cuantitativa
	Publicación	IPM	RI	IPM	IPM	Informe de PIB e IPM	RI
Inflación	Frecuencia	Semestral	CPM	Trimestral	Trimestral	Trimestral	Trimestral
	Horizonte	2 años	Año calendario y siguiente	Año calendario y 2 años más	8 trimestres	2 años	Año calendario y siguiente
	Tipo	Cuantitativa y cualitativa	Cuantitativa	Cuantitativa y cualitativa	<i>Fan chart</i>	Cuantitativa	Cuantitativa
	Publicación	IPM	Comunicado, minutas y RI	IPM	IPM	IPM	RI
Inflación subyacente	Frecuencia	N.A.	N.A.	Trimestral	Trimestral	Trimestral	N.A.
	Horizonte	N.A.	N.A.	Año calendario y 2 años más	8 trimestres	2 años	N.A.
	Tipo	N.A.	N.A.	Cuantitativa y cualitativa	<i>Fan chart</i>	Cuantitativa	N.A.
	Publicación	N.A.	N.A.	IPM	IPM	IPM	N.A.

NOTAS: IPM = Informe de Política Monetaria, CPM = Comunicado de Política Monetaria, RI = Reporte de Inflación.

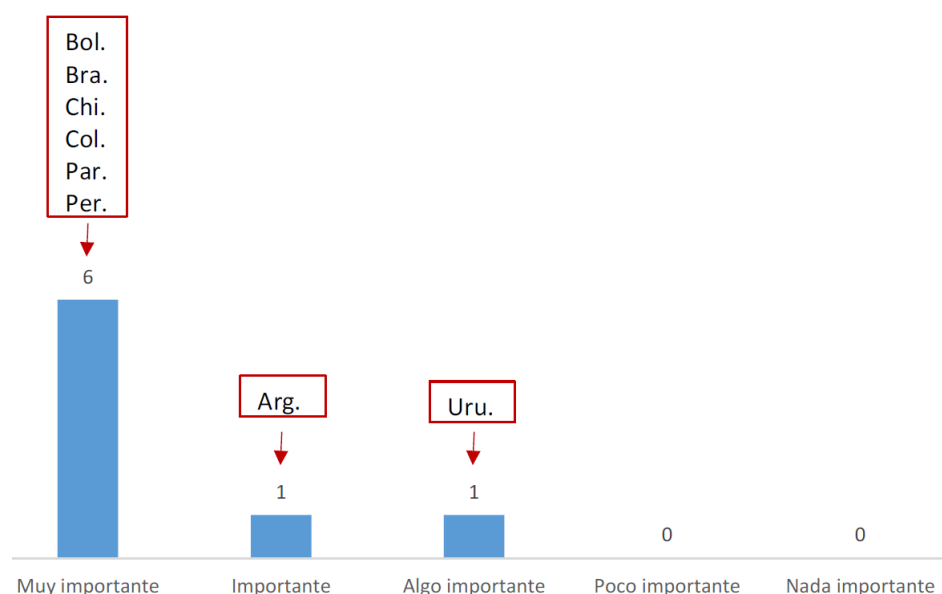
FUENTE: Encuesta Mercosur 2019.

utilizan el promedio o mediana de la encuesta de expectativas. Adicionalmente, los bancos centrales de Argentina, Chile y Colombia calculan la diferencia entre el rendimiento de los bonos nominales y de los indexados.

4. EFECTIVIDAD Y ESTRATEGIA DE LA COMUNICACIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA

Existe consenso entre los bancos centrales de la región acerca de la importancia de la estrategia de comunicación para lograr los objetivos de la política monetaria (ver Gráfico 2). En general, la efectividad de la política monetaria depende de la capacidad de los bancos centrales de poder anclar las expectativas de los agentes económicos en torno a la meta de inflación. Esta capacidad de anclaje de expectativas depende, en gran medida, de la estrategia de comunicación.

GRÁFICO 2. *Importancia de la estrategia de comunicación para lograr los objetivos de la política monetaria*



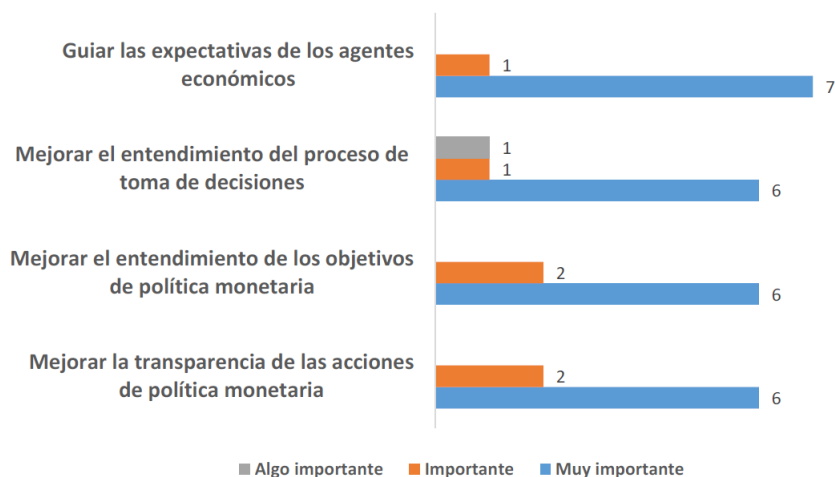
FUENTE: Encuesta Mercosur 2019.

Asimismo, la mayoría coincide sobre la importancia de cada una de las cuatro razones para brindar más información al público sobre las acciones de política monetaria planteadas en el cuestionario Mercosur 2019: (i) mejorar la transparencia, (ii) mejorar el entendimiento de los objetivos de la política monetaria, (iii) mejorar el entendimiento del proceso de toma de decisiones, y (iv) guiar las expectativas de los agentes económicos. El detalle de las respuestas se muestra en el Gráfico 3.

En línea con la importancia reconocida al tema de la comunicación, en casi todos los casos, los bancos centrales perciben que la transparencia ha mejorado (ver Cuadro 6). Aunque no todos declaran realizar estudios (para uso interno o para publicación) sobre la efectividad de los canales de comunicación, en general identifican aspectos de mejora efectiva. Entre las mejoras citadas en las respuestas del cuestionario, figuran temas como el calendario de publicación del reporte de inflación en Brasil, el aumento de la frecuencia de publicación de informes de política monetaria en Chile, la mayor frecuencia de publicación de estadísticas económicas y el uso de canales digitales en Perú. En cuanto a las perspectivas futuras sobre la comunicación de los bancos centrales, existe coincidencia unánime en que se incrementará el nivel de información actual.

Aunque en ningún caso se declara que siempre se ha logrado que los participantes del mercado anticipen la dirección y la magnitud de las decisiones de política monetaria, en general se identifica cierto grado de predictibilidad (ver Gráfico 4). Cinco bancos centrales declaran que tal predictibilidad se logra usualmente, mientras que dos manifiestan que se logra algunas veces. Como se ha comentado previamente, una de las

GRÁFICO 3. Razones para brindar mayor información sobre acciones de política monetaria



FUENTE: Encuesta Mercosur 2019.

CUADRO 6. Autoevaluación de la efectividad de la comunicación de la política monetaria

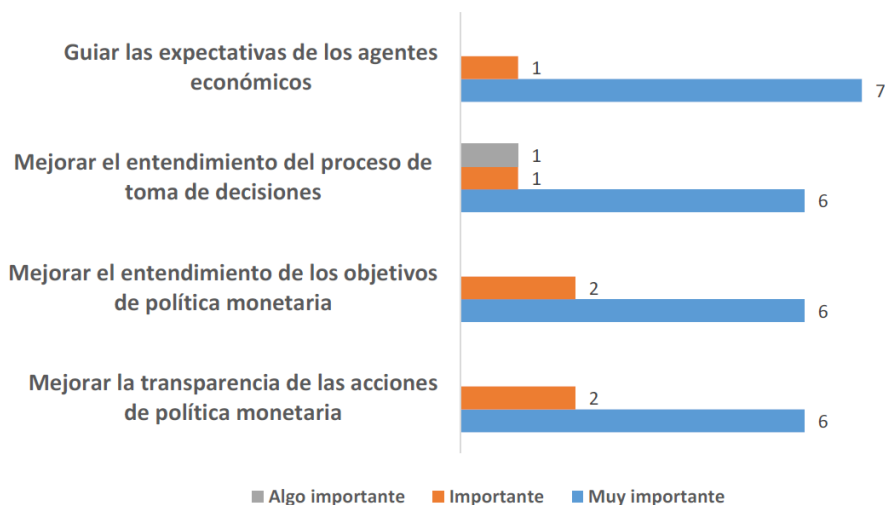
Estudios	Mejora de transparencia en los últimos 10 años
Argentina No	Sí, enfocando la estabilidad de precios como objetivo principal del BCRA; y transmitir el vínculo entre las acciones de política monetaria y ese objetivo.
Bolivia Sí, periódicamente. Por ejemplo: Carmona, M.E. (2015) y Ticona, U. y D. Zeballos. (2019)	Sí, desarrollando audiencias de control social; divulgaciones nacionales del Informe de Política Monetaria; y eventos académicos, entre otras.
Brasil Sí, aunque no hay una frecuencia definida.	Sí, estableciendo el “silencio del Copom”, un calendario fijo anual para la publicación del “Relatório de Inflação” y con la redefinición de todo el mensaje en el texto de documentos oficiales.
Chile Sí, ocho veces al año. Se realiza un seguimiento a las opiniones de mercado y prensa.	Sí, aumentando la frecuencia del IPoM de 3 a 4 veces por año; y se dejó de utilizar la minuta de antecedentes para la reunión de política monetaria.
Colombia No	Se ha mantenido igual.
Paraguay No	Sí, incrementado la frecuencia de las publicaciones de las principales variables y estadísticas económicas.
Perú Sí, la recopilación de noticias sobre la decisión mensual de política monetaria, indicadores sobre satisfacción de publicaciones económicas e impacto de canales de comunicación del Banco Central.	Sí, se comunica a través de canales tanto tradicionales como digitales.
Uruguay Sí, el Banco realiza un Estudio de Conocimiento y Reputación (cada 4 años). Anualmente se realiza una encuesta interna donde también se recoge información sobre los canales de comunicación. Paralelamente se monitorea diariamente los medios de comunicación y las redes. Mensualmente, de carácter restringido, se publica un Monitor de Prensa.	Sí, se aprobaron políticas y prácticas de comunicación que regulan el relacionamiento interno y externo.

FUENTE: Encuesta Mercosur 2019.

vías por la cual la transparencia tiene efecto positivo sobre la efectividad de la política monetaria, es a través de una mayor predictibilidad.

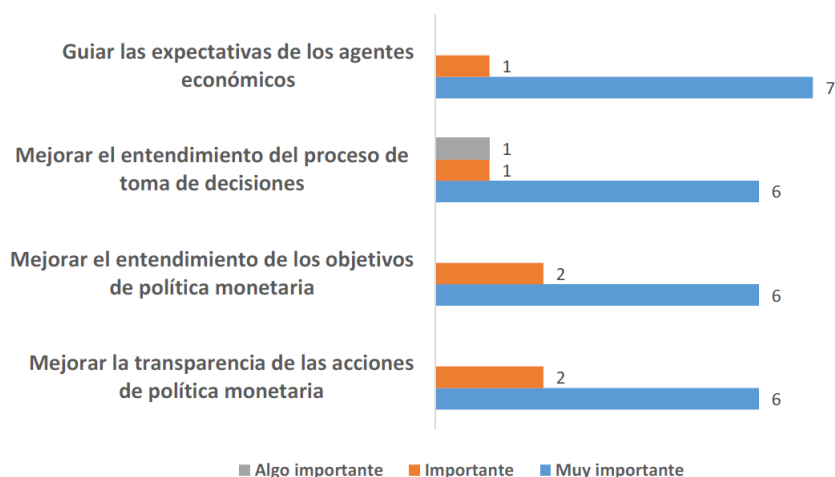
Sin embargo, la mayoría de los bancos centrales considera que la publicación de proyecciones internas tendría un impacto negativo sobre la manera en que forman sus expectativas los agentes económicos (ver Gráfico 5). Entre los impactos negativos identificados están: (i) sobrerreacciones en los participantes del mercado, (ii) mayor incertidumbre sobre las acciones de política monetaria, y (iii) un límite a las acciones futuras de política monetaria. Por otro lado, dos bancos centrales consideran que ayudaría a cumplir con los objetivos de política monetaria. Sólo un banco central sostiene que no generaría ningún impacto.

GRÁFICO 4. Anticipación de los participantes del mercado de la dirección y magnitud de las decisiones de política monetaria en los últimos años



FUENTE: Encuesta Mercosur 2019.

GRÁFICO 5. Impacto más probable de publicar las proyecciones internas



FUENTE: Encuesta Mercosur 2019.

5. RETOS A FUTURO MÁS IMPORTANTES EN TÉRMINOS DE COMUNICACIÓN

A partir de las respuestas del cuestionario Mercosur 2019 en torno al tema de retos a futuro más importantes en términos de comunicación, se puede hacer la siguiente clasificación de los retos de los bancos centrales de la región.

- Mejorar la comunicación con el público juvenil. Esta preocupación es compartida por los bancos centrales de Brasil y Chile, pero con variantes en la justificación. En Brasil se enfatiza en el tema de los nuevos medios de comunicación empleados por los más jóvenes, mientras que en Chile la preocupación se basa en que la población joven no ha experimentado episodios de alta inflación.
- Contar con instrumentos formales para la evaluación y el diseño de la comunicación. El Banco Central de Bolivia plantea que es necesario profundizar los avances en estudios empíricos sobre comunicación y optimizar las encuestas de expectativas económicas.
- Poner mayor énfasis en las proyecciones macroeconómicas y en el *forward guidance*. En ese sentido, el Banco de la República de Colombia anunció que a partir de octubre de 2019 pondría un énfasis

mayor en las proyecciones y pronósticos macroeconómicos, lo que implica que el actual esquema de comunicación debe cambiar para poder brindarle más información a los mercados especializados. Esto a su vez significa que los mercados deben estar lo suficientemente desarrollados y el banco debe estar en la capacidad de explicar posibles cambios en las sendas de tasas y desviaciones de las decisiones de política en el futuro, lo cual requiere un proceso de educación a los mercados, así como cambios en el esquema de comunicación actual. En una línea similar, para el Banco Central de Paraguay, un reto importante tiene que ver con la inclusión en el comunicado de política monetaria de alguna señal respecto a la evolución futura de la tasa de política.

- Adaptar el mensaje a medida que se migra de régimen. Este punto es subrayado por el Banco Central de Argentina. La preocupación gira en torno a mantener el mensaje central de estabilidad de precios, por más que vayan cambiando los instrumentos o la meta explícita adoptada.
- El uso y la racionalidad de medidas de instrumentos no convencionales para cumplir con los objetivos del banco central. Para el caso del Perú el uso de otros instrumentos no convencionales, como la intervención cambiaria y los encajes, es importante para el control de la inflación, moderar el ciclo financiero y reducir vulnerabilidades asociadas a la dolarización parcial de la economía.

6. CONCLUSIONES

En los últimos años los bancos centrales de América del Sur han tomado medidas para mejorar la efectividad de su estrategia de comunicación de política monetaria. Estas medidas han estado orientadas a: mejorar la cantidad y calidad de información que brindan al público, simplificar los mensajes, y acercarse a la población tanto a través de capacitación como de eventos de difusión, enfatizando la racionalidad de las decisiones adoptadas y el impacto e importancia de las mismas. Asimismo, han ampliado sus canales de comunicación, incluyendo el uso de nuevos canales digitales como redes sociales. Esta mejora en la comunicación se puede observar en la mayor predictibilidad de sus acciones. Por otro lado, los bancos centrales toman también en cuenta el dilema (*trade-off*) respecto a la cantidad de información que brindan al público, considerando que demasiada información podría desestabilizar los mercados financieros. Al respecto, por ejemplo, ningún banco central encuestado publica sus proyecciones internas de tasas de interés, teniendo en cuenta el potencial impacto que esto podría tener en los mercados.

Uno de los principales retos de los bancos centrales de la región es el de comunicarse con distintos tipos de público o audiencia. Por ello, los bancos centrales han desarrollado diversas estrategias enfocadas a mejorar la comunicación con distintos tipos de receptores, principalmente con distintos grados de comprensión de temas económicos. También existe una preocupación respecto a mejorar la comunicación con el público juvenil, por el uso de otros medios empleados por los más jóvenes y porque la población joven no ha experimentado episodios de alta inflación.

Los bancos centrales han desarrollado protocolos que minimizan el impacto sobre las expectativas de contar con diferentes voceros informales. Por ejemplo, algunos bancos centrales tienen un periodo de “silencio” previo a la decisión de política monetaria, y/o se encuentra previamente pre-establecido qué miembros del comité de política monetaria o del staff del banco central puede dar declaraciones públicas y cuándo.

En los últimos años la mayoría de los bancos centrales consultados ha incluido en su comunicación señales sobre futuros cambios en la política monetaria (*forward guidance*). Estas señales se enfocan a explicar cómo cambiaría la posición del banco central ante distintos escenarios, con el objetivo de guiar expectativas y reducir la incertidumbre respecto a las futuras acciones de política monetaria.

Entre otros retos que enfrentan los bancos centrales respecto a la comunicación se encuentran el explicar

el uso y la racionalidad de la implementación de medidas no convencionales. Además, la comunicación de la banca central debe tomar en cuenta el contexto de mayor innovación tecnológica y de una acelerada transformación digital, lo cual generará mayores cambios tanto en los canales de difusión de la información como también en la estructura de la economía.

REFERENCIAS

- Campbell, J., Evans, C., Fisher, J., y A. Justiniano (2012), “Macroeconomic effects of Federal Reserve forward guidance”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-80.
- Cecchetti, S. y K. Schoenholtz (2019), “Improving U.S. Monetary Policy Communications”, prepared for the Federal Reserve’s Conference on Monetary Policy Strategy, Tools, and Communication Practices.
- Fernández J. (1959), “Medidas sencillas de lecturabilidad”, *Consigna*.
- Flesch, R. (1948), “A New Readability Yardstick”, *Journal of Applied Psychology*.
- Lahura, E. y M. Vega (2019), “Central bank communication and inflation expectations”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo (por publicar).
- Morris, S. y H. S. Shin (2002), “Social Value of Public Information”, *American Economic Review*, 92(5), 1521-1534.
- Morris, S. and H. S. Shin (2005), “Central Bank Transparency and the Signal Value of Prices”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1-66.
- Morris, S, Shin, H. S. y H. Tong (2006), “Social Value of Public Information: Morris and Shin (2002) Is Actually Pro-Transparency, Not Con: Reply”, *American Economic Review*, 96(1), 453-455.
- Morris, S. and H. S. Shin (2010), “Optimal Communication”, *Journal of the European Economic Association*, 5(2-3), 594-602.
- Shin, H. S. (2010), Can “Central Banks talk too much?”. En *Communication challenges for policy effectiveness, accountability and reputation*. European Central Bank.
- Svensson, L. E. O. (2006), “Social Value of Public Information: Comment: Morris and Shin (2002) Is Actually Pro Transparency, Not Con.”, *American Economic Review*, 96(1), 448-452.
- Szigriszt, F. (1993). *Sistemas predictivos de legibilidad del mensaje escrito: Fórmula de Perspicuidad*. (Tesis de doctorado). Universidad Complutense, Madrid, España.
- Vissing-Jorgensen, A. (2019), “Central Banking with Many Voices: The Communications Arms Race”, prepared for the Central Bank of Chile’s XXIII Annual Conference.
- Weidmann, J. (2018), “Central Bank Communication as an instrument of monetary policy”. Lecture by Dr. Jens Weidmann, President of the Deutsche Bundesbank and Chairman of the Board of Directors of the Bank for International Settlements, at the Centre for European Economic Research, Mannheim, 2 May 2018..

ANEXOS

A. LOS MARCOS DE POLÍTICA MONETARIA EN AMÉRICA DEL SUR

La mayoría de los bancos centrales en América del Sur siguen un régimen de metas explícitas de inflación (MEI). De acuerdo con los resultados obtenidos a partir de la encuesta Mercosur 2018,⁹ existen diferencias en la implementación de la política monetaria en la región. Algunos bancos centrales participantes siguen otros marcos de política monetaria, como por ejemplo Bolivia que mantiene una meta de agregados monetarios y Ecuador que sigue un régimen de dolarización para el control de la inflación. Argentina abandonó el régimen de Metas Explícitas de Inflación en octubre de 2018.¹⁰ Entre los países que adoptaron el régimen MEI, un primer grupo lo realizó hace más de quince años (Brasil, Chile, Colombia: 1999; Perú: 2002¹¹) y en los demás la adopción ha sido más reciente (Uruguay: 2007, Paraguay: 2011).

