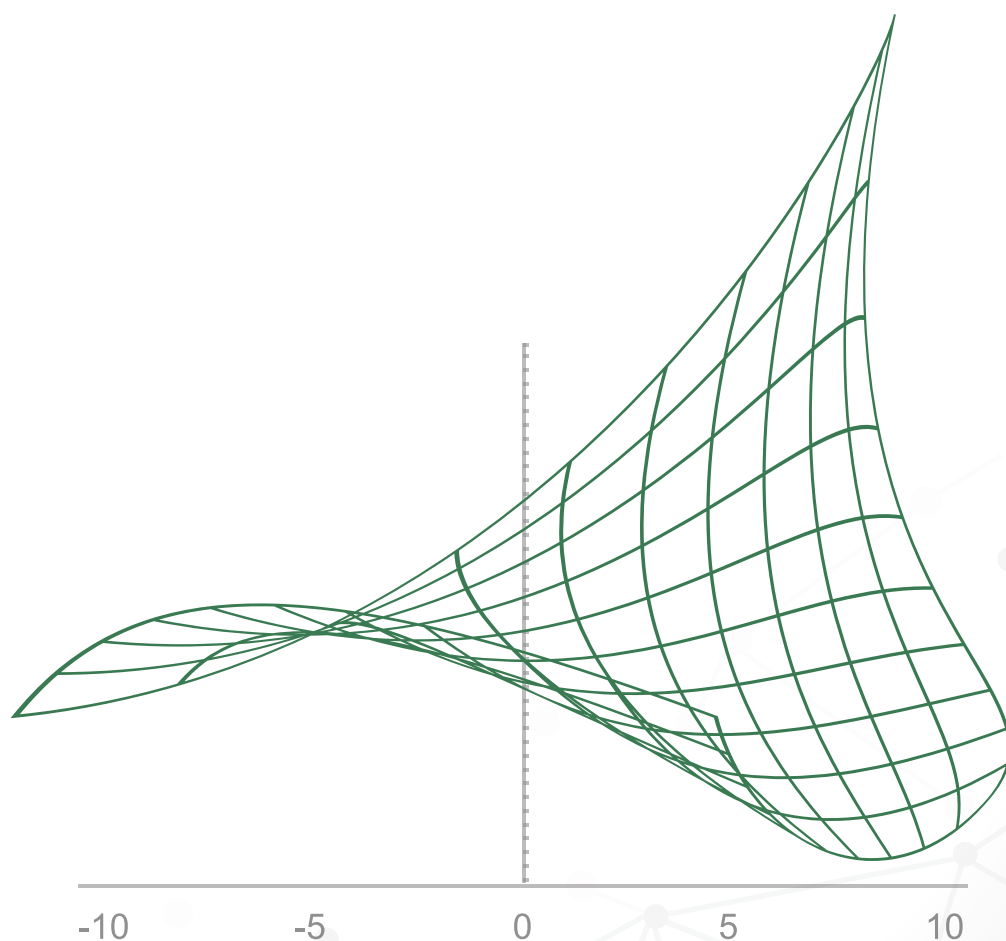


JUNIO 2018



REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS



Nº 35



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

Página en blanco

Derechos reservados conforme a ley
© Banco Central de Reserva del Perú
Jr. Santa Rosa 441-445
Lima 1
Perú

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

ESTUDIOS ECONÓMICOS

ISSN 1028-6438

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

ESTUDIOS ECONÓMICOS 35

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ



JUNIO 2018

Página en blanco

ESTUDIOS ECONÓMICOS 35

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

Jorge Estrella
(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 heterogeneidad de la dolarización de créditos a nivel de personas	9
<i>Nikita Céspedes</i>	

En este documento se estudia la heterogeneidad de la dolarización de créditos a nivel de personas en Perú. La dolarización de créditos se caracteriza utilizando una base de datos única que resulta de la fusión entre el Registro Consolidado de Créditos (RCC) y la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG), esta base de datos resultante permite identificar el monto y las características observables de cada crédito y de cada persona que accede a este. Se encuentra que la dolarización es heterogénea según las características de las personas, siendo mayor entre las personas de altos ingresos, de mayor edad y más educadas. A nivel regional, Lima tiene los más altos ratios de dolarización, y según el tipo de empleo, los trabajadores formales son los más dolarizados en sus créditos.

Choques agregados y sectoriales en la economía peruana	29
<i>Ana Paola Gutiérrez y Fernando Pérez</i>	

El presente documento estudia la evolución y la dinámica de las tasas de crecimiento de los sectores productivos de la economía peruana y examina la contribución de los componentes agregados e idiosincrásicos a la variabilidad de dichas tasas de crecimiento. La investigación utiliza datos trimestrales por sectores para el periodo 1981 - 2015 y realiza la estimación mediante un modelo de factores dinámicos con coeficientes que cambian en el tiempo y volatilidad estocástica. Los resultados muestran que antes del año 1992, los choques agregados habrían tenido más importancia para explicar la dinámica de las series sectoriales. Sin embargo, en los últimos años, el componente idiosincrásico ha adquirido mayor relevancia. Este cambio estructural en el comportamiento de las series de producción estaría asociado a las reformas económicas realizadas en el Perú a inicios de la década de los 90.

Un análisis del traspaso del tipo de cambio: No linealidad y asimetría en México y Perú . 55

Ronald Alonso Cueva

¿Cuál es el impacto de una variación del tipo de cambio sobre el nivel general de precios a los consumidores? ¿Se podría esperar un efecto similar (pero de signo contrario) de una depreciación frente al de una apreciación? ¿Es este efecto no-lineal? Las técnicas y resultados utilizados para responder a estas preguntas han supuesto que el traspaso al tipo de cambio es lineal y, por lo tanto, lo han estimado de esa manera. Este documento plantea un análisis de la no-linealidad del traspaso para México y Perú, dos países que redujeron la inflación a menos de un dígito a partir del nuevo milenio, y que asumieron políticas de metas inflacionarias a partir de 2002. Utilizando la técnica de proyecciones locales, se estima el traspaso en diferentes contextos para realizar pruebas de no-linealidad y asimetría. Los resultados sugieren que el efecto ha sido mayor en Perú