Sin embargo, a pesar de los aspectos distintivos de cada país, se pueden establecer elementos que caracterizan a la mayoría de los bancos centrales de la región:

- Las metas de inflación han cambiado en el tiempo con el objetivo de fortalecer el régimen monetario.
- Se utiliza una tasa de interés de corto plazo como instrumento de política monetaria. La selección del instrumento específico depende de la estructura del sistema financiero de cada país.
- En todos los casos, las decisiones de política monetaria se realizan a través de un comité de política monetaria, con características que varían entre países.
- El principal instrumento de comunicación de los bancos centrales es el comunicado (o nota informativa) sobre la decisión de política monetaria, el cual incluye la racionalidad detrás de las decisiones de política monetaria e información sobre la evolución reciente y esperada de la inflación, y de otras variables macroeconómicas.
- Un elemento clave para la efectividad del régimen de metas de inflación es la independencia de la política monetaria, la cual permite el uso pleno de los instrumentos monetarios, sin presiones ajenas al mandato del banco central. De tal modo, la autoridad monetaria refuerza su credibilidad.
- La credibilidad y la efectividad de la política monetaria han permitido realizar políticas contra cíclicas de manera efectiva.
- Los retos más importantes para la política monetaria en el futuro son mejorar la comunicación de los bancos centrales y fortalecer los mecanismos de transmisión de la política monetaria.
- A pesar del avance en el control de la inflación, varios bancos centrales de la región señalan el retorno al cumplimiento de la meta de inflación y el mantenimiento de la expectativa de inflación dentro del rango meta, como otros retos importantes.

Entre los países que aplican el régimen de Metas Explícitas de Inflación existen otras similitudes en aspectos específicos de su aplicación. Por ejemplo, si bien en algunos casos las metas de inflación se establecieron en forma puntual, todos los países que tienen activo el régimen mantienen un rango meta de amplitud entre 2 y 3 puntos porcentuales, y todos fijan la meta en términos de índice de precios al

⁹ Encuesta “Retos de los Bancos Centrales de América Latina en la Implementación del Esquema de Metas de Inflación” de setiembre de 2018.

¹⁰ Argentina siguió el régimen de MEI entre 2016 y Setiembre 2018. Desde el 1 de octubre de 2018, el BCRA implementa un nuevo esquema de política monetaria basado en el compromiso de mantener un control estricto del crecimiento de la base monetaria. La meta de expansión de la base monetaria se logra mediante subastas diarias de letras de liquidez (LELIQ). La meta monetaria se complementa con la definición de zonas de referencia cambiaria (ZRC), cuyo objetivo consiste en moderar episodios de excesiva volatilidad del tipo de cambio.

¹¹ En Perú el esquema de MEI se diseñó en 2001 y entró en vigencia en febrero de 2002.

consumidor (IPC). En algunos casos, la frecuencia de evaluación de la meta es continua (Chile, Colombia, Paraguay y Perú), en otros relacionada a una frecuencia particular: trimestral (Uruguay) y anual (Brasil).

La mayoría de los bancos centrales de la región usa la tasa de interés de referencia como meta operativa de política monetaria, en particular entre los que cuentan con el esquema MEI. El instrumento utilizado depende de la estructura del sistema financiero de cada país. Chile, Paraguay y Perú utilizan la tasa de referencia para préstamos interbancarios a un día sin colateral, mientras que en Colombia y Brasil se usa una tasa de referencia para préstamos con colateral. En Uruguay se utilizó hasta junio de 2013 como referencia la tasa de interés para préstamos interbancarios, para luego retornar al control de agregados monetarios (M1 ampliado: circulante, depósitos a la vista y en cajas de ahorro). Similarmente, en Argentina existe una meta de expansión de la base monetaria. Finalmente, en Bolivia el instrumento operativo es el exceso de reservas (excedente de encaje legal).

CUADRO A-1. Esquemas de política monetaria

Esquema de política monetaria / Año de adopción	Índice de medida objetivo	Meta vigente / Tipo	Tipo de instrumento	Frecuencia Evaluación meta	
Brasil	MEI/1999	IPC	4,25 % ± 1,5pp/PR	SELIC	Anual
Chile	MEI/1999	IPC	2 % - 4 %/R	TPM	Continua
Colombia	MEI/1999	IPC	2 % - 4 %/R	REPO	Continua
Paraguay	MEI/2011	IPC	2 % - 6 %/R	TPM	Continua
Perú	MEI/2001	IPC	1 % - 3 %/R	TPM	Continua
Uruguay	MEI/2007	IPC	3 % - 7 %/R	M1	Trimestral
Bolivia	Agregados monetarios	IPC	2,5 % - 4 %/R	M1	Continua
Argentina ^{1/}	Agregados monetarios	IPC		M0 ^{2/}	
Ecuador	Dolarización total	Otro			

NOTAS: 1/ Abandonó el régimen MEI a fines de setiembre de 2018. 2/ Meta intermedia de expansión de la base monetaria. MEI: Metas explícitas de inflación.

FUENTE: Encuesta Mercosur 2018.

Las decisiones de política monetaria se toman en todos los casos de forma colectiva, a través de un directorio o comité, cuyas características varían entre países. La elección de los miembros de estos grupos de decisión depende en casi todos los casos del Poder Ejecutivo, con acuerdo y/o ratificación del Parlamento o a propuesta de esa institución. En el caso de Perú, tres de los siete miembros del Directorio son nombrados por el Congreso de la República. Estos grupos de decisión tienen entre tres (Uruguay) y nueve (Brasil) miembros, cuya duración varía de cuatro a diez años y es indefinida en el caso de Brasil. En la mayoría de los países está permitida la reelección. Chile, Colombia, Paraguay y Bolivia tienen renovación progresiva, es decir que no todos los miembros son nombrados a la vez, lo que aísla la elección de los miembros del ciclo político. En Perú y Uruguay la duración de los miembros coincide con el periodo presidencial.

En lo que se refiere al marco institucional, la mayoría de los bancos centrales de la región gozan de autonomía (*de jure y/o de facto*). Al no existir conflicto con la contraparte fiscal, se facilita el anclaje de las expectativas de inflación.

El principal instrumento de comunicación de los bancos centrales es el “Comunicado de Política Monetaria”. En estos comunicados se explica la racionalidad de la última decisión de política y generalmente contiene información de la evolución reciente y esperada de la inflación, de la actividad económica, y de las expectativas de inflación. Algunos bancos centrales suelen incluir también información sobre la evolución de la inflación subyacente, la demanda externa, y de los mercados financieros internacionales. Otros bancos centrales brindan también información acerca de la dirección futura de la política monetaria (*forward guidance*).

En general, hay consenso en que la estrategia de comunicación es un elemento clave para la implementación del régimen de metas de inflación. En las siguientes secciones, basadas en las respuestas de los bancos centrales a la Encuesta Mercosur 2019 (ver A-2), se discute al detalle los diferentes aspectos relacionados con dicha estrategia de comunicación.

CUADRO A-2. Proceso de decisiones de la política monetaria

	Número de miembros	Nombramiento	Reelección	Comité de política monetaria				Decisión de política monetaria		
				Miembros externos	Miembros internos	Reuniones de decisión por año	Renovación progresiva	Duración en consejo(años)	Minuta Minuta	Votos publicados
Argentina	5	Ejecutivo	Sí	No	4	12	No	6	No	No
Brasil	9	Ejecutivo	Sí	No	9	8	No	Indefinido	Sí	No
Chile	5	Ejecutivo	Sí	No	5	8	Sí	Hasta 10	Sí	Sí
Colombia	7	Ejecutivo/Junta	Sí	Sí	6	8	Sí	4	Sí	No
Paraguay	5	Ejecutivo	Sí	No	5	12	Sí	5	Sí	No
Perú	7	Ejecutivo 4; Congreso 3	Sí	Sí	1 (presidente)	12	No	5 (Duración del mandato presidencial)	No	No
Uruguay	3	Ejecutivo	Sí	No	3	4	No	5 (Duración del mandato presidencial)	Sí	No
Bolivia	6	Presidente escoge ternas	No	Sí	1 (presidente)		Sí	Presidente 6; directores 5		
Ecuador	4	Ejecutivo		Sí	No	12			No	No

FUENTE: Encuesta Mercosur 2018.

B. TEMAS EN COMUNICADOS DE POLÍTICA MONETARIA

En base a los comunicados de política monetaria publicados entre diciembre 2018 y setiembre 2019 para Chile, Colombia, México y Perú (dieciocho) los temas mencionados en la explicación de la decisión de cambios en la tasa de política monetaria han sido principalmente sobre los determinantes de la inflación anual, la actividad interna y el crecimiento económico mundial. En términos de importancia le siguen referencias a la inflación subyacente, expectativas de inflación y evolución reciente del tipo de cambio. En promedio, la importancia relativa de temas en los comunicados de política son: inflación (29 por ciento), actividad interna (29 por ciento), entorno externo (25 por ciento) y expectativas (14 por ciento).

GRÁFICO B-1. Temas en comunicados de política monetaria



La mayor incertidumbre en los mercados financieros internacionales ha sido incorporada en los últimos comunicados a través del mayor uso de los términos “tensiones comerciales” y “volatilidad financiera” en setiembre 2019 respecto diciembre 2018 (incremento de 5,5 a 6,8 por ciento en la ponderación de temas).

C. ESTILO DE LOS COMUNICADOS DE POLÍTICA MONETARIA

Actualmente existen diversos índices para medir la legibilidad (facilidad para la lectura) de un documento. Dos de los más conocidos son los índices Flesch y su variante Flesch-Kinkaid.¹² El problema de estos índices es que han sido diseñados para el idioma inglés, por lo que su aplicación a textos en otro idioma no es directa. Para evitar tener que traducir los textos e incurrir en sesgos, existen disponibles variantes del índice Flesch para su aplicación a textos en español. Los más populares son el índice Fernández-Huerta y el índice Flesch-Szigriszt.

El índice Fernández-Huerta (1959) está basado en una fórmula similar a la del índice Flesch, pero con distintas ponderaciones:

$$\text{Índice Fernández - Huerta} = 206,84 - 60(S/P) - 1,02(P/F)$$

donde S es el número de sílabas, P es el número de palabras y F es el número de frases. Cuanto más alto el índice más fácil es la lectura del texto, mientras que cuanto más bajo el nivel indica una mayor dificultad. El índice también se puede asociar a un determinado grado de escolaridad (medido en años de estudios), según una tabla planteada Fernández-Huerta (1959).

El índice Flesch-Szigriszt (1993), también conocido como de perspicuidad, fue propuesto por Francisco Szigriszt Pazos. Tal como el de Fernández-Huerta, se basa en el índice Flesch y también contempla una tabla de grados de escolaridad para su interpretación.

$$\text{Índice Flesch - Szigriszt} = 206,835 - 62,3(S/P) - (P/F)$$

La siguiente tabla presenta ambos índices¹³ aplicados a los comunicados de política monetaria de cuatro bancos centrales (emitidos en lo que va de 2019): Chile, Colombia, México y Perú. Como puede apreciarse, los índices más altos se obtienen para Perú (equivalentes a siete años de escolaridad), mientras que los más bajos corresponden a México (equivalentes hasta más de trece años de escolaridad). Como referencia en la primera columna se indica el número de palabras promedio en cada comunicado. Tal como se observa, el comunicado de México es el más extenso.

CUADRO C-1. Índices de legibilidad en español: Promedio simple (comunicados emitidos en lo que va de 2019)

	Número de palabras promedio	Fernández-Huerta		Flesch-Szigriszt	
		Índice	Grado	Índice	Grado
Chile	812,4	64,7	8-9	60,7	8-9
Colombia	359,0	64,1	8-9	58,6	>=10
México	1634,3	52,8	>=10	48,7	>=13
Perú	436,4	75,7	7	71,51	7

En el Anexo B se incluye un análisis de los temas mencionados en la explicación de la decisión de cambios en la tasa de política monetaria en los comunicados de estos cuatro países.

¹² En 1976 la Marina de EUA convocó a un equipo liderado por John Kinkaid para perfeccionar el índice Flesch.

¹³ Calculados usando el portal de internet <https://ripley.psychology.hhu.de/koRpus/>

D. TONO DE COMUNICACIÓN Y CAMBIOS EN LA TASA DE POLÍTICA MONETARIA¹⁴

Las comunicaciones o notas de prensa de política monetaria anuncian la posición de la política inmediatamente después de las reuniones de decisión de política. Estas comunicaciones por tanto son la primera fuente de información a los participantes del mercado sobre la posición de política monetaria.

Los comunicados suelen informar sobre el estado de la economía observada al momento de realizar la decisión. En particular, el estado de la actividad económica, la inflación o el escenario externo, entre otros. También los comunicados contienen información sobre el juicio del banco de cómo se espera se desenvuelva el estado de la economía. Por ejemplo, se puede mencionar si las presiones inflacionarias que se están observando corrientemente pueden extenderse hacia el futuro.

Así mismo, los comunicados cada vez más tienden a incorporar elementos de *forward guidance*, es decir información sobre posibles acciones futuras. Esta información puede tener carácter “odiseano” si se explicita un compromiso con futuras acciones de política monetaria o puede tener carácter “délfico” si sólo se da información sobre predicciones futuras del estado de la economía y el accionar contingente de política monetaria (Campbell y otros, 2000).

Para tener una idea de la información contenida en estos comunicados, Lahura y Vega (2019) construyen diccionarios de términos de política monetaria para Chile y Perú a partir de la lectura de cada uno de los comunicados de política monetaria desde 2003. Cada comunicado puede tener un número de expresiones textuales expansivas (E) o contractivas (C). A partir del conteo de dichas expresiones, se construye un indicador de tono del comunicado por medio de la fórmula ($tono = (C - E)/(C + E)$) que oscila entre los valores de +1 (comunicado extremadamente contractivo) y -1 (considerablemente expansivo).

El tono encontrado está correlacionado con los movimientos de tasas de interés anunciados en los comunicados. El Gráfico D-1 muestra figuras relativas a Perú y Chile. La primera columna muestra la evolución de los tonos calculados según la fórmula del párrafo anterior y la segunda columna muestra la asociación entre los tonos y los cambios en la tasa de interés de política. La primera fila muestra el caso de Perú y la segunda fila el caso de Chile.

En cuanto al tono de los comunicados, se observa cómo los bancos centrales de Perú y Chile suben el tono de sus comunicados hacia posición contractiva durante el periodo de auge previo a la gran crisis financiera internacional. Luego, a lo largo de la crisis, hay una drástica caída en el tono para posteriormente subir el tono durante el periodo de entrada de capitales asociada a la expansión cuantitativa en EEUU.

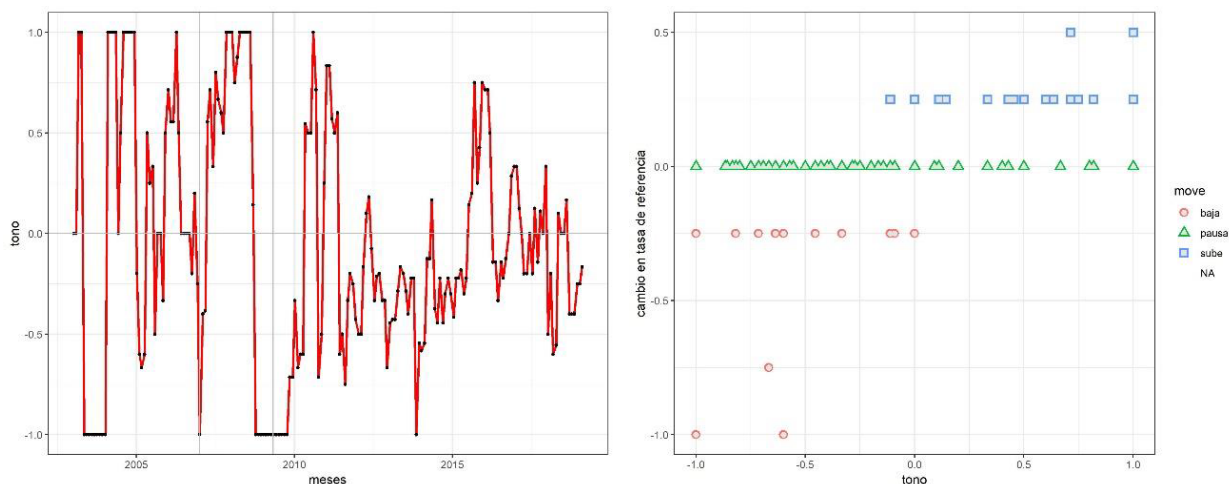
Es notoria además la asociación entre el tono de los comunicados y el cambio en la posición de política monetaria mostrada en la segunda columna de los gráficos. Los puntos circulares representan periodos de reducción de tasas de interés, los cuales están principalmente asociados a tonos negativos. En cambio, los puntos cuadriláteros representan subidas de tasas de interés, los cuales están básicamente asociados a tonos positivos. Los puntos triangulares representan comunicados donde no se cambia la tasa de interés de referencia, dichos puntos están igualmente asociados a tonos expansivos o contractivos.

Lo anterior significa que hay variaciones en el tono de comunicación de la política que no están asociados a cambios corrientes en la tasa pero que sí pueden estar asociados a cambios futuros en la tasa de interés o a ser consistentes con proyecciones favorables o desfavorables del estado de la economía en algún plazo razonable futuro.

Por ello, se puede estudiar el patrón de correlaciones entre el tono y los cambios en las tasas de interés.

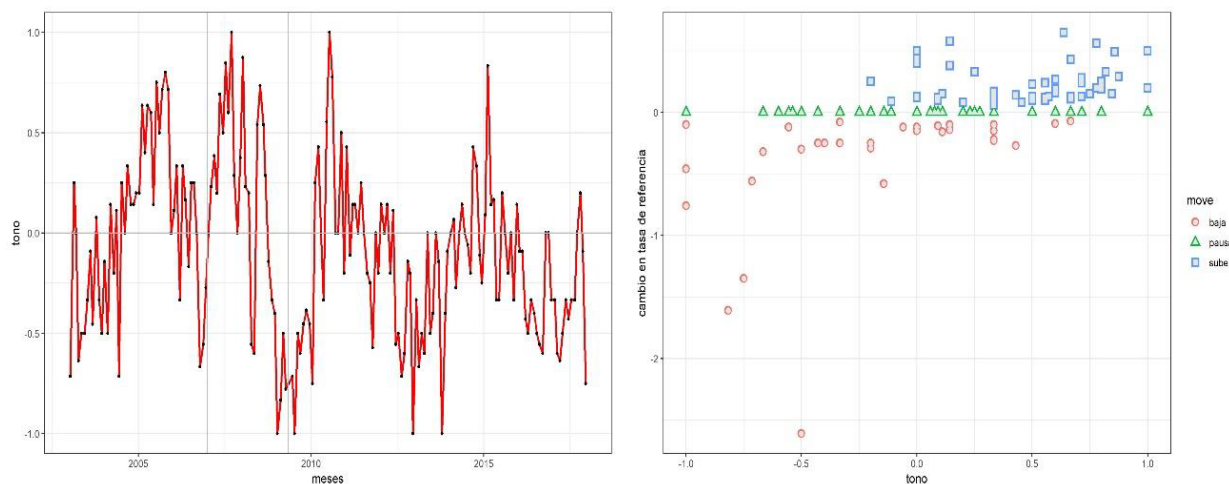
¹⁴ Elaborado por Erick Lahura y Marco Vega.

GRÁFICO D-1. Tono de comunicados y política monetaria en Perú y Chile



(a) Tono de política monetaria de Perú

(b) Asociación entre el tono y el cambio en la tasa de política en Perú



(c) Tono de política monetaria de Chile

(d) Asociación entre el tono y el cambio en la tasa de política en Chile

Los siguientes cuadros muestran los casos de Perú y Chile respectivamente. Se construyen dos tipos de correlaciones. Las a) correlaciones condicionales se calculan sólo en aquellas situaciones donde hay cambio de tasas y b) las correlaciones incondicionales se estiman con toda la secuencia de tonos y cambios en la tasa.

Ambos cuadros muestran que el tono no solamente está correlacionado con los cambios corrientes en las tasas de referencia sino también con los cambios que se producen en el comunicado del siguiente periodo. Es decir, el tono de los comunicados tiene cierto poder predictivo sobre la decisión futura de tasas de interés.

Sin embargo, se debe advertir que estas correlaciones sólo muestran una imagen parcial. Hacer *forward guidance* implica, más que la asociación del tono con cambios inmediatamente próximos de las tasas de política, una asociación del tono de comunicación con cambios en las tasas de interés de plazos más largos.

CUADRO D-1. Tonos y cambios en la política monetaria en Perú

	a) Condicionales a cambio en la tasa		b) Incondicionales	
	Corr($\text{tono}_t, \Delta i_t$)	Corr($\text{tono}_t, \Delta i_{t+1}$)	Corr($\text{tono}_t, \Delta i_t$)	Corr($\text{tono}_t, \Delta i_{t+1}$)
Toda la muestra	0.89	0.70	0.56	0.44
Desde 2008	0.89	0.74	0.62	0.47
Desde 2010	0.90	0.80	0.69	0.36

NOTAS: La muestra comprende el periodo 2003:10 hasta 2018:12

CUADRO D-2. Tonos y cambios en la política monetaria en Chile

	a) Condicionales a cambio en la tasa		b) Incondicionales	
	Corr($\text{tono}_t, \Delta i_t$)	Corr($\text{tono}_t, \Delta i_{t+1}$)	Corr($\text{tono}_t, \Delta i_t$)	Corr($\text{tono}_t, \Delta i_{t+1}$)
Toda la muestra	0.61	0.59	0.46	0.38
Desde 2008	0.62	0.60	0.46	0.39
Desde 2010	0.39	0.24	0.26	0.16

NOTAS: La muestra comprende el periodo 2003:01 hasta 2017:12



Cartera morosa en moneda extranjera y tipo de cambio real: Evidencia para el Perú, 2003-2018

ERICK LAHURA Y FREDDY ESPINO*

El objetivo de esta investigación es evaluar empíricamente si cambios no esperados en el tipo de cambio real tienen efecto sobre la cartera morosa en moneda extranjera. Para ello, se estima la respuesta dinámica de la cartera morosa en moneda extranjera ante choques exógenos en el tipo de cambio real a partir de modelos vectores autorregresivos, en los cuales los choques cambiarios se identifican de forma recursiva y estructural. Los resultados muestran que ante una mayor depreciación real de la moneda local, la cartera morosa en moneda extranjera aumenta por tipo de crédito (empresas, consumo e hipotecario) y a nivel agregado, alcanzando su efecto máximo entre 7 y 10 meses luego de ocurrido el choque cambiario. Además, se encuentra que la cartera morosa de las empresas es la que registra el mayor aumento.

Palabras Clave : Tipo de cambio real, cartera morosa, VAR
Clasificación JEL : F31, G21

En una economía pequeña y abierta, un aumento del tipo de cambio real tiene usualmente un efecto expansivo sobre la actividad económica.¹ Sin embargo, si en dicha economía existe una gran cantidad de deuda denominada en moneda extranjera, un aumento del tipo de cambio real puede tener un efecto negativo a través del efecto hoja de balance (Céspedes y otros, 2004). A nivel individual, cuando ocurren cambios no esperados en el tipo de cambio real existe el riesgo que los prestatarios que generan ingresos en moneda doméstica incumplan el pago de sus créditos en moneda extranjera. Si existen muchos prestatarios en esta situación, entonces es posible que la cartera morosa en moneda extranjera aumente.² En una economía parcialmente dolarizada como la peruana, la probabilidad de que esta situación se produzca es mayor pues el descalce de monedas entre los pasivos y activos de las empresas y familias es típicamente más pronunciado.

* Erick Lahura, Subgerencia de Investigación Económica, Gerencia Central de Estudios Económicos (BCRP), (email: erick.lahura@bcrp.gob.pe). Freddy Espino, Jefe del Departamento de Liquidación y Control de Operaciones Internas, Gerencia de Operaciones Monetarias y Estabilidad Financiera (BCRP), (email: freddy.espino@bcrp.gob.pe).

Los autores agradecen a Marco Vega y Adrián Armas por sus valiosos comentarios, así como a los participantes del XXXI Encuentro de Economistas del BCRP (28-29 de octubre de 2013). Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición de las instituciones a las cuales están afiliados.

¹ Este es el resultado que se obtiene de una versión estándar del modelo Mundell-Fleming.

² El riesgo de que la morosidad de la cartera en moneda extranjera aumente ante un cambio abrupto en el tipo de cambio se denomina “riesgo cambiario crediticio” o RCC.

¿Cuál es el efecto de cambios no esperados en el tipo de cambio real sobre la cartera morosa en moneda extranjera? El objetivo de esta investigación es responder esta pregunta utilizando la experiencia reciente de la economía peruana. La hipótesis que se plantea es que ante un aumento no esperado en el tipo de cambio real, la cartera morosa en moneda extranjera se deteriora, por tipo de crédito y a nivel agregado. Para evaluar empíricamente la hipótesis planteada, se estima la respuesta dinámica de la cartera morosa ante un choque exógeno en el tipo de cambio real; esta respuesta dinámica se obtiene a partir de la estimación de un modelo de vectores autorregresivos o VAR (por sus siglas en inglés), que incluye como variables endógenas al tipo de cambio real, la morosidad de la cartera en moneda extranjera y otras variables macroeconómicas como los términos de intercambio y el grado de dolarización. Los choques exógenos en el tipo de cambio real se identifican de dos formas: (i) recursivamente, a través de la decomposición de Cholesky, y (ii) estructuralmente, imponiendo restricciones de largo plazo según la metodología propuesta por Blanchard y Quah (1989). La información utilizada es de frecuencia mensual y abarca el período enero 2003 - diciembre 2008. Las variables utilizadas son el ratio de morosidad en moneda extranjera (cartera morosa sobre colocaciones brutas), total y por tipo de crédito (créditos a empresas, consumo e hipotecario), el tipo de cambio real bilateral, el PBI real, los términos de intercambio y el coeficiente de dolarización de los créditos.

Los resultados indican que ante un choque exógeno positivo en la depreciación real anual equivalente a una desviación estándar (aproximadamente 5 por ciento de depreciación), la variación del ratio de morosidad en moneda extranjera aumenta en todos los casos considerados; además, el efecto del choque es mayor para la cartera de créditos a empresas que para la de créditos a hogares. Específicamente, el efecto máximo de un choque exógeno positivo sobre la variación anual del ratio de morosidad del total de créditos es 0,21 puntos porcentuales (pp) y se alcanza luego de 10 meses desde que ocurre el choque. Por tipo de crédito, el efecto máximo es 0.28 pp, 0.14 pp, 0.20 pp y 0.10 pp, sobre el ratio de morosidad de los créditos a empresas, hogares, consumo e hipotecario, respectivamente. Estos resultados muestran que los cambios bruscos en la variación del tipo de cambio pueden tener efectos negativos importantes sobre la estabilidad financiera, a través de su impacto sobre la morosidad de los créditos. Por ello, es importante continuar con el diseño e implementación de políticas que permitan seguir atenuando la exposición al RCC.

Los determinantes de la cartera morosa que han sido considerados en la literatura incluye tanto variables micro como macroeconómicas. Por un lado, las variables microeconómicas están relacionadas a las características de los clientes (familias y empresas) y de las entidades financieras, como por ejemplo la gestión de los diferentes tipos de riesgo, la eficiencia de la gestión de los costos, el nivel de apalancamiento del banco, entre otros (Berger y DeYoung, 1997; Gosh, 2006; Podpiera y Weill, 2008; Messai, 2013; Gosh, 2015). Por otro lado, la dinámica de la cartera morosa a nivel macroeconómico se vincula típicamente a la dinámica de la actividad económica, el empleo, el tipo de cambio, el marco legal, entre otros factores propios del sistema financiero (Louzis y otros, 2012; Beck y otros, 2015; Klein, 2013; Gosh, 2015; Dimistrios y otros, 2016; Radivojevic y otros, 2019; Kuzucu y Kuzucu, 2019). Este trabajo de investigación forma parte de la literatura que enfatiza los determinantes macroeconómicos de la cartera morosa.

En términos metodológicos, la literatura que estudia la cartera morosa utiliza datos a nivel de bancos, tanto para países individuales como para grupos de países. En ambos casos, el análisis empírico se realiza principalmente a través de la estimación de modelos dinámicos para datos de panel basada en el estimador de momentos generalizados o GMM (por ejemplo Aguilar y otros, 2004; Podpiera y Weill, 2008; Louzis y otros, 2012; Gosh, 2015; Dimistrios y otros, 2016; Vithessonthi, 2016; Grigoli y otros, 2018; Radivojevic y otros, 2019, entre otros). En este trabajo, se utiliza información agregada de la cartera morosa (total y por tipo de crédito) y de otras variables macroeconómicas. La estimación del efecto de choques al tipo

de cambio real se basa en la identificación de choques cambiarios exógenos a partir de la estimación de modelos de vectores autorregresivos.

Los modelos VAR estimados en la presente investigación incluyen la tasa de crecimiento del PBI real,³ el tipo de cambio real y los términos de intercambio como variables relevantes para explicar la dinámica del ratio de morosidad, en línea con lo que sugiere la literatura relevante. [Louzis y otros \(2012\)](#) utilizan un modelo dinámico de datos de panel para estudiar los determinantes de la cartera morosa en el sistema bancario de Grecia por tipo de préstamos y encuentran que el PBI, la tasa de desempleo, las tasas de interés y la deuda pública son los principales determinantes macroeconómicos de la morosidad. [Beck y otros \(2015\)](#) utilizan un panel de datos de 75 países para el período 2000-2010 y encuentran que la tasa de crecimiento del PBI, el tipo de cambio, los precios de acciones y las tasas de interés de préstamos son las variables que tienen mayor impacto sobre la cartera atrasada. [Klein \(2013\)](#), encuentra que la tasa de crecimiento del PBI, el desempleo y la inflación son los principales factores que explican la dinámica de la cartera morosa de los países de la zona Central, Este y Sur Este de Europa, durante el período 1998-2011, mientras que los factores microeconómicos tienen poco impacto sobre la cartera morosa. [Kuzucu y Kuzucu \(2019\)](#) muestran que el crecimiento del PBI real es el principal determinante que afecta el ratio de cartera atrasada para emergentes y en desarrollo, antes y después de la crisis financiera global, mientras que el tipo de cambio es significativo para países emergentes luego de la crisis. [Radivojevic y otros \(2019\)](#) concluyen que la tasa de crecimiento del PBI es el principal determinante de la cartera atrasada en economías emergentes de Latinoamérica. Adicionalmente, dado que la economía peruana es parcialmente dolarizada, también se incluye en los modelos VAR el coeficiente de dolarización.

La presente investigación contribuye a la literatura que analiza el comportamiento de la cartera morosa a nivel de países y, en particular, a la escasa literatura para el caso peruano. Entre los trabajos más recientes figuran [Vithessonthi \(2016\)](#) para Japón, [Grigoli y otros \(2018\)](#) para Ecuador, [Wan \(2018\)](#) para China y [Partovia y Matousek \(2019\)](#) para Turquía. Para el caso de Perú, [Aguilar y Camargo \(2002\)](#), [Aguilar y otros \(2004\)](#), [Muñoz \(1999\)](#), [Azabache \(2009\)](#) y [BCRP \(2016\)](#) son los trabajos que han encontrado evidencia de un efecto positivo del tipo de cambio sobre la morosidad de la cartera en moneda extranjera. [Aguilar y Camargo \(2002\)](#) y [Aguilar y otros \(2004\)](#) analizan la morosidad de las instituciones microfinancieras y de las entidades del sistema bancario, respectivamente, utilizando variables micro y macroeconómicas; sus resultados muestran que la tasa de crecimiento del PBI real y el tipo de cambio real son las variables macroeconómicas más importantes. [Muñoz \(1999\)](#) también utiliza información de un panel de bancos y encuentra que un aumento en el coeficiente de volatilidad del tipo de cambio tiene un efecto positivo sobre la caretra atrasada en moneda extranjera entre 0.21 y 0.37 puntos porcentuales, resultado consistente con la evidencia presentada en [BCRP \(2016\)](#) utilizando la información agregada del sistema bancario. Finalmente, [Azabache \(2009\)](#) encuentra que el tipo de cambio tiene un efecto no lineal sobre la cartera morosa: si la variación del tipo de cambio es menor a 11.5 % el efecto de un choque de 5 % sobre la cartera morosa es aproximadamente 0.15 puntos porcentuales. El presente trabajo, además, contribuye a esta literatura analizando la morosidad a través de la identificación de choques estructurales en la variación del tipo de cambio real.

El resto del trabajo está estructurado en 4 secciones. En la sección 1, se describen los datos a usar en el análisis y los hechos estilizados. En la sección 2, se detalla la metodología empírica. En la sección 4, se presentan y se discuten los resultados de las estimaciones econométricas. Finalmente, en la sección 5, se presentan las conclusiones.

³ Esto debido a que el PBI real determina el nivel de ingreso de los prestatarios y, por ende, los pagos de las cuotas pactadas con los bancos.

1. DATOS Y HECHOS ESTILIZADOS

El análisis se basa en información mensual que abarca el período enero 2001 - diciembre 2018. La información relacionada a la cartera morosa proviene de los Balances de Comprobación de las Entidades del Sistema Financiero, los cuales son remitidos al Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), mientras que el PBI real y el tipo de cambio real bilateral (base 2009=100) se obtuvieron del portal web del Banco Central de Reserva del Perú.

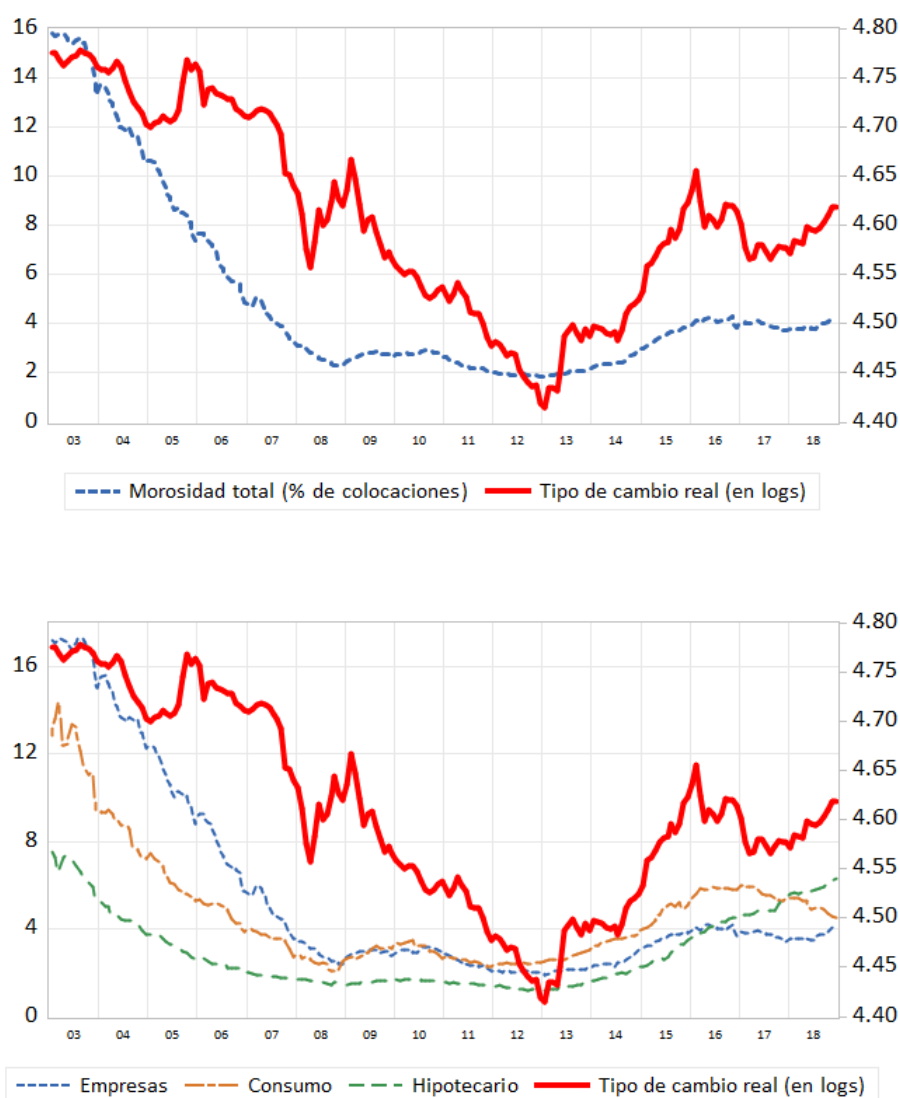
La cartera morosa se define como la suma de la cartera pesada (cartera vencida + cartera en cobranza judicial) y la cartera refinanciada y/o reestructurada. El ratio de morosidad en moneda extranjera se define como el ratio entre la cartera morosa y las colocaciones brutas, ambas en moneda extranjera. Se analiza la morosidad de cinco tipos de créditos en moneda extranjera: empresas, consumo, hipotecario, hogares (consumo e hipotecario) y total (empresas y hogares). Debido a un cambio metodológico, desde enero de 2001 hasta agosto de 2010 los créditos a empresas incluyen los créditos comerciales y a la microempresa, mientras que desde setiembre de 2010 incluye los créditos corporativos, grandes empresas, medianas empresas, pequeñas empresas y microempresas.

El Gráfico 1 muestra la evolución del tipo de cambio real y de la cartera morosa, total y desagregada por tipo de crédito, para el período enero 2001 - diciembre 2018. Como se puede observar en el panel superior, la evolución de la cartera morosa total es relativamente similar a la del tipo de cambio real. Ambas series registraron una tendencia decreciente, hasta finales del año 2008 en el caso del total de créditos y 2013 en el caso del tipo de cambio real;⁴ a partir del año 2013 ambas series registraron una tendencia creciente que se moderó hacia el final de la muestra, siendo más pronunciada la pendiente del tipo de cambio real.

Durante la primera parte de la muestra analizada, la morosidad del total de créditos se redujo considerablemente, pasando de 16 por ciento en el 2003 a 2 por ciento en el 2008. Luego de estabilizarse en un nivel cercano a 2 por ciento entre los años 2009 y 2012, a partir del año 2013 registró una tendencia creciente pero moderada, alcanzando niveles cercanos al 4 por ciento a finales del año 2018. Como se observa en el segundo panel del Gráfico 1, la evolución del ratio de morosidad del total de créditos es similar al comportamiento del ratio de morosidad por tipo de crédito. Además, también se puede observar que la mayor o menor morosidad no es exclusiva de algún tipo de crédito en particular. En el caso del ratio de morosidad de los créditos a empresas, este pasó de ser el más alto a inicios del año 2003 a ser el más bajo a finales del año 2018, mientras que el ratio de morosidad de los créditos hipotecarios pasó de ser el más bajo a inicios del año 2013 al más alto a finales del año 2018 y con una tendencia creciente desde el año 2013 más pronunciada que en la de los otros tipos de préstamos.

El Cuadro 1 muestra el grado de asociación lineal que existe entre los diferentes ratios de morosidad en moneda extranjera, el PBI real y el tipo de cambio real, tanto en niveles como en términos de las variaciones anuales de las variables. Se observa que existe una relación lineal positiva entre el ratio de morosidad del total de créditos y el logaritmo del tipo de cambio real ($cor = 0.79$) y una relación lineal negativa entre el ratio de morosidad del total de créditos y el logaritmo del PBI real ($cor = -0.68$). Esto significa que cuando el ratio de morosidad aumenta cuando el tipo de cambio real aumenta y disminuye cuando el PBI real aumenta. Estas correlaciones reflejan principalmente las del ratio de morosidad de los créditos a empresas ($cor = 0.80$ y $cor = -0.73$, respectivamente). En el caso de los créditos de hogares y sus componentes (consumo e hipotecario), la relación lineal con el logaritmo del tipo de cambio real también es positiva, aunque relativamente menor respecto a la de los créditos a empresas; mientras que la correlación con el logaritmo del PBI real es negativa y débil para el caso de los créditos de consumo.

⁴ La tendencia apreciatoria del Sol estuvo asociada al ingreso de dólares como consecuencia de las condiciones macroeconómicas favorables de la economía peruana y, posteriormente, por el incremento de la cantidad de dinero por parte de los bancos centrales de economías desarrolladas como Estados Unidos, la Unión Europea y Japón.

GRÁFICO 1. Evolución de la cartera morosa en moneda extranjera y el tipo de cambio real: 2003-2018

NOTAS: En ambos gráficos, el eje izquierdo mide la cartera morosa en moneda extranjera como porcentaje del total de colocaciones brutas, por tipo de crédito (total, empresas, consumo e hipotecario); el eje derecho mide el logaritmo natural del índice del tipo de cambio real bilateral (base 2009=100) multiplicado por 100.

Las correlaciones contemporáneas entre la variación anual de los ratios de morosidad y las tasas de crecimiento anual del PBI real y del tipo de cambio real son más homogéneas en comparación a las correlaciones entre los niveles de las series; además, los signos de dichas correlaciones son los esperados. Se observa que los diferentes ratios de morosidad en moneda extranjera tienen una relación lineal positiva con el crecimiento anual del tipo de cambio real (entre 0.35 y 0.37) y una relación lineal negativa con la tasa de crecimiento anual del PBI real (entre -0.30 y -0.43).

CUADRO 1. Correlación entre de la cartera morosa, tipo de cambio y PBI real.

Tipo de Crédito	Niveles		Var. últ. 12 meses	
	Tipo de cambio	PBI real	Tipo de cambio	PBI real
Total	0.79	-0.68	0.36	-0.39
Empresas	0.80	-0.73	0.37	-0.43
Hogares	0.50	0.05	0.35	-0.30
Consumo	0.66	-0.28	0.35	-0.30
Hipotecario	0.39	0.19	0.35	-0.31

NOTAS: En niveles, el tipo de cambio real y el PBI real están expresados en logaritmos, mientras que los ratios de morosidad están expresados como porcentajes. Las variaciones últimos 12 meses del tipo de cambio real y PBI real están expresadas como porcentajes.

2. MODELO EMPÍRICO

Para medir el efecto de choques exógenos en el tipo de cambio real sobre el ratio de morosidad en moneda extranjera se utiliza un modelo de vectores autorregresivos (VAR) que incluye el PBI real, la morosidad en moneda extranjera (como porcentaje de las colocaciones brutas en moneda extranjera) y el tipo de cambio real, además de otras posibles variables exógenas. En particular, tomando en cuenta la naturaleza de los datos, se utilizan la variación anual del ratio de morosidad en moneda extranjera m , y la variación porcentual últimos doce meses del PBI real y y del tipo de cambio real s .

2.1. ESPECIFICACIÓN Y ESTIMACIÓN DEL MODELO

La especificación del modelo VAR de orden p o VAR(p) para y , s y m toma la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 y_t &= a_{10} + a_{11}(1)y_{t-1} + a_{12}(1)s_{t-1} + a_{13}(1)m_{t-1} + \dots \\
 &\quad + a_{11}(p)y_{t-p} + a_{12}(p)s_{t-p} + a_{13}(p)m_{t-p} + z_t' b_1 + \varepsilon_{1,t} \\
 s_t &= a_{20} + a_{21}(1)y_{t-1} + a_{22}(1)s_{t-1} + a_{23}(1)m_{t-1} + \dots \\
 &\quad + a_{21}(p)y_{t-p} + a_{22}(p)s_{t-p} + a_{23}(p)m_{t-p} + z_t' b_2 + \varepsilon_{2,t} \\
 m_t &= a_{30} + a_{31}(1)y_{t-1} + a_{32}(1)s_{t-1} + a_{33}(1)m_{t-1} + \dots \\
 &\quad + a_{31}(p)y_{t-p} + a_{32}(p)s_{t-p} + a_{33}(p)m_{t-p} + z_t' b_3 + \varepsilon_{3,t}
 \end{aligned}$$

donde el vector z_t' contiene posibles variables exógenas; además, cada error es un proceso ruido blanco, es decir, $\varepsilon_t^j \sim (0, \sigma_{\varepsilon^j}^2)$ y $Cov(\varepsilon_t^j, \varepsilon_t^k) = 0$ para $j = 1, 2, 3$. Se asume que los errores entre ecuaciones pueden estar correlacionados, es decir $Cov(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{j,t}) \neq 0$, para $i, j = 1, 2, 3$. Matricialmente, el modelo puede expresarse como:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + B Z_t \varepsilon_t, \quad E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] \equiv \Omega$$

donde:

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] \equiv \Omega = \begin{bmatrix} Var(\varepsilon_t^1) & Cov(\varepsilon_t^1, \varepsilon_t^2) & Cov(\varepsilon_t^1, \varepsilon_t^3) \\ Cov(\varepsilon_t^2, \varepsilon_t^1) & Var(\varepsilon_t^2) & Cov(\varepsilon_t^2, \varepsilon_t^3) \\ Cov(\varepsilon_t^3, \varepsilon_t^1) & Cov(\varepsilon_t^3, \varepsilon_t^2) & Var(\varepsilon_t^3) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \sigma_{23} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_3^2 \end{bmatrix}$$

La estimación del modelo VAR se realiza ecuación por ecuación utilizando estimador Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), pues posee buenas propiedades bajo los supuestos mencionados (consistente y asintóticamente eficiente).⁵ La estimación del modelo VAR asume que el modelo está bien especificado (variables relevantes, el número de rezagos es correcto) y que los residuos se comportan bien (es decir, no tienen autocorrelación, son homocedásticos, y tienen distribución normal).

2.2. IDENTIFICACIÓN

A partir de la estimación del modelo VAR es posible analizar la dinámica del sistema utilizando dos herramientas: la función impulso respuesta (FIR) y la descomposición de la varianza (DV). Por ejemplo, la FIR de m_t respecto de s_t permite cuantificar el cambio en la predicción de m_{t+j} ante “nueva información” o “sorpresas” respecto a la evolución de s_t . Formalmente, las sorpresas están asociadas a errores $u_{1,t}$, $u_{2,t}$ y $u_{3,t}$ que no están correlacionados entre sí (a diferencia de los errores del VAR original), por lo cual se les denomina errores ortogonales. Por su parte, la descomposición de la varianza de m_t permite calcular la contribución de la varianza de cada error ortogonal a la varianza total de m_t ; de esta forma, la DV permite determinar la importancia relativa de cada innovación para explicar la variación de cada variable del VAR.

Los errores ortogonales se obtienen a partir de los errores originales del VAR, los cuales están relacionados linealmente de la siguiente forma general:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \end{bmatrix}$$

o de forma más compacta:

$$\varepsilon_t = Cu_t$$

Dado que los errores ortogonales satisfacen la condición $E[u_t u_t'] = I$, entonces la matriz de varianza y covarianzas de ε_t es igual CC' :

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] &= E[Cu_t u_t' C'] \\ \Omega &= CC' \end{aligned}$$

La estimación de Ω (de orden 3×3 en este modelo) se obtiene a partir de los residuos MCO del modelo VAR, con lo cual se obtienen los 6 coeficientes que caracterizan a esta matriz simétrica (tres varianzas y 3 covarianzas). Sin embargo, estos 6 coeficientes no son suficientes para identificar de manera única los 9 parámetros de la matriz C , lo cual impide obtener errores ortogonales únicos a partir de los errores del modelo VAR, $u_t = C^{-1} \varepsilon_t$. A esta dificultad se le conoce como el problema de identificación. En la literatura existen varias formas de resolver el problema de identificación, las cuales incluyen supuestos arbitrarios o *ad-hoc* y supuestos basados en modelos estructurales. En este trabajo se utilizarán el método recursivo de Cholesky y un método estructural basado en restricciones de largo plazo, basada en Blanchard y Quah (1989).

El método de Cholesky para la identificación de los errores, también denominado método de

⁵ El estimador MCO es igual de eficiente que el estimador SUR (Seemingly Unrelated Regressions) pues los regresores son los mismos en todas las ecuaciones.

identificación recursiva, se basa en la descomposición Cholesky de la matriz Ω :⁶

$$\Omega = CD^{1/2}D^{1/2}C'$$

donde C es una matriz triangular inferior única cuyos elementos de la diagonal principal son 1's, y D es una matriz diagonal con elementos positivos en la diagonal principal. A partir de esta relación entre Ω y C , es posible estimar los elementos de C y, en consecuencia, obtener los errores ortogonales u . Como se explica en [Hamilton \(1994\)](#), este método requiere que las variables del VAR estén "ordenadas" en función de su respuesta contemporánea ante choques en los errores de cada variable, lo cual se denomina "ordenamiento de Cholesky". Específicamente, la primera variable en el ordenamiento de Cholesky es aquella que no reacciona ante sorpresas en las demás variables, sólo ante sus propias sorpresas; es decir, la primera variable es empíricamente la más exógena. La segunda variable es aquella que reacciona contemporáneamente ante sorpresas de la primera, de ella misma, pero de ninguna otra variable; es decir, es menos exógena que la primera pero más exógena que la tercera; y así sucesivamente.

En este trabajo el ordenamiento de Cholesky que se plantea es y, s, m . Dado que la información utilizada es de frecuencia mensual, este ordenamiento implica que: y (tasa de crecimiento anual del PBI real) solo responde contemporáneamente ante un choque propio, s (tasa de crecimiento anual del PBI real) responde contemporáneamente solo ante sorpresas en y , y m (variación anual del ratio de morosidad) reacciona contemporáneamente ante cualquier sorpresa en y, s o m .

Si el ordenamiento de Cholesky planteado carece de una teoría o mecanismo económico que la respalde, cualquiera de los otros posibles ordenamientos (en nuestro caso, existen $3! = 6$ posibles ordenamientos) podría ser utilizado. Evidentemente, los resultados pueden ser muy sensibles al ordenamiento seleccionado, especialmente cuando la frecuencia de los datos es baja (trimestral, anual, etc.). Sin embargo, en la medida que la correlación contemporánea entre los errores de cada ecuación sea pequeña, los resultados serán menos sensibles al ordenamiento.

El segundo método, basado en [Blanchard y Quah \(1989\)](#), resuelve el problema de identificación a través de supuestos sobre la reacción acumulada de las variables ante choques ortogonales, las cuales se denominan restricciones de largo plazo. Si los choques ortogonales se obtienen a partir de restricciones de largo plazo sugeridas por algún modelo o teoría económica, se le denominan choques "estructurales". Bajo el supuesto que y, s y m son series temporales estacionarias, la representación de medias móviles (VMA) en términos de choques ortogonales se puede escribir de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ s_t \\ m_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) & \phi_{13}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) & \phi_{23}(i) \\ \phi_{31}(i) & \phi_{32}(i) & \phi_{33}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{y,t-i} \\ u_{s,t-i} \\ u_{m,t-i} \end{bmatrix} \quad (1)$$

En este caso, la identificación se puede lograr imponiendo al menos tres restricciones sobre los elementos de la matriz anterior. Los dos primeros supuestos establecen que ningún choque estructural en el tipo de cambio real o en el ratio de morosidad tiene efectos de largo plazo sobre el PBI real:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \phi_{12}(i) = 0$$

$$\sum_{i=0}^{\infty} \phi_{13}(i) = 0$$

⁶ Los detalles se pueden revisar en [Hamilton \(1994\)](#), capítulos 4 y 11.

Además se asume que un choque estructural en el ratio de morosidad no tiene efectos de largo plazo sobre el tipo de cambio real:

$$\sum_{i=0}^{\infty} \phi_{23}(i) = 0$$

3. RESULTADOS

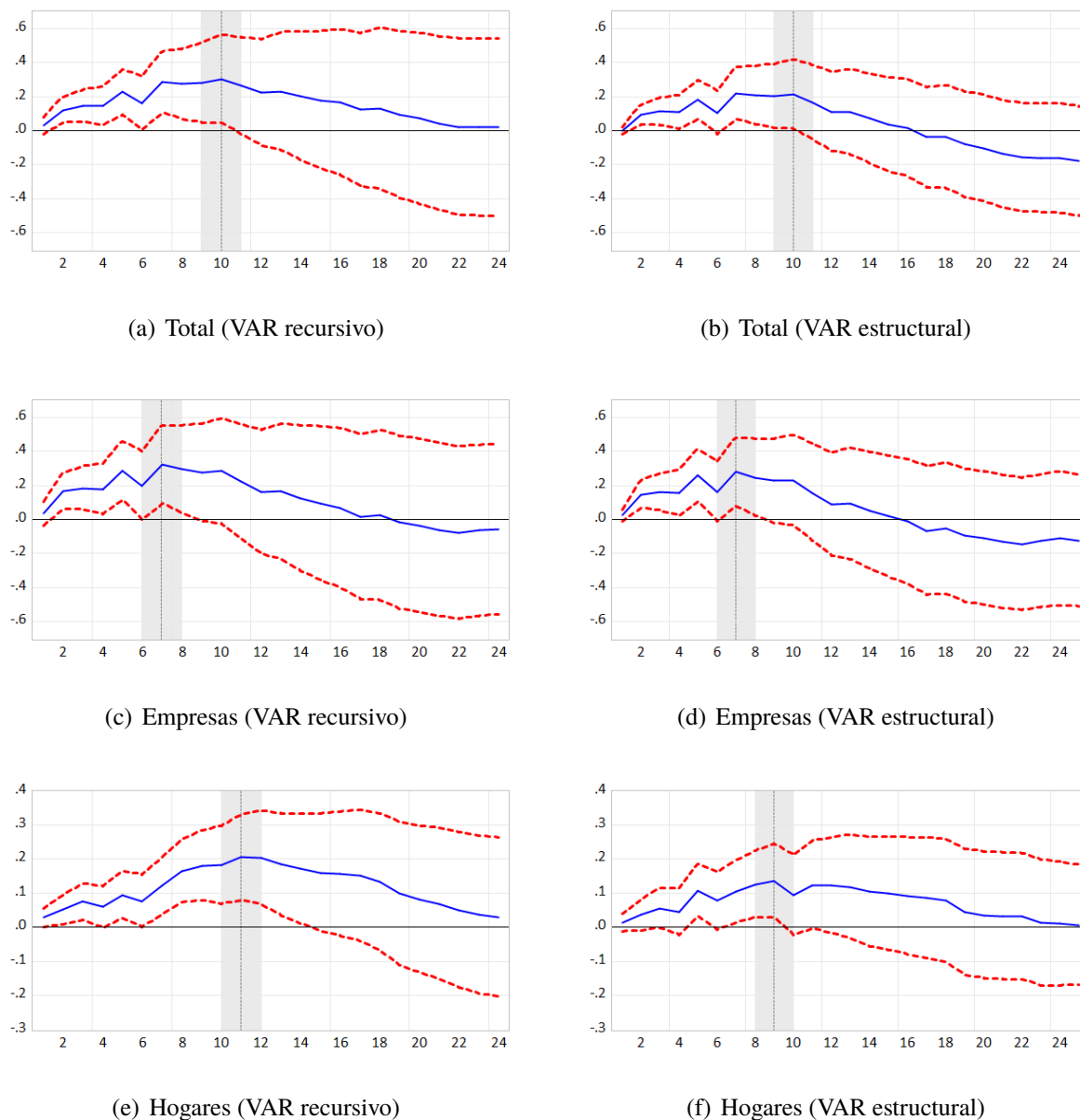
La estimación del efecto de un choque exógeno en el tipo de cambio real sobre el ratio de morosidad en moneda extranjera se realizó para cada tipo de cartera: (i) créditos totales del sistema financiero, (ii) créditos a empresas (corporativos, grandes, medianas, pequeñas y microempresas), (iii) créditos de consumo a los hogares, (iv) créditos de hipotecarios a los hogares, y (v) créditos a los hogares (consumo + hipotecario).⁷ Además, se incluyó como variable de control la variación anual del coeficiente de dolarización de los créditos.⁸

El Gráfico 2 muestra las funciones impulso respuesta (FIR) de la variación del ratio de morosidad en moneda extranjera ante una innovación ortogonal en el tipo de cambio real. Específicamente, se analiza el efecto que tiene una innovación en la tasa de crecimiento anual del tipo de cambio real equivalente a una desviación estándar (aproximadamente 5 por ciento). Se observa que ante una innovación en la depreciación real anual de la moneda local, la variación anual del ratio de morosidad en moneda extranjera aumenta en todos los casos considerados; además, el efecto del choque es mayor en las empresas que en los hogares. A nivel agregado, el efecto máximo del choque sobre la variación anual del ratio de la cartera morosa total es 0,3 puntos porcentuales y se alcanza luego de 10 meses desde que ocurre el choque. En el caso de las empresas, el efecto máximo del choque es de 0,33 puntos porcentuales y se alcanza luego de 7 meses desde que ocurre. En el caso de la morosidad de los créditos a hogares, el efecto máximo del choque es de 0,21 puntos porcentuales y se alcanza luego de 11 meses.

⁷ Todos los modelos estimados tienen 12 rezagos y sus errores son homocedásticos, no autocorrelacionados y se distribuyen normalmente.

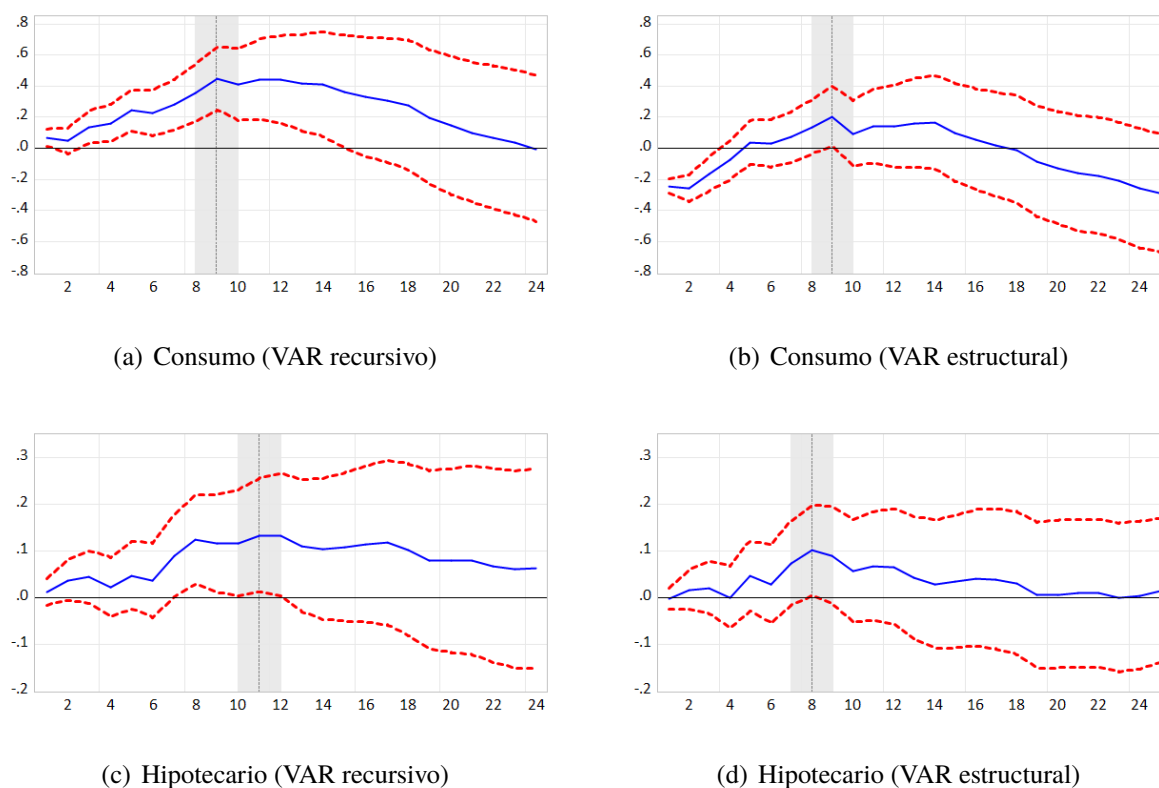
⁸ A nivel macroeconómico, una forma de mitigar la exposición al RCC es reduciendo el nivel de dolarización de la economía. Esta estrategia ha sido impulsada permanentemente por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), especialmente con la adopción del esquema de metas de inflación y, desde el 2013, a través del programa de Desdolarización de Créditos, basado principalmente en el uso de encajes en moneda extranjera. Todo esto ha permitido que el coeficiente de dolarización disminuya de 82 por ciento en el año 2000 hasta 31 por ciento en el año 2018.

GRÁFICO 2. Respuesta de la variación anual de la cartera morosa ante un choque en la depreciación real anual



NOTAS: En los tres gráficos, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

El hecho que las empresas registren un aumento mayor de la morosidad de su cartera en dólares en comparación a la de los hogares podría explicarse por diferentes factores, como por ejemplo un mayor nivel de dolarización de los créditos de las empresas. Sin embargo, al desagregar el crédito de los hogares en consumo e hipotecario, los resultados muestran que ante un choque en el tipo de cambio real, el aumento de la morosidad de los créditos de consumo es similar al de las empresas y mayor al de los créditos hipotecarios (ver Gráfico 3). Específicamente, el efecto máximo del choque sobre la variación anual del ratio de morosidad de los créditos de consumo en dólares es 0,45 puntos porcentuales y se alcanza luego de 9 meses; en el caso del ratio de morosidad de los créditos hipotecarios, el efecto máximo del choque es 0,13 puntos porcentuales y se alcanza luego de 11 meses.

GRÁFICO 3. Respuesta de la variación anual de la cartera morosa ante un choque en la depreciación real anual

NOTAS: En los tres gráficos, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

Al identificar de forma estructural un choque en la variación anual del tipo de cambio real (utilizando la identificación de largo plazo planteada en la sección 2), los resultados que se obtienen son similares en términos de la dinámica a los obtenidos bajo la identificación recursiva, aunque las magnitudes tienden a ser menores. A nivel agregado, el efecto máximo de un choque estructural en la depreciación real anual sobre la variación anual del ratio de la cartera morosa total es 0,21 puntos porcentuales (menor al caso recursivo) y se alcanza luego de 10 meses desde que ocurre el choque (similar al caso recursivo). En el caso de las empresas, el efecto máximo del choque estructural es de 0,28 puntos porcentuales (menor al caso recursivo) y se alcanza luego de 7 meses desde que ocurre el choque (similar al caso recursivo). En el caso de la morosidad de los créditos a hogares, el efecto máximo del choque es de 0,14 puntos porcentuales (menor al caso recursivo) y se alcanza luego de 9 meses (menor al caso recursivo). Al desagregar el crédito de los hogares en consumo e hipotecario, los resultados muestran que ante un choque en el tipo de cambio real, el aumento de la morosidad de los créditos de consumo es mayor al de los créditos hipotecarios (0,20 puntos porcentuales y 0,10 puntos porcentuales, respectivamente). Este último resultado podría estar asociado, entre otras cosas, al hecho que el otorgamiento de un crédito hipotecario tendería a ser más exigente por parte de las entidades financieras en comparación al otorgamiento de un crédito de consumo.

El Cuadro 2 muestra la descomposición de la varianza para los casos recursivo y estructural; específicamente, se indica el porcentaje de la varianza explicada por choques ortogonales en la depreciación real anual de la moneda, u^s . En el caso de la cartera morosa total, se observa que este choque explica 18,6 por ciento de la varianza del error de predicción del ratio de morosidad luego de 12 meses en el

CUADRO 2. *Porcentaje de la varianza explicada por choques en la depreciación real de la cartera morosa (por tipo de cartera)*

Morosidad	VAR recursivo			VAR estruct.		
	$h = 1$	$h = 12$	$h = 60$	$h = 1$	$h = 12$	$h = 60$
Total	0.5	18.6	6.1	0.0	10.3	10.0
Empresas	0.4	13.6	4.2	0.2	9.6	3.7
Hogares	1.7	26.2	25.0	0.3	8.3	6.2
Consumo	2.4	37.7	43.6	20.2	5.9	24.0
Hipotecario	0.2	12.4	11.9	0.0	3.8	2.0

NOTAS: Los términos $h = 1$, $h = 12$ y $h = 60$ representan 1, 12 y 60 meses períodos (meses) luego del choque.

caso recursivo y 11,3 por ciento en el caso estructural. En el caso recursivo, la importancia del choque cambiario es mayor para los créditos de los hogares y sus componentes; sin embargo, en el caso estructural, el choque cambiario es relativamente más importante para explicar la varianza del error de predicción de la cartera morosa de las empresas.

En resumen, la evidencia sugiere que una depreciación real no esperada tiene consecuencias adversas sobre la cartera morosa en moneda extranjera, tanto a nivel agregado como por tipo de crédito. En términos relativos, el efecto de un choque cambiario es mayor sobre la morosidad de las empresas que la de los hogares.

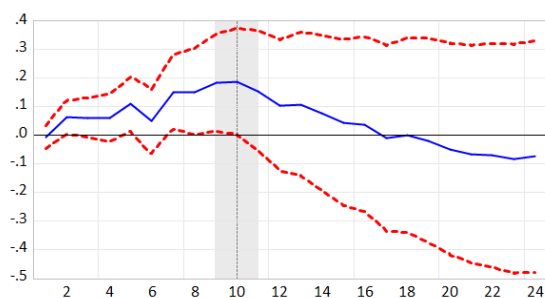
4. ROBUSTEZ

Los resultados obtenidos en la sección anterior se basan en la especificación de modelos VAR parsimoniosos que solo incluyen 3 variables macroeconómicas directamente relacionadas con la morosidad en moneda extranjera: PBI real, tipo de cambio real y ratio de morosidad en moneda extranjera. Dado esto, los choques cambiarios identificados podrían incluir el efecto de choques en otras variables no identificadas.

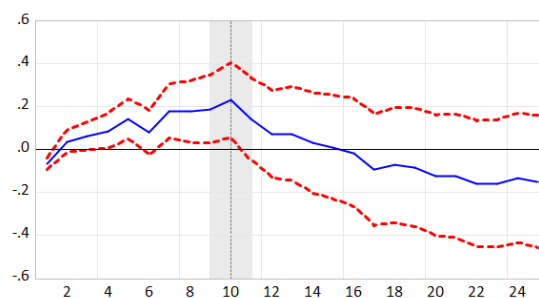
Una forma de refinar la identificación de los choques cambiarios es incluyendo la variable términos de intercambio en la especificación del modelo VAR. Debido a que esta variable se determina por factores externos a la economía peruana, sus innovaciones pueden ser identificadas fácilmente incluyéndola en la primera posición en el ordenamiento Cholesky o asumiendo que ningún otro choque tiene efectos sobre ella en el largo plazo. Como se observa en los Gráficos 4 y 5, las respuestas de los ratios de morosidad para los diferentes tipos de crédito ante choques cambiarios son similares a las obtenidas con el modelo base que no incluye términos de intercambio.

La única diferencia importante entre el modelo base y el que incluye términos de intercambio es en la respuesta del ratio de morosidad de los créditos de consumo bajo la identificación de largo plazo. En este caso, el efecto máximo positivo se alcanza luego de 14 meses y no en 9 meses como en el modelo base.

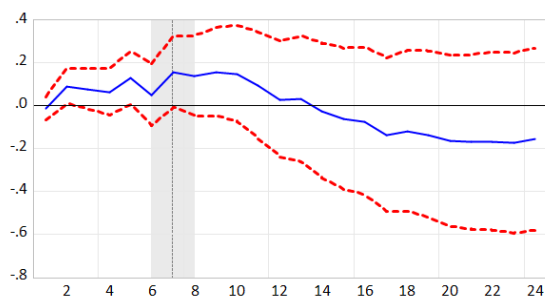
GRÁFICO 4. Respuesta de la variación anual de la cartera morosa ante un choque en la depreciación real anual: Modelos VAR con términos de intercambio.



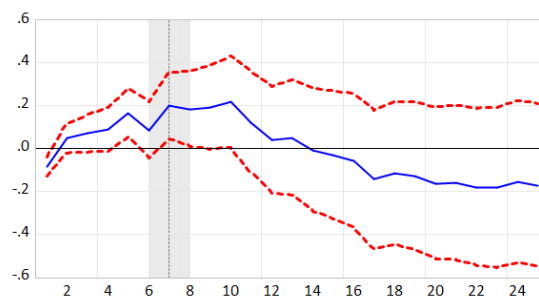
(a) Total (VAR recursivo)



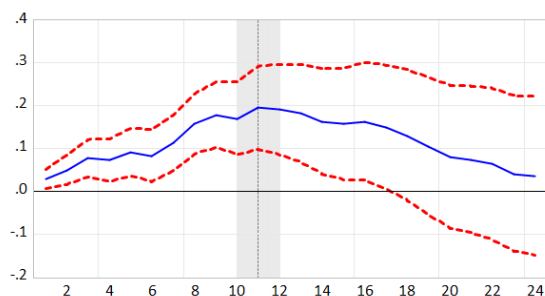
(b) Total (VAR estructural)



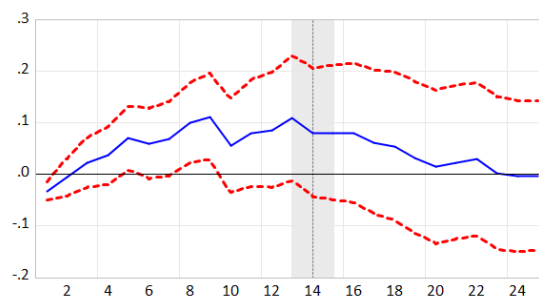
(c) Empresas (VAR recursivo)



(d) Empresas (VAR estructural)



(e) Hogares (VAR recursivo)

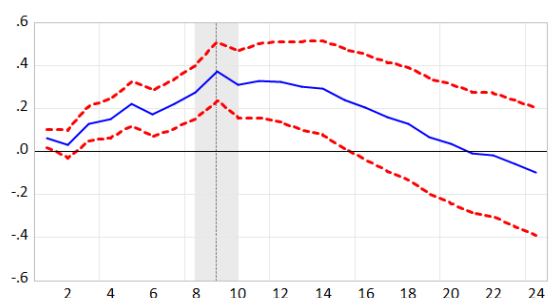


(f) Hogares (VAR estructural)

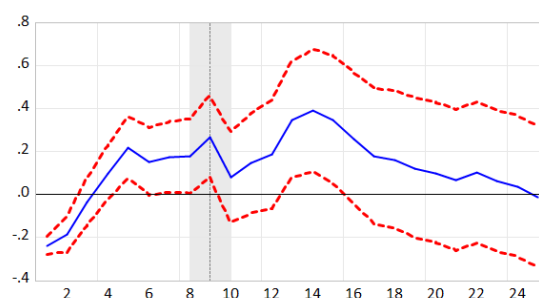
NOTAS: En los tres gráficos, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

Es importante mencionar que los resultados obtenidos son condicionales a las variables macroeconómicas utilizadas: PBI real, términos de intercambio y dolarización. Además, es probable que algunas variables específicas a los bancos (como la liquidez, el apalancamiento, entre otras) también sean relevantes para explicar la dinámica de la cartera atrasada en moneda extranjera ante choques cambiarios. Por ello, consideramos que una extensión importante a este trabajo sería incluir variables que describan las principales características de las entidades del sistema financiero.

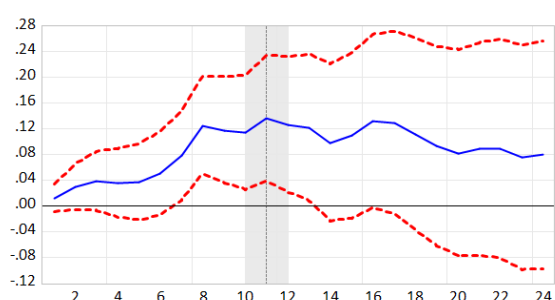
GRÁFICO 5. Respuesta de la variación anual de la cartera morosa ante un choque en la depreciación real anual: Modelos VAR con términos de intercambio.



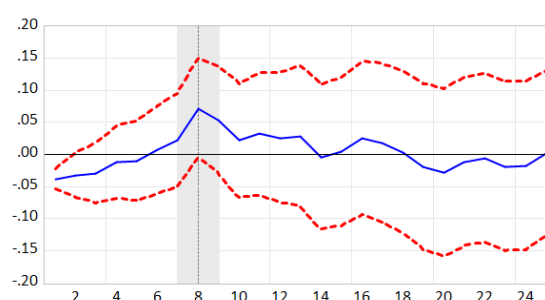
(a) Consumo (VAR recursivo)



(b) Consumo (VAR estructural)



(c) Hipotecario (VAR recursivo)



(d) Hipotecario (VAR estructural)

NOTAS: En los tres gráficos, las unidades de medida del eje izquierdo son porcentajes.

Finalmente, es importante enfatizar que los resultados reflejan la respuesta promedio del sistema financiero, pero no son informativos respecto del comportamiento individual de los bancos. En particular, reflejarían la respuesta dinámica de la cartera atrasada en moneda extranjera de los bancos más importantes, a nivel agregado y por tipo de crédito.

5. CONCLUSIONES

La evidencia sugiere que choques no esperados en el tipo de cambio real tienen efectos adversos sobre el ratio de morosidad en moneda extranjera, tanto a nivel agregado como por tipo de crédito. Los resultados indican que ante un choque en la tasa de crecimiento anual del tipo de cambio real equivalente a 5 por ciento, el ratio de morosidad en moneda extranjera aumenta a nivel agregado entre 0,21 y 0,3 puntos porcentuales, alcanzando su efecto máximo entre 7 y 10 meses luego de ocurrido el choque cambiario. Estos resultados sugieren que es importante que los reguladores del sistema financiero continúen tomando medidas para atenuar la exposición al RCC en un contexto de apreciación del tipo de cambio, que puede incentivar una mayor demanda por créditos en moneda extranjera.

REFERENCIAS

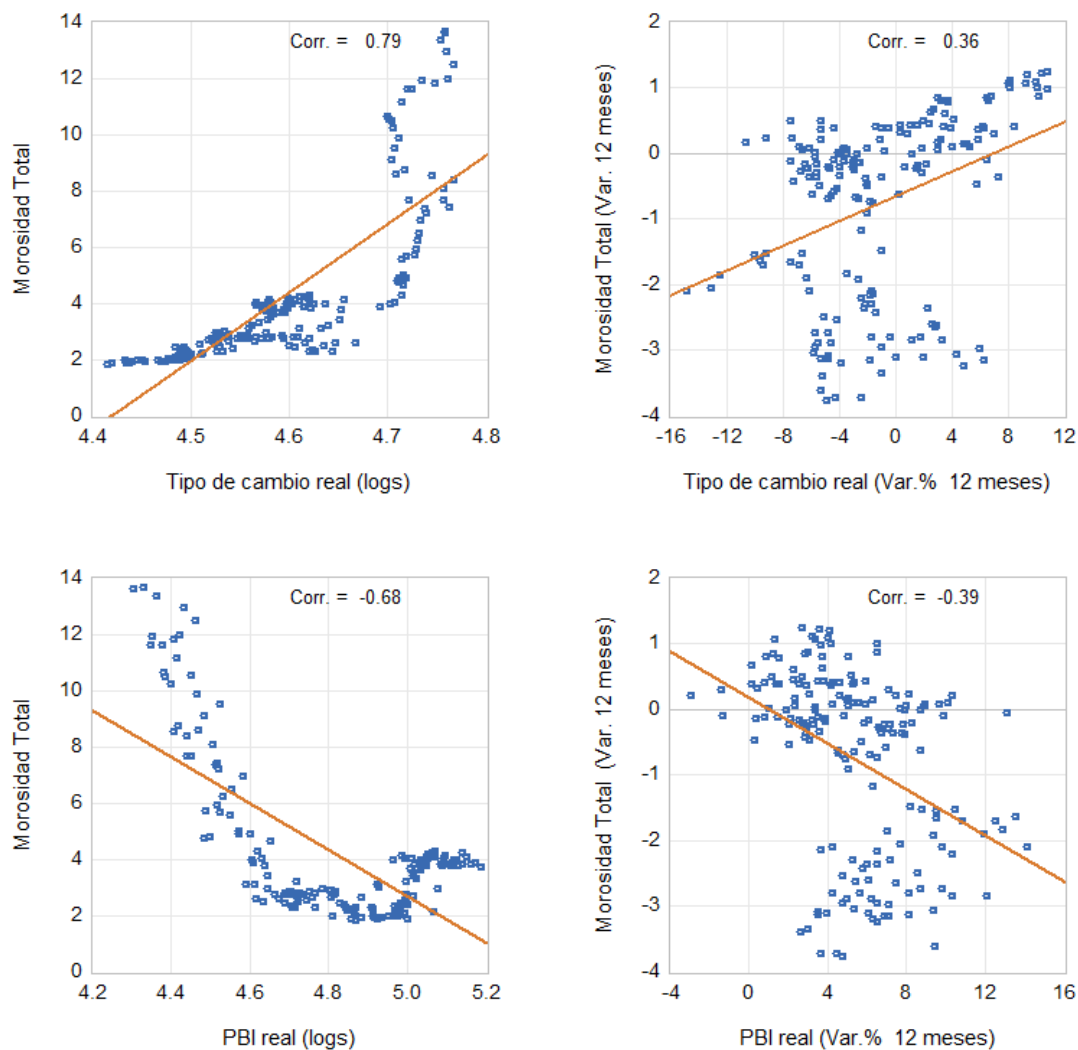
- Aguilar, Giovanna y Gonzalo Camargo. 2002. "Análisis de la morosidad en las instituciones microfinancieras (IMF) en el Perú." *Revista Economía, Fondo Editorial- Pontificia Universidad Católica del Perú* 50: 65-122.
- Aguilar, Giovanna; Camargo, Gonzalo y Rosa Morales. 2004. "Análisis de la Morosidad en el Sistema Bancario Peruano. Informe final de investigación." Instituto de Estudios Peruanos. Recuperado de: <https://www.cies.org.pe/es/investigaciones/politica-macroeconomica-y-crecimiento/analisis-de-la-morosidad-en-el-sistema>
- Azabache, Pablo. 2019. "Efectos No-Lineales de las Variaciones del Tipo de Cambio Sobre el Riesgo Cambiario-Crediticio. Evidencia Empírica para Perú" *Revista Estudios Económicos* 18: 41-59 107-118.
- BCRP. 2016. Reporte de Inflación: Junio 2016. Banco Central de Reserva del Perú.
- Beck, Roland, Petr Jakubik y Anamaria PiloIU. 2015. "Key Determinants of Non-performing Loans: New Evidence from a Global Sample," *Open Economies Review* 26(3): 525-550.
- Berger, Allen N. y Robert DeYoung. 1997. "Problem loans and cost efficiency in commercial banks." *Journal of Banking and Finance* 21: 849-870.
- Blanchard, Oliver y Danny Quah. 1989. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances." *American Economic Review* 79(4): 655-673.
- Dimitrios, Anastasiou; Helen, Louri y Tsionas Mike. 2016. "Determinants of non-performing loans: Evidence from Euro-area countries." *Finance Research Letters* 18: 116-119
- Céspedes, Luis Felipe, Roberto Chang, and Andrés Velasco. 2004. "Balance Sheets and Exchange Rate Policy." *American Economic Review* 94(4): 1183-1193.
- Ghosh, Saibal. 2006. "Does leverage influence banks' non-performing loans? Evidence from India." *Journal of Applied Economic Letters* 12(15): 913-918.
- Ghosh, Amit. 2015. "Banking-industry specific and regional economic determinants of non-performing loans: Evidence from US states." *Journal of Financial Stability* 20: 93-104.
- Grigoli, Francesco; Mansilla, Mario y Martín Saldías. 2018. "Macro-financial linkages and heterogeneous non-performing loans projections: An application to Ecuador." *Journal of Banking and Finance* 97: 130-141.
- Hamilton, James. 1994. "Time Series Analysis." *New Jersey, USA: Princeton University Press.*
- Kilian, Lutz. 2013. "Structural vector autoregressions." In *Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Macroeconomics*, edited by Nigar Hashimzade and Michael A. Thornton, Chapter 22, 515-554. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.
- Klein, Nir (2013), "Non-Performing Loans in CESEE: Determinants and Macroeconomic Performance." *International Monetary Fund Working Paper* 13/72.
- Kuzucu, Narman y Serpil Kuzucu. 2019. "What Drives Non-Performing Loans? Evidence from Emerging and Advanced Economies during Pre- and Post-Global Financial Crisis", *Emerging Markets Finance and Trade* 55(8): 1694-1708. DOI: 10.1080/1540496X.2018.1547877

- Louzis, Dimitrios P., Angelos T. Vouldis y Vasilios L. Metaxas. 2012). “Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios.” *Journal of Banking and Finance* 36(4): 1012-1027.
- Messai, Ahlem Selma. 2013. “Micro and macro determinants of non-performing loans.” *International Journal of Economics and Financial Issues* 3(4): 852-860.
- Muñoz, Jorge. 1999. “Calidad de la cartera del sistema bancario y el ciclo económico: Una aproximación econométrica para el caso peruano.” *Revista Estudios Económicos* 4: 107-118.
- Partovia, Elmira y Roman Matousek. 2019. “Bank efficiency and non-performing loans: Evidence from Turkey.” *Research in International Business and Finance* 48: 287-309.
- Podpiera, Jiri y Lorent Weill. 2008. “Bad luck or bad management? Emerging banking market experience.” *Journal of Financial Stability* 4(2): 135-148.
- Radivojevic, Nikola; Drago Cvijanovic, Dejan Sekulic, Dejana Pavlovic, Srdjan Jovic y Goran Maksimovic. 2019. “Econometric model of non-performing loans determinants.” *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 520: 481-488.
- Sims, Christopher. 1980. “Macroeconomics and Reality.” *Econometrica* 48(1): 1-48.
- Vithessonthi, Chaiporn. 2016. “Deflation, bank credit growth, and non-performing loans: Evidence from Japan” *International Review of Financial Analysis* 45: 295-305.
- Wan, Junmin. 2018. “Non-performing loans and housing prices in China.” *International Review of Economics and Finance* 57: 26-42.

APÉNDICES

A. RATIO DE MOROSIDAD TOTAL, PBI REAL Y TIPO DE CAMBIO REAL

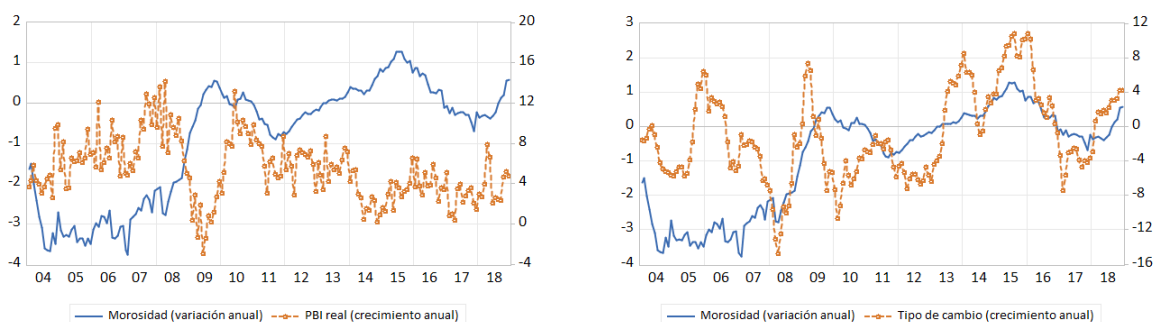
GRÁFICO A-1. Relación contemporánea entre el ratio de morosidad en moneda extranjera, el PBI real y el tipo de cambio real



NOTAS: El ratio de morosidad total (cartera morosa total dividido entre colocaciones brutas) en moneda extranjera está expresada en porcentajes.

B. RATIO DE MOROSIDAD EN MONEDA EXTRANJERA: CRÉDITOS A EMPRESAS Y A HOGARES

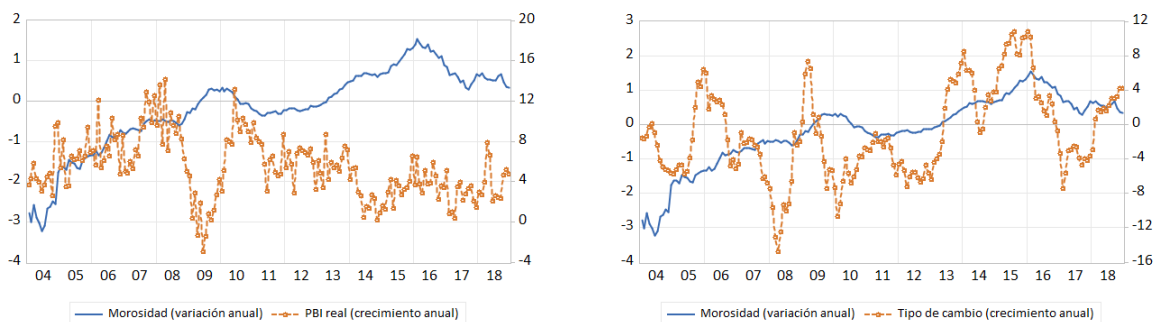
GRÁFICO B-1. Cartera morosa de las empresas, PBI real y tipo de cambio



(a) Crecimiento anual de la cartera morosa y del PBI real (b) Crecimiento anual de la cartera morosa y depreciación anual del tipo de cambio

NOTAS: En ambos gráficos, los ejes están medidos en porcentajes. La variación del ratio de morosidad se mide en el eje izquierdo en ambos gráficos. El crecimiento anual del PBI real y la depreciación real anual se miden en el eje derecho.

GRÁFICO B-2. Cartera morosa de los hogares, PBI real y tipo de cambio



(a) Crecimiento anual de la cartera morosa y del PBI real (b) Crecimiento anual de la cartera morosa y depreciación anual del tipo de cambio

NOTAS: En ambos gráficos, los ejes están medidos en porcentajes. La variación del ratio de morosidad se mide en el eje izquierdo en ambos gráficos. El crecimiento anual del PBI real y la depreciación real anual se miden en el eje derecho.



Estimación de un Índice de Condiciones Financieras para el Perú

RAFAEL NIVÍN Y FERNANDO J. PÉREZ FORERO*

Se estima un Índice de condiciones financieras (ICF) para la economía peruana en el periodo comprendido entre 2004 y 2018. Para ello, se utiliza la metodología propuesta por Koop y Korobilis (2014), la cual emplea un modelo VAR aumentado por factores y que contiene parámetros que cambian en el tiempo (TVP-FAVAR). Así, esta metodología produce un indicador representativo de todas las variables relevantes para el sistema financiero y, dada su flexibilidad, también permite que las contribuciones de las variables incluidas en el modelo cambien a lo largo de la muestra. Utilizando este ICF se cuantifica la interrelación entre el sector real y financiero en la economía peruana, donde en particular se estima la reacción del índice estimado frente a distintos choques macroeconómicos y se estudia también el movimiento de este con el crecimiento del PBI. Posteriormente, se muestra la descomposición histórica estructural de dicho índice. La agenda futura se centra en evaluar en la capacidad predictiva de este ICF y también en su capacidad de convertirse en una mecanismo de alerta temprana (Gómez y Otros, 2011).

Palabras Clave : Condiciones Financieras, TVP-FAVAR, BVAR.

Clasificación JEL : C58, G10

Desde el año 2002 el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) pone en práctica el esquema de Metas Explícitas de Inflación (MEI), donde la meta actual es 1 %-3 % y donde el instrumento de política es la tasa de interés interbancaria. Así, las operaciones monetarias y cambiarias del BCRP se orientan a que dicha tasa de interés interbancaria se ubique sobre su nivel de referencia, el cual es consistente con la proyección de inflación de mediano plazo. Asimismo, debido a que el sistema financiero peruano cuenta con la particular característica de la dolarización financiera (de créditos y depósitos), es necesario tomar en cuenta también los riesgos macroeconómicos y financieros asociados a dicha dolarización, pues estos pueden comprometer la estabilidad del sistema financiero¹. Es por esta razón que el BCRP cuenta también

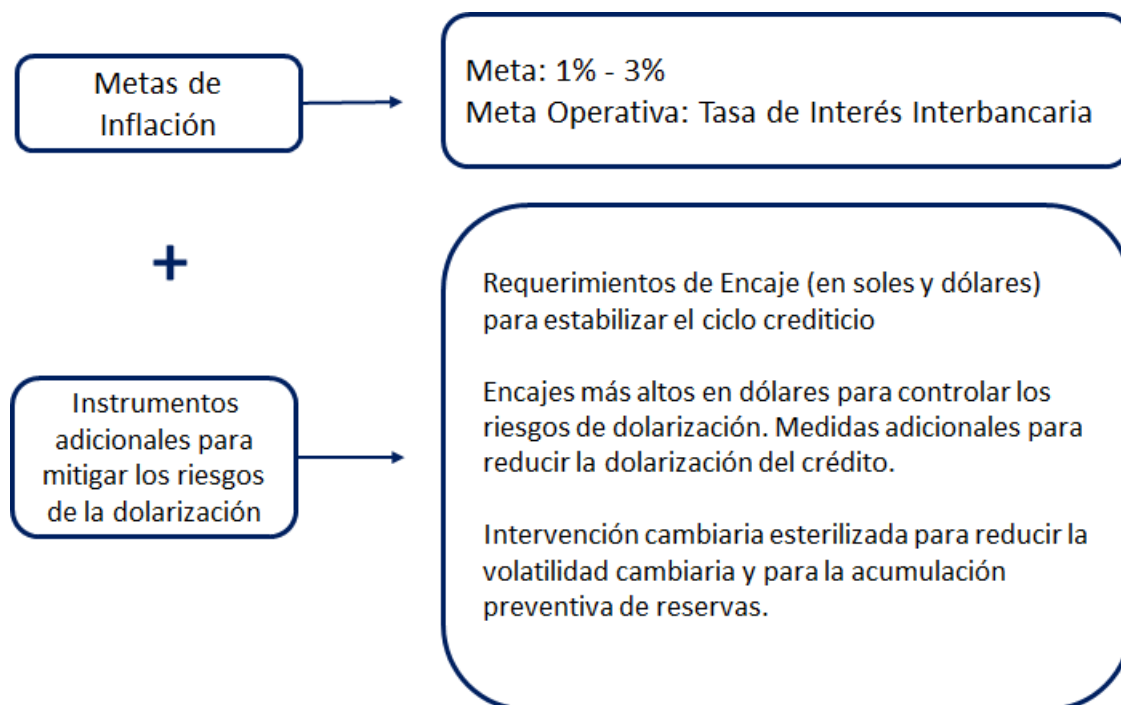
* Nivín: Jefe del Departamento de Investigación Financiera, Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) (email: rafael.nivin@bcrp.gob.pe). Pérez: Jefe del Departamento del Programa Monetario, Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) (email: fernando.perez@bcrp.gob.pe).

Los autores agradecen los comentarios de Paul Castillo, Rocío Gondo, Carlos Montoro, Youel Rojas, de los participantes del XXXVI Encuentro de Economistas del BCRP y de los participantes del seminario de investigación del BCRP.

¹ Hammond (2012) describe las prácticas estándares en materia de la implementación del esquema MEI. Asimismo, enfatiza que luego de la crisis financiera internacional de 2008 se tiene en cuenta el uso de instrumentos adicionales asociados al monitoreo de la estabilidad financiera dentro del esquema de política monetaria. Ver también el caso de América del Sur en Castillo y Otros (2018).

con instrumentos adicionales tales como las tasas de encaje en ambas monedas y la intervención cambiaria para reducir la volatilidad del tipo de cambio.

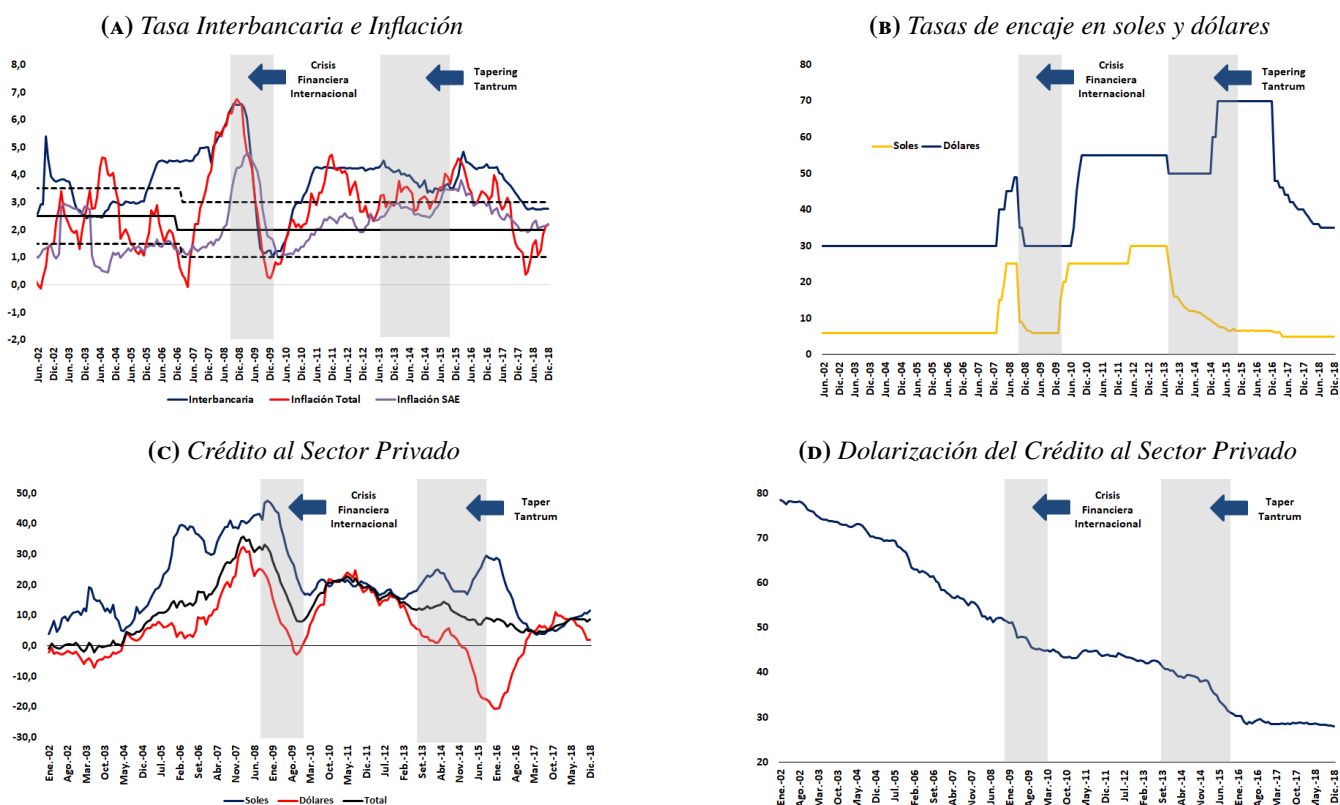
GRÁFICO 1. Esquema de Política Monetaria del BCRP (Armas y Otros, 2014)



El esquema MEI descrito (ver Gráfico 1) demanda entonces el seguimiento de los riesgos financieros (ver detalles adicionales en Armas y Otros (2014)), y por esta razón proponemos en este trabajo un Índice de Condiciones Financieras (ICF) estimado, el cual tiene el objetivo de resumir la información contenida en diversas variables financieras, de modo tal que sirva como una medición de la situación actual del sistema financiero (variable de estado) y como potencial variable de alerta temprana. En línea con lo anterior, es conveniente señalar que, en el marco en el que el BCRP ha venido implementando medidas para mitigar los riesgos asociados a la dolarización, la tasa de inflación se mantiene actualmente dentro del rango meta, la dolarización financiera se ha reducido significativamente en los últimos años, y la fijación de las tasas de encaje de manera cíclica han contribuido a regular el ciclo crediticio (ver Gráfico 2).

En este contexto, eventos tales como la crisis financiera internacional han evidenciado que los choques financieros, no necesariamente relacionados con las acciones de política monetaria, puede tener un impacto significativo sobre el sector real, y por ello existe la necesidad de monitorear las condiciones financieras de una economía. Hatzius y Otros (2010) señala que un ICF debe resumir la información contenida en distintas variables relacionadas a la situación actual y futura del sistema financiero. Idealmente, debería medir choques financieros (cambios exógenos en las condiciones financieras), los cuales pueden afectar la evolución futura de la actividad económica y de la inflación. De otro lado, la importancia de un ICF recae también en su potencial uso como mecanismo de alerta temprana (Gómez y Otros, 2011).

En este trabajo se estima un ICF para la economía peruana utilizando un modelo VAR aumentado por factores y con parámetros que cambian en el tiempo (TVP-FAVAR) propuesto por Koop y Korobilis (2014). El propósito es contar con una herramienta útil que resuma las condiciones financieras de la economía peruana, y cuyas fluctuaciones puedan servir para alertar sobre potenciales riesgos asociados a la estabilidad del sistema financiero (Riesgo sistémico). La estimación señala que las condiciones financieras en el Perú se endurecieron durante los episodios de Crisis Financiera Internacional (2008-2009) y de *Tapering* (2013-2015), los cuales están asociados a una fuerte depreciación del sol. Por otro

GRÁFICO 2. Política Monetaria y Dolarización Financiera en el Perú

lado, en la actualidad la posición expansiva de la política monetaria y la reducción de los encajes han contribuido a flexibilizar las condiciones financieras domésticas.

Asimismo, se estudia la respuesta sistemática del ICF ante la ocurrencia de distintos choques macroeconómicos, resaltando el rol que cumple éste índice en la amplificación y propagación de estos choques. Para ello, se estima un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) utilizando el índice estimado junto con variables macroeconómicas relevantes, y se identifican los choques estructurales asociados tanto a la política monetaria como a la macroprudencial, junto con el resto de choques macroeconómicos que suelen estar presentes en la economía agregada. Posteriormente, se estudia la descomposición histórica del índice estimado para el periodo 2004-2018. Se encuentra que la política monetaria y de encajes del BCRP contribuye significativamente a la evolución de dichas condiciones financieras. Esto es, una elevación (reducción) de la tasa de interés de política y de los encajes contribuye a endurecer (flexibilizar) las condiciones financieras domésticas.

Cabe señalar que este trabajo está en línea con el capítulo 3 de [Fondo Monetario Internacional \(2017\)](#), en donde se especifican las variables principales que se utilizan para obtener este ICF en el caso de economías avanzadas y otras economías emergentes. En nuestro caso, la estimación propuesta difiere de dicho trabajo, en la medida en que se controla también por variables financieras que capturan el efecto de la dolarización financiera.

El documento está organizado de la siguiente manera: la sección 1 describe la metodología empleada en el ejercicio empírico, la sección 2 detalla los datos utilizados, la sección 3 expone los principales resultados del ejercicio y la sección 4 presenta las conclusiones del trabajo.

1. METODOLOGÍA

1.1. MODELO TVP-FAVAR

Siguiendo a [Koop y Korobilis \(2014\)](#), sea x_t ($t = 1, \dots, T$) un vector $n \times 1$ de variables financieras. Sea y_t un vector $s \times 1$ de variables macroeconómicas, que influyen indicadores de actividad económica, inflación e instrumentos de política (tasa de interés de referencia y requerimientos de encaje, así como la exposición a factores externos, tales como el tipo de cambio y los precios de exportaciones e importaciones, los cuales son medidos a través de los términos de intercambio.

El modelo TVP-FAVAR con p rezagos tiene la siguiente representación:

$$x_t = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t + u_t. \quad (1)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + B_{t,p} \begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t. \quad (2)$$

Donde λ_t^y son los coeficientes del modelo, λ_t^f son los ‘loadings’ del factor común, f_t es el factor latente interpretado con el ICF, c_t es un vector de interceptos, $(B_{t,1}, \dots, B_{t,p})$ son los coeficientes del modelo de vectores autorregresivos, y u_t y ε_t son perturbaciones normalmente distribuidas con media cero y matrices de covarianzas que cambian en el tiempo V_t y Q_t , respectivamente. En particular la primera ecuación del modelo permite purgar las variables financieras de aquellos movimientos que son endógenos al ciclo económico, con lo que el factor común que resulta de la estimación estaría midiendo eventos propios al sector financiero.

El modelo es lo suficientemente flexible en tanto que permite que todos los parámetros tengan diferentes valores en cada periodo t y permite capturar quiebres estructurales. Este supuesto es de vital importancia debido a que la literatura encuentra numerosa evidencia sobre la variabilidad de los *loadings* y de las covarianzas en modelos de factores que utilizan variables macroeconómicas y financieras, como ha sido sugerido por [Banerjee y Otros \(2008\)](#), [Breitung y Eickmeier \(2011\)](#) y [Bates y Otros \(2013\)](#). Asimismo, la especificación de espacio estados permite identificar correctamente el ICF, aislando su evolución de los efectos de las condiciones macroeconómicas.

Para completar la estructura del modelo, necesitamos definir la dinámica de los parámetros variantes en el tiempo. Sea el vector de *loading* $\lambda_t = (\lambda_t^{y'}, \lambda_t^{f'})'$ y los coeficientes del modelo VAR $\beta_t = (c_t', \text{vec}(B_{t,1})', \dots, \text{vec}(B_{t,p})')'$, los cuales siguen un proceso de camino aleatorio (*random walk*):

$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + v_t. \quad (3)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t. \quad (4)$$

donde $v_t \sim \mathcal{N}(0, W_t)$ y $\eta_t \sim \mathcal{N}(0, R_t)$.

Para estimar este modelo se utiliza un algoritmo que permite simplificar la estimación del ICF. Para tal

fin, Koop y Korobilis (2013) and Doz y Otros (2011) combinan las ideas de dos métodos, i) *variance discounting* y ii) el Filtro de Kalman, para obtener resultados analíticos de la distribución posterior de la variable latente (f_t) y para los parámetros variantes en el tiempo $\theta_t = (\lambda_t, \beta_t)$.

Por su parte, las matrices de varianza-covarianzas de los errores (V_t, Q_t, W_t, R_t) son estimados recursivamente usando el método de *variance discounting*: Para V_t y Q_t se utiliza el modelo EWMA (*decay factors*), mientras que las matrices de varianza-covarianza W_t y R_t se estiman con métodos de tipo *forgetting factors*.

Por lo tanto, para estimar el modelo TVP-FAVAR procedemos a implementar el siguiente algoritmo:

- 1 (a) Se fijan valores para todos los parámetros $\lambda_0, \beta_0, f_0, V_0, Q_0$
(b) Se obtiene un factor \tilde{f} estimado vía componentes principales.
- 2 Se estiman los parámetros θ_t dado \tilde{f}
(a) Se estima V_t, Q_t, R_t y W_t usando *variance discounting*
(b) Se estima λ_t y β_t dado (V_t, Q_t, R_t, W_t) usando el *Filtro de Kalman*.
- 3 Estimar el factor f_t dado θ_t usando *Filtro de Kalman*.

La identificación del modelo FAVAR se alcanza de forma convencional al restringir la matriz V_t para que sea diagonal. Esto asegura la identificación, ya que el factor f_t captura solo movimientos comunes a las variables financieras, x_t , luego de quitar el efecto de las variables macroeconómicas.

Las distribuciones iniciales fueron elegidas del tipo no informativo (*Minnesota priors* para β_0), mientras que los parámetros de las matrices de varianza-covarianza (*variance discounting*) han sido fijados en 0.99.

1.2. MODELO BVAR ESTRUCTURAL

Especificación

Naturalmente, el ICF responde a diferentes choques estructurales presentes en la economía agregada. Es por esta razón que, una vez estimado el ICF utilizando la metodología descrita previamente, se procede a evaluar la interrelación entre dicho ICF y las condiciones macroeconómicas y los instrumentos de política mediante un modelo de vectores autorregresivos. Sea el modelo VAR(p) estructural, donde $p \geq 1$:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{c} + \Phi_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \dots + \Phi_p \mathbf{Y}_{t-p} + \mathbf{A}_0^{-1} \varepsilon_t. \quad (5)$$

Donde $\mathbf{Y}_t (N \times 1)$, $\varepsilon_t \sim i.i.d. \mathcal{N}(\mathbf{0}, I_N)$

En esta especificación, el vector \mathbf{Y}_t incluye las variables macroeconómicas utilizadas en el apartado anterior y también el ICF (factor f_t). Así, se estima este modelo a través de métodos bayesianos de Markov Chain Monte Carlo (MCMC), se utiliza la estrategia de identificación de restricciones de corto plazo (*Cholesky*) para obtener la matriz \mathbf{A}_0 y se construyen los intervalos de confianza de las funciones de impulso respuesta utilizando los resultados de la simulación.

La forma reducida de (5) es re-expresada como un modelo de regresión lineal, donde definimos $\mathbf{U}_t \equiv \mathbf{A}_0^{-1} \varepsilon_t$:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{B}\mathbf{X}_t + \mathbf{U}_t \text{ for } t = p + 1, \dots, T; \quad (6)$$

donde $\mathbf{X}_t = (1, \mathbf{Y}'_{t-1}, \dots, \mathbf{Y}'_{t-p})'$, \mathbf{B} contiene a los coeficientes de la forma reducida (6). Asimismo, denotamos Σ como la matriz de covarianzas de los residuos \mathbf{U}_t , la cual servirá para obtener la matriz \mathbf{A}_0 , es decir $\mathbf{U}_t \sim i.i.d.N(\mathbf{0}, \Sigma)$, tal que $\Sigma = \mathbf{A}_0^{-1} \mathbf{A}_0^{-1'}$.

En este contexto, es conveniente re-escribir el modelo anterior (6) siguiendo el esquema SUR (Koop y Korobilis, 2010):

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{Z}_t \beta + \mathbf{U}_t. \quad (7)$$

donde $\beta = \text{vec}(\mathbf{B})$ y $\mathbf{Z}_t = (I_K \otimes \mathbf{X}_t)$.

Distribución posterior

En cuanto a la estimación bayesiana, asumiremos una distribución independiente para:

$$p(\beta, \Sigma^{-1}) = p(\beta) p(\Sigma^{-1}).$$

tal que sea Normal-Wishart, por ello:

$$\beta \sim \mathcal{N}(\underline{\beta}, \underline{V}) \quad (8)$$

$$\Sigma^{-1} \sim W(\underline{S}^{-1}, \underline{\nu}). \quad (9)$$

donde $(\underline{\beta}, \underline{V}, \underline{S}^{-1}, \underline{\nu})$ son los hiper-parámetros de la distribución *a priori*. En particular, asumimos que:

$$\underline{\beta} = \mathbf{0}_{K \times 1}.$$

$$\underline{S} = \underline{h} \times I_n.$$

$$\underline{\nu} = K + 1.$$

con $\underline{h} = 1$ y donde K es el número de variables. Asimismo, la matriz de covarianzas \underline{V} toma la forma típica asociada al prior de Minnesota (Litterman, 1986), es decir $\underline{V} = \text{diag}(V_{ij,l})$ tal que:

$$V_{ij,l} = \begin{cases} \frac{\phi_0}{l\phi_3} & , i = j \\ \frac{\phi_0\phi_1}{l\phi_3} \left(\frac{\widehat{\sigma}_j^2}{\widehat{\sigma}_i^2} \right) & , i \neq j \\ \phi_0\phi_2 & , \text{exógena.} \end{cases}$$

donde:

$$i, j \in \{1, \dots, K\} \text{ y } l = 1, \dots, p.$$

En este caso, $\widehat{\sigma}_j^2$ es la varianza de los residuos que se obtienen luego de estimar un modelo $AR(p)$ para cada variable $j \in \{1, \dots, K\}$ y se asume que $\phi_0 = 0,2$, $\phi_1 = 0,5$, $\phi_2 = 1$, $\phi_3 = 2$, similar a lo sugerido por Doan y Otros (1984)². En particular, ϕ_0 representa la precisión agregada de esta distribución del vector de parámetros β , ϕ_1 establece la diferencia entre coeficientes de rezagos propios y de rezagos de otras variables, ϕ_2 le asigna un peso a las variables exógenas (en este caso el intercepto) y ϕ_3 es el parámetro de encogimiento de la varianza para los coeficientes relacionados con los rezagos de orden superior a 1.

Como resultado de lo anterior, la distribución posterior de β viene dada por:

$$\beta \mid Y^T, \Sigma^{-1} \sim N(\bar{\beta}, \bar{V}). \quad (10)$$

donde:

$$\bar{V} = \left[\underline{V}^{-1} + \sum_{t=p+1}^T \mathbf{Z}'_t \Sigma^{-1} \mathbf{Z}_t \right]^{-1}. \quad (11)$$

y

$$\bar{\beta} = \bar{V} \left[\underline{V}^{-1} \underline{\beta} + \sum_{t=p+1}^T \mathbf{Z}'_t \Sigma^{-1} \mathbf{Y}_t \right]. \quad (12)$$

En el caso de Σ , la distribución posterior viene dada por:

$$\Sigma^{-1} \mid Y^T, \beta \sim W(\bar{S}^{-1}, \bar{v}). \quad (13)$$

donde:

$$\bar{S} = \underline{S} + \sum_{t=p+1}^T (\mathbf{Y}_t - \mathbf{Z}_t \beta) (\mathbf{Y}_t - \mathbf{Z}_t \beta)'. \quad (14)$$

$$\bar{v} = T + \underline{v}. \quad (15)$$

² Por simplicidad se adoptó esta configuración de hiper-párametros. Naturalmente, ello se podría extender al caso en el que se consideren parámetros tal que se maximice la densidad marginal del modelo (Dieppe y Otros, 2016).

2. DATOS UTILIZADOS Y ESTIMACIÓN

2.1. DATOS

Con respecto a los datos utilizados, para x_t se utilizaron datos de 22 variables financieras para el período comprendido entre enero de 2004 hasta diciembre de 2018, las cuales cubren precios de activos, crédito y apalancamiento, prima por riesgo, entre otros. Las variables macroeconómicas en y_t corresponden a los precios de exportación, el nivel de precios, el PBI real, el tipo de cambio (S/ por USD), la tasa de interés de referencia y la tasas de encaje en soles y dólares. Todas las variables fueron transformadas según lo indicado en el Cuadro 1, de manera que éstas sean estacionarias al ser introducidas al modelo. Adicionalmente, siguiendo a [Hatzius y Otros \(2010\)](#) las variables fueron estandarizadas en escala y nivel, en línea con el uso de modelos de factores dinámicos ([Stock y Watson, 2010](#)).

CUADRO 1. *Variables financieras utilizadas*

Variable	Transformación
Crédito total (TC Constante)	var % 12 meses
Crédito comercial	var % 12 meses
Crédito comercial/Activos	var % 12 meses
Crédito de consumo	var % 12 meses
Crédito de consumo/ Activos	var % 12 meses
Crédito hipotecario	var % 12 meses
Crédito hipotecario/Activos	var % 12 meses
Morosidad	ciclo (filtro HP)
Activos Totales	valor respecto a promedio 12 meses
Precio de viviendas	var % 12 meses
Portafolio de AFP/PBI	var % 12 meses
Índice bursátil	var % 3 meses
Capitalización bursatil / PBI	var % 12 meses
Crédito de minería / PBI	var % 12 meses
Bonos / PBI	var % 12 meses
Crédito / PBI	var % 12 meses
<i>Spread CDS</i>	nivel
<i>Spread Embig</i>	nivel
<i>Spread Tasa interbancaria vs. Referencia</i>	nivel
<i>Spread Tasa activa vs. Tasa pasiva</i>	ciclo (filtro HP)
Volatilidad BVL	nivel (GARCH)
Volatilidad TC	nivel (GARCH)

Fuente: BCRP, SBS y Bloomberg.

La lista de variables financieras utilizadas fueron elegidas para cubrir los distintos mercados y sectores relacionados con el sistema financiero del Perú. Considerando que este sistema financiero está caracterizado por una actividad de intermediación concentrada en la banca, la mayoría de variables elegidas corresponden a dicho bloque financiero. Asimismo, se incluyó como variable relevante al crédito al sector minero y también variables de riesgo soberano, con el fin de capturar el efecto de choques externos sobre las condiciones financieras domésticas. Esto último está motivado en la literatura reciente que muestra que para economías emergentes con la peruana que se caracteriza por estar parcialmente dolarizada, los choques externos (como, por ejemplo, el alza de las tasas de interés internacionales o cambios en los precios de *commodities*) tienen efectos en la economía doméstica principalmente a través del canal financiero ([Shousha, 2017](#); [Drechsel y Tenreiro, 2018](#)).

2.2. ESTIMACIÓN DEL MODELO TVP-FAVAR

El Algoritmo para la estimación del TVP-FAVAR sigue de cerca lo propuesto por [Koop y Korobilis \(2014\)](#), y es de la siguiente manera:

- 1 (a) Iniciar los parámetros $\lambda_0, \beta_0, f_0, V_0, Q_0$.
(b) estimar el factor \tilde{f} via componentes principales.
- 2 Estimar los parámetros θ_t dado \tilde{f}
 - (a) Estimar V_t, Q_t, R_t y W_t usando *variance discounting*
 - (b) Estimar λ_t y β_t dado (V_t, Q_t, R_t, W_t) usando *Kalman filter and smoother*.
- 3 Estimar el factor f_t dado θ_t usando *Kalman filter and smoother*.

La identificación del modelo TVP-FAVAR se realiza de manera estándar, restringiendo V_t para que sea una matriz diagonal. Ello asegura que el factor f_t capture los movimientos que son comunes a las variables financieras, x_t , luego de haber controlado por el efecto de las condiciones macroeconómicas. Asimismo, los *priors* elegidos son básicamente no informativos (*Minnesota priors* para β_0), mientras que se fijan parámetros de encogimiento (de la estructura EWMA) en 0.99 y los *forgetting factors* en 0.99.

2.3. ESTIMACIÓN DEL MODELO BVAR (Gibbs Sampling)

La distribución posterior del conjunto de parámetros (β, Σ^{-1}) viene dada por:

$$p(\beta, \Sigma^{-1} | \mathbf{Y}^T) \propto p(\mathbf{Y}^T | \beta, \Sigma^{-1}) p(\beta, \Sigma^{-1}). \quad (16)$$

Con ello, dicha distribución posterior es factorizada convenientemente de acuerdo a las ecuaciones (10) y (13), de forma tal que luego es posible implementar el siguiente algoritmo de *Gibbs Sampling*. Dados los valores iniciales β_0 y Σ_0 , y dado $s = 1$ y un número de simulaciones totales S , se procede de la siguiente manera:

1. Simular $p(\beta^* | Y^T, \Sigma_{s-1}^{-1})$ utilizando (10).
 - a) Si β^* conlleva a un modelo estable, luego $\beta_s = \beta^*$.
 - b) Si β^* no conlleva a un modelo estable, luego $\beta_s = \beta_{s-1}$.
2. Simular $p(\Sigma_s^{-1} | Y^T, \beta_s)$ utilizando (13).
3. Fijar $s = s + 1$ y volver al paso 1.

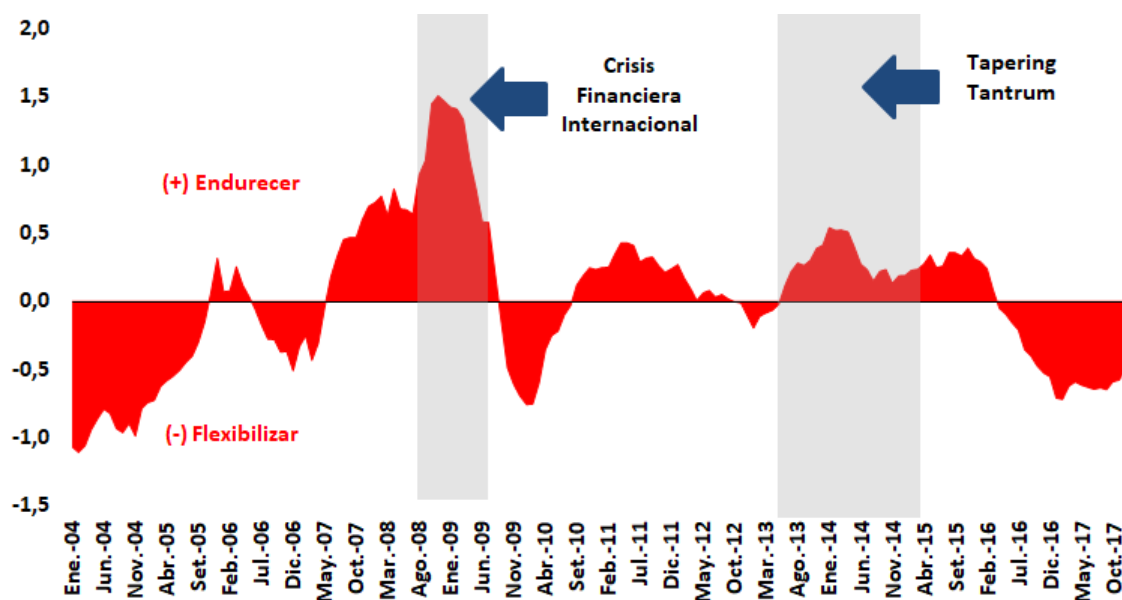
Al alcanzar las S simulaciones, se descartará una primera porción de ellas, S_0 , de modo tal que se elimine el efecto de las condiciones iniciales y se asegure la convergencia a la distribución posterior. En el caso específico de este ejercicio empírico, se fija $S = 150,000$, $S_0 = 100,000$ y de las 50,000 simulaciones restantes se tomó 1 de cada 10 para así reducir la autocorrelación. Asimismo, los mismos datos para el modelo anterior (incluso el mismo periodo de 2004-2018) son incluidos en el vector \mathbf{Y}_t , donde se añade también el factor estimado f_t , el cual está asociado al ICF. En otras palabras, y en línea con la ecuación (2), se tiene que $\mathbf{Y}_t = [y_t', f_t]'$, donde \mathbf{Y}_t incluye las variables: i) Variación de los Términos de Intercambio (*TI*), ii) Inflación (*P*), iii) Expectativas de Inflación (*P^e*), iv) Crecimiento del PBI (*PBI*), v) Tasa de Interés de Política (*R*), vi) Tasa de Encaje Medio en soles (*EncajeMN*), vii) Tasa de Encaje Medio en dólares (*EncajeME*), viii) Depreciación del sol (*TC*) y ix) ICF.

3. RESULTADOS

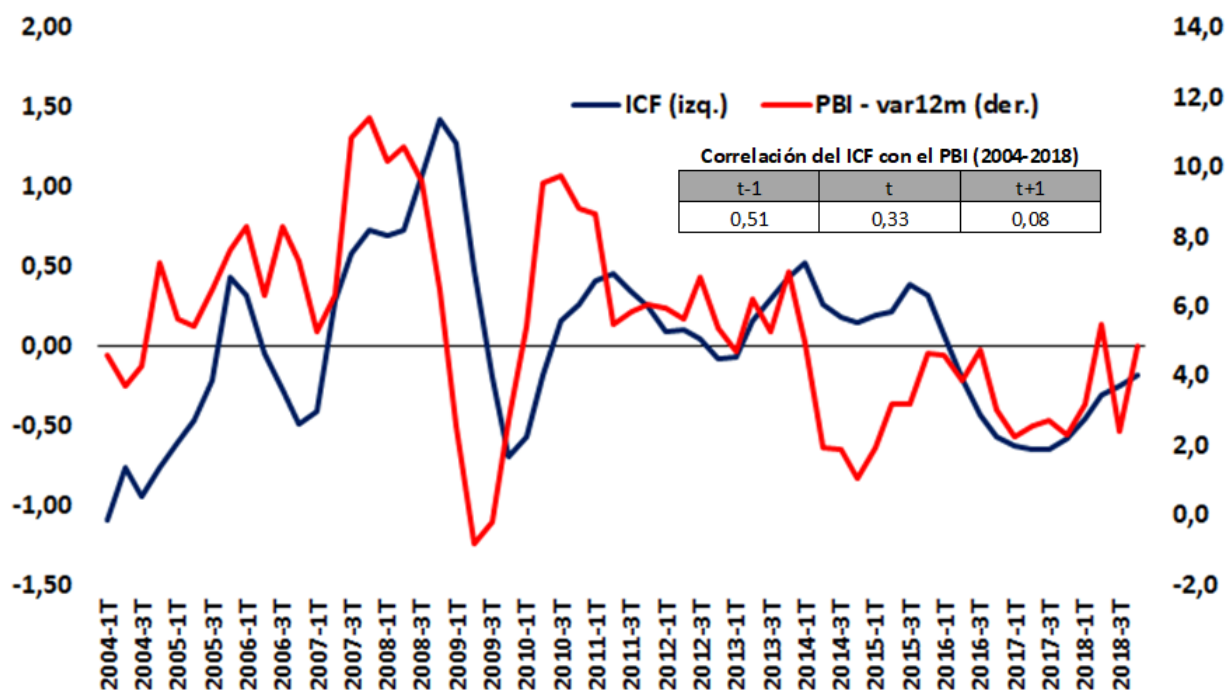
3.1. ÍNDICE DE CONDICIONES FINANCIERAS PARA EL PERÚ

Teniendo en cuenta la metodología descrita en la sección 1 y los datos para el Perú (ver sección 2), se procedió a estimar el ICF, cuya evolución para el período 2004-2018 se puede apreciar en el Gráfico 3. Los resultados de la estimación del ICF para el Perú, muestran que las condiciones financieras fueron flexibles al inicio del período de metas de inflación, incluso hasta el año 2007. Posteriormente, éstas se endurecieron en el episodio de la Crisis Financiera Internacional (2008-2009) y desde fines de 2007. En este contexto de crisis, la reacción del BCRP fue la de elevar las tasas de encaje, en especial en dólares (Armas y Otros, 2014; Pérez y Vega, 2014), para así afectar el ciclo financiero y evitar un episodio de *credit crunch* (ver detalles sobre el ciclo crediticio en Pérez y Vilchez, 2018). En los años posteriores a la crisis financiera internacional (2009-2010) se observó nuevamente un período de condiciones financieras flexibles, lo que estuvo también asociado al alza de precios internacionales de *commodities* y la posterior entrada de capitales y apreciación de la moneda local (Gondo y Pérez, 2018). Luego, en el período comprendido entre 2011 y 2013 se observó un ligero endurecimiento de las condiciones financieras, lo que estuvo de la mano también con la caída de los precios internacionales de *commodities* y la expansión del ciclo crediticio (Pérez y Vilchez, 2018). Posteriormente, el anuncio del retiro del estímulo monetario por parte de la Reserva Federal, episodio conocido como *Tapering* (2013-2015), reflejó un endurecimiento de las condiciones financieras, un evento cualitativamente similar (aunque en menor magnitud) al ocurrido en 2008-2009. Cabe mencionar que los episodios de crisis y *Tapering* estuvieron asociados a una fuerte depreciación del sol que elevó el costo del crédito en dólares, el cual se desarrolló en un contexto de dolarización financiera.

GRÁFICO 3. Índice de Condiciones Financieras para el Perú



En línea con lo anterior, es pertinente analizar el co-movimiento que existe entre el índice estimado y el crecimiento del PBI trimestral, lo que puede apreciarse en la (Gráfico 4). En particular, se puede señalar que un mayor crecimiento económico anticipa un endurecimiento de las condiciones financieras en el futuro, lo que sería consistente con la mayor presión por el lado de la demanda. La correlación contemporánea con el crecimiento económico trimestral es también alta (0.33 %), pero esta se diluye al considerar el ICF como adelanto de la actividad económica.

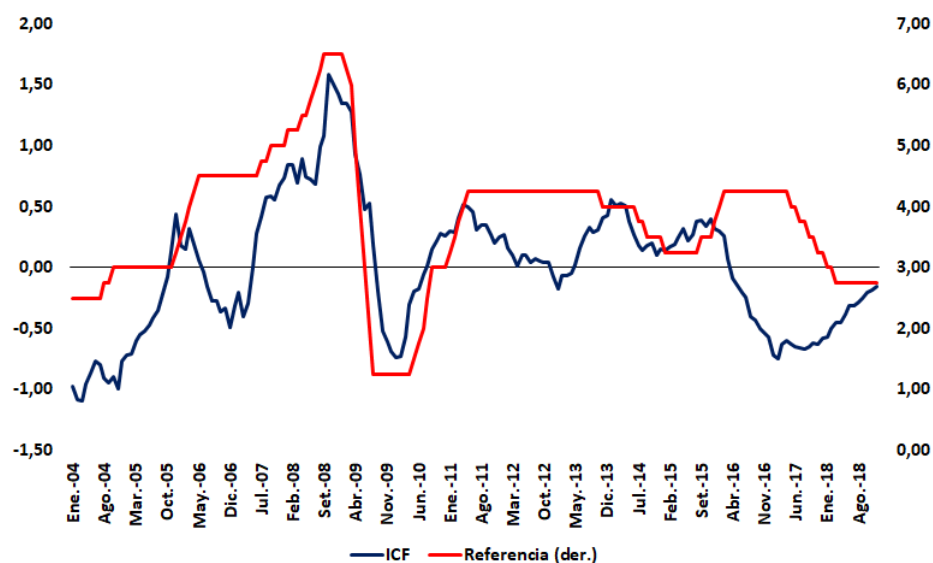
GRÁFICO 4. Índice de Condiciones Financieras y Crecimiento del PBI

Es pertinente señalar también la relación que existe entre el índice estimado y los instrumentos de política del BCRP, es decir, la tasa de interés de referencia (Gráfico 5) y las tasas de encaje en soles y dólares (Gráfico 6). En particular, se puede apreciar la flexibilización de las condiciones financieras en el episodio de crisis financiera internacional (2008-2009), lo que coincide con el recorte de la tasa de interés de política y de los encajes. Posteriormente, dichas condiciones fueron menos flexibles en la segunda mitad de 2010, lo que estuvo también en línea con la elevación de la tasa de interés de política y de los encajes. Finalmente, desde 2016 se observaron condiciones financieras más flexibles, lo que guarda relación con el recorte de las tasas de encaje y la reducción de la tasa de interés de política de 4,25 % a 2,75 % entre 2017 y 2018.

3.2. RESULTADOS DE MODELO BVAR ESTRUCTURAL

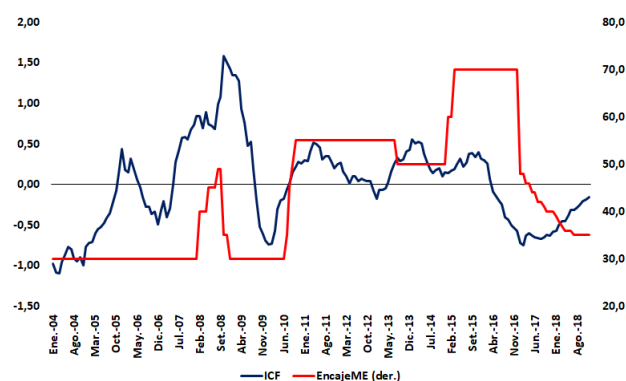
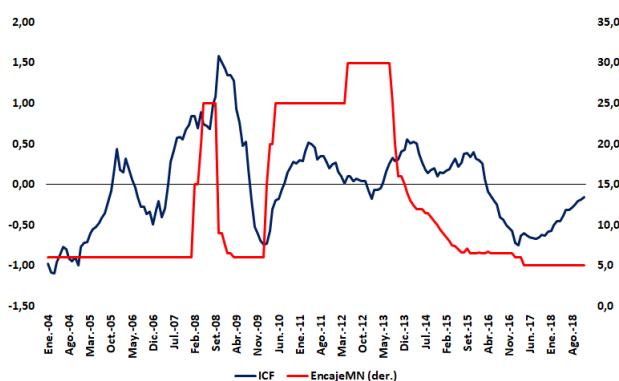
Las respuestas del ICF ante distintos choques macroeconómicos identificados mediante restricciones de corto plazo (*Cholesky*) se pueden observar en el Gráfico 7. Vale la pena mencionar la sensibilidad del índice calculado frente a las fluctuaciones de los términos de intercambio, es decir, el aumento de este índice conlleva a la flexibilización de dichas condiciones financieras. Naturalmente, estos términos de intercambio se encuentran íntimamente relacionados con la evolución de los precios internacionales de *commodities*. Así, la conexión entre los movimientos de dichos precios internacionales y el sector financiero se observa a través del índice EMBI y la apreciación de la moneda local, lo que favorece la mayor entrada de capitales en la economía local (Gondo y Pérez, 2018).

Asimismo, destaca también la sensibilidad de éste índice frente a la depreciación del sol, es decir, se registran condiciones financieras menos flexibles en la medida en que se tenga un menor valor relativo de la moneda local frente a la extranjera, donde a su vez el impacto observado es persistente. Naturalmente, la dolarización financiera, que si bien se ha reducido en los últimos años, es un factor importante para la amplificación y propagación de este efecto. Por ello, dado el descalce de monedas existente en el periodo

GRÁFICO 5. Índice de Condiciones Financieras y Tasa de Política Monetaria**GRÁFICO 6.** Índice de Condiciones Financieras y Tasas de Encaje

(A) En Soles

(B) En Dólares



de análisis (2004–2018), una depreciación se traduce en un endurecimiento de las condiciones financieras. Por otra parte, una expansión de la actividad económica estaría asociada a un choque de demanda, el cual también presionaría al alza a los precios y a las expectativas de inflación. Si bien es sabido que las condiciones flexibles favorecen a la actividad económica, de otro lado se tiene que la mayor actividad estaría relacionada con una mayor presión en la demanda del crédito, lo que haría que se presionen al alza las tasas de interés, provocando luego un endurecimiento de las condiciones financieras, y ello estaría en línea con lo observado en el Gráfico 4. Finalmente, no se observan respuestas significativas del ICF frente al resto de choques macroeconómicos identificados.

De otro lado, los choques financieros *per se* también son una fuente adicional de fluctuaciones del ICF, tal como se ve en el Gráfico 7. No obstante, es importante evaluar si estos choques contribuyen también a las fluctuaciones macroeconómicas. En particular, en el Gráfico 8 se observa la respuesta del ICF frente a diferentes choques macroeconómicos, donde se puede observar que, si bien existen respuestas que son intuitivas, como por ejemplo la respuesta positiva (endurecimiento de las condiciones financieras) frente a un alza de las tasas de interés y de encaje, de la tasa de inflación y de sus expectativas, éstas presentan una elevada incertidumbre, la misma que se refleja en la amplitud de los intervalos de confianza.

GRÁFICO 7. *Respuesta del ICF ante choques macroeconómicos*

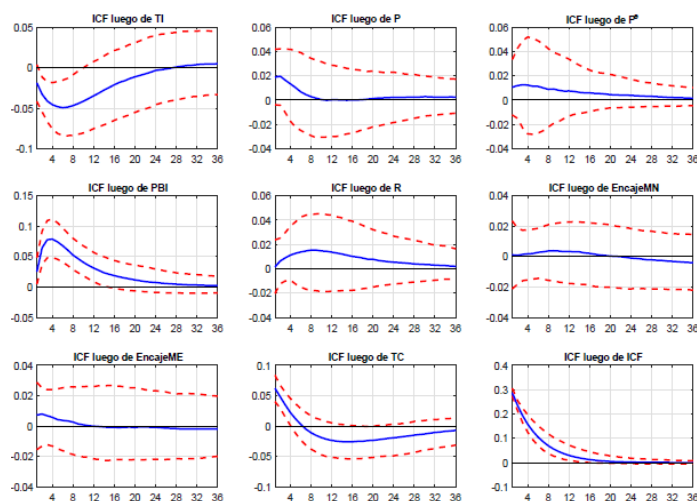
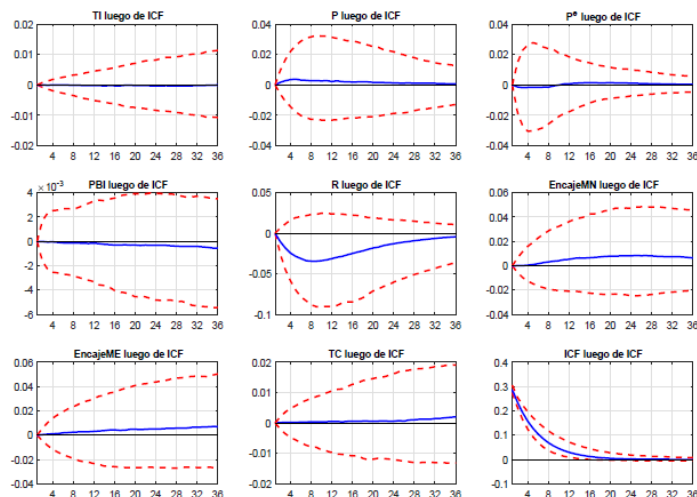


GRÁFICO 8. *Respuestas de variables macroeconómicas ante choques en el ICF*



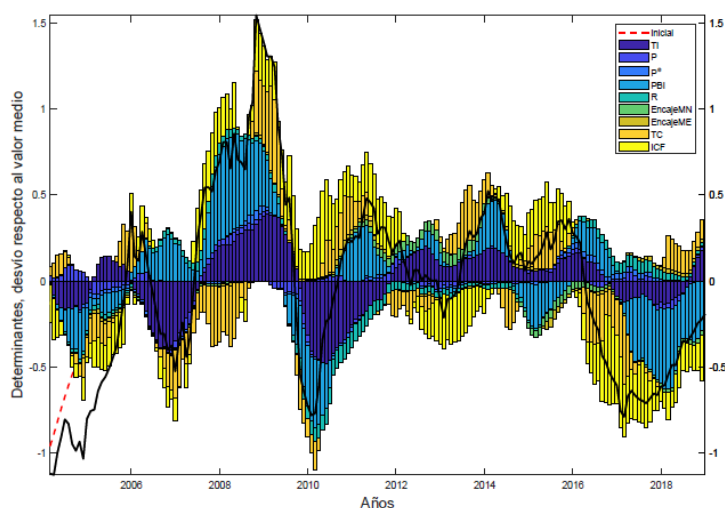
En consecuencia, las condiciones financieras medidas a través del ICF son explicadas por choques macroeconómicos, pero lo contrario no ocurre de forma clara. Ello estaría relacionado con que las variables utilizadas para construir el ICF son de una frecuencia más alta que las que se utilizan para medir fluctuaciones macroeconómicas. Es por esta razón que choques al ICF no afectan significativamente a las variables macroeconómicas típicas, las mismas que suelen presentar una persistencia bastante marcada. Lo que podría observarse es una respuesta significativa de variables financieras, tales como el crédito, frente a choques en el ICF.

Por otro lado, lo que sí es interesante es evaluar el co-movimiento que existe entre dicho índice y los instrumentos de política monetaria y macroprudencial del BCRP. En particular, la posición expansiva de la política monetaria del BCRP, medida a través de la reducción de la tasa de interés de referencia (de 4,25 % en mayo de 2017 a 2,75 % en marzo de 2018) y la reducción de los encajes en dólares (de 70 por ciento en diciembre de 2016 a 35 por ciento en junio de 2018) ha ido de la mano con la flexibilización las condiciones financieras domésticas en el periodo 2016-2018, lo que se ha reflejado luego en una recuperación de la demanda por crédito, en particular en soles, a pesar del incremento de las tasas de interés internacionales. Asimismo, dada la evidencia empírica en este apartado, es posible que éste indicador, lejos de ser una variable que reacciona sistemáticamente frente a otros choques macroeconómicos, sea mas bien un posible

indicador adelantado de actividad económica o de indicador de alerta temprana (Gómez y Otros, 2011). Ello podría ser evaluado mediante la metodología propuesta por Scott y Varian (2015) y aplicada por Pérez (2018) al caso peruano, y es parte de la agenda futura de trabajo.

Posteriormente, se obtiene la descomposición histórica del ICF utilizando los choques estructurales ε_t identificados previamente a través de restricciones de corto plazo (Cholesky), la cual puede observarse en la figura 9. En particular, fuera de los choques propiamente financieros, y en línea con las funciones de impulso respuesta presentadas líneas arriba, los choques de términos de intercambio y cambiarios presentan una contribución significativa, seguidos de resto de choques estructurales identificados anteriormente. En especial, hacia el cierre de 2017 las condiciones financieras se mantenían flexibles. Sin embargo, durante el año 2018 se observó una reversión en dicho índice, en línea con la mayor depreciación del sol (TC) registrada en dicho periodo y, al mismo tiempo, la caída de los términos de intercambio (TI).

GRÁFICO 9. Descomposición histórica del ICF



4. CONCLUSIONES

En este trabajo se estima un Índice de Condiciones Financieras (ICF) para la economía peruana usando la metodología TVP-FAVAR propuesta por Koop y Korobilis (2014). Este es un esquema flexible para estimar una elevada cantidad de parámetros, lo que permite la inclusión de una gran cantidad de variables financieras, las mismas que son necesarias y relevantes para capturar las condiciones de forma correcta.

Las condiciones financieras en el Perú se endurecieron durante los episodios de Crisis Financiera Internacional y del *Tapering*, lo cuales estuvieron asociados a una fuerte depreciación del sol. Por otro lado, en la actualidad la posición expansiva de la política monetaria y la reducción de los encajes han contribuido a flexibilizar las condiciones financieras domésticas. A través de este ICF se resalta también la importancia de las condiciones financieras en la amplificación y propagación de choques macroeconómicos. En especial, hacia el cierre de 2017 las condiciones financieras se mantenían flexibles. Sin embargo, durante el año 2018 se observó una reversión en dicho índice, en línea con la mayor depreciación del sol registrada en dicho periodo y, al mismo tiempo, la caída de los términos de intercambio.

La agenda futura de este trabajo considera extender este análisis hacia un contexto en donde se evalúa la respuesta del ICF en distintos puntos en el tiempo, en línea con Primiceri (2005), Canova y Pérez (2015), entre otros. De esta forma será posible evaluar si la transmisión de choques macroeconómicos hacia las condiciones financieras, y viceversa, ha sido estable durante el periodo de análisis, o si éstas han sufrido

variaciones producto de cambios de régimen, tanto externos como internos. Asimismo, es necesaria la evaluación de la capacidad predictiva de este índice, lo que estaría en línea con ser un indicador de alerta temprana (Gómez y Otros, 2011). Ello podría implementarse mediante la metodología propuesta por Scott y Varian (2015), la misma que ya fue aplicada por Pérez (2018) al caso peruano.

REFERENCIAS

- Armas, A., Castillo, P. y Vega, M. (2014), “Inflation targeting and Quantitative Tightening: Effects of Reserve Requirements in Peru”, Banco Central de Reserva del Perú, Working Papers 2014-003.
- Banerjee, A., Marcellino, M. y Masten, I. (2008), “Forecasting macroeconomic variables using diffusion indexes in short samples with structural change”, IGIER (Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research), Bocconi University, Working Papers 334.
- Bates, B., Plagborg-Moller, M., Stock, J. H. y Watson, M. W. (2013), “Consistent factor estimation in dynamic factor models with structural instability”, *Journal of Econometrics*, 163(2), 289-304.
- Breitung, J. y Eickmeier, S. (2011), “Testing for structural breaks in dynamic factor models”, *Journal of Econometrics*, 163(1), 71-84.
- Canova, F. y Pérez, F. J. (2015), “Estimating overidentified, nonrecursive, time-varying coefficients structural vector autoregressions”, *Quantitative Economics*, 6, 359-384.
- Castillo, P., Luna, M., Montoro, C. y Pérez, F. (2018), “Metas de Inflación en América del Sur: Nuevas evidencias y retos para el futuro”. *Rep. tec.*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Dieppe, A., Legrand, R. y van Roye, B. (2016), “The BEAR toolbox”, ECB Working Paper 1934.
- Doan, T., Litterman, R. y Sims, C. (1984), “Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distribution”, *Econometric Review*, 3, 1-110.
- Doz, C., Giannone, D. y Reichlin, L. (2011), “A two-step estimator for large approximate dynamic factor models based on Kalman filtering”, *Journal of Econometrics*, 164(1), 188-205.
- Drechsel, T. y Tenreyro, S. (2018), “Commodity booms and busts in emerging economies”, *Journal of International Economics*, 112(C), 200-2018.
- Fondo Monetario Internacional (2017), “Global Financial Stability Report”. *Rep. tec.*, International Monetary Fund.
- Gómez, E., Pabón, A. M. y Gómez, N. Z. (2011), “Financial Conditions Index: Early and Leading Indicator for Colombia?”. *Temas de estabilidad financiera 055*, Banco de la Republica de Colombia.
- Gondo, R. y Pérez, F. (2018), “The Transmission of Exogenous Commodity and Oil Prices shocks to Latin America - A Panel VAR approach”, Banco Central de Reserva del Perú, Working Papers 2018-012.
- Hammond, G. (2012), “State of the art inflation targeting”. *Rep. tec.*, Bank of England.
- Hatzius, J., Hooper, P., Mishkin, F. S., Schoenholtz, K. L. y Watson, M. W. (2010), “Financial Conditions Indexes: A Fresh Look after the Financial Crisis”. National Bureau of Economic Research, Inc., NBER Working Papers 16150.

- Koop, G. y Korobilis, D. (2010), “Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics”, *Foundations and Trends in Econometrics*, 3, 267-358.
- Koop, G. y Korobilis, D. (2013), “Large time-varying parameter VARs”, *Journal of Econometrics*, 177(2), 185-198.
- Koop, G. y Korobilis, D. (2014), “A new index of financial conditions”, *European Economic Review*, 71(C), 101-116.
- Litterman, R. B. (1986), “Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions - Five Years of Experience”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 25-38.
- Pérez, F. (2018), “Nowcasting Peruvian GDP using Leading Indicators and Bayesian Variable Selection”, *Rep. tec.*, Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper 2018-010.
- Pérez, F. y Vega, M. (2014), “The Dynamic Effects of Interest Rates and Reserve Requirements”, Banco Central de Reserva del Peru, Working Paper 2014-018.
- Pérez, F. y Vilchez, D. (2018), “Ciclos financieros en el Perú”, *Revista Moneda*, 173, 4-9.
- Primiceri, G. (2005), “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy”, *Review of Economic Studies*, 72, 821-852.
- Scott, S. y Varian, H. (2015), “Bayesian Variable Selection for Nowcasting Economic Time Series”, en Goldfarb, A., Greenstein, S. M. y C. E. Tucker (eds.), *Economic Analysis of the Digital Economy*, University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research, 119-135.
- Shousha, S. (2017), “Macroeconomic Effects of Commodity Booms and Busts: The Role of Financial Frictions”, *Rep. tec.*, Manuscript.
- Stock, J. H. y Watson, M. W. (2010), “Dynamic Factor Models”, *Rep. tec.*, en Clements, M. P. y D. F. Henry (eds.) *Oxford Handbook of Economic Forecasting*. Oxford: Oxford University Press.



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. Santa Rosa 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.

Lahura, E. y M. Vega, (2017), “Stock market development and real economic activity in Peru”, *Empirical Economics*, 53(3), 1011-1038.

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

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.

Lahura, E. y G. Castillo (2018), “El efecto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú: Una aplicación del enfoque narrativo”, Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 36, 31-53.

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. y 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.
- 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.
- Elekdag, 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 36 - Diciembre 2018

Determinantes del tipo de cambio real de equilibrio en Perú: ¿Es el sol una moneda *commodity*? *Melesse Tashu*

El efecto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú: Una aplicación del enfoque narrativo. *Giovana Castillo y Erick Lahura*

Índice de precios de inmuebles: Un enfoque hedónico. *Fernando Mundaca y Elmer Sánchez*

Estimación semiparamétrica de escalas de equivalencia: Una aplicación de las encuestas de hogares en el Perú. *Roger Asencios*

NÚMERO 35 - Junio 2018

La heterogeneidad de la dolarización de créditos a nivel de personas. *N. Céspedes*

Choques agregados y sectoriales en la economía peruana. *A.P. Gutiérrez y F. Pérez*

Un análisis del traspaso del tipo de cambio: No linealidad y asimetría en México y Perú. *R. Cueva*

Identificando el riesgo fiscal de los gobiernos subnacionales en el Perú. *A. Jiménez y C. Montoro*

NÚMERO 34 - Diciembre 2017

Factores globales e idiosincrásicos en la dinámica de la inflación en América Latina. *A. Rivasplata y P. Castillo*

Choques externos y coordinación de políticas monetarias y macroprudenciales en las economías de la Alianza del Pacífico. *Z. Quispe, D. Rodríguez, H. Toma y C. Vasquez*

Cronología de los ciclos económicos en el Perú: 1992 a 2016. *D. Winkelried*

Las transferencias públicas y privadas y su importancia en la pobreza. *N. Céspedes*

NÚMERO 33 - Junio 2017

El efecto traspaso de la tasa de interés de política monetaria en Perú: Evidencia reciente. *E. Lahura*

Condiciones de mercado y calidad como determinantes del traspaso del tipo de cambio. *R. Castellares*

Dolarización real en el Perú. *A. Contreras, Z. Quispe, F. Regalado y M. Martínez*

Políticas monetaria y macroprudencial óptimas post Basilea III. *C. Rojas*

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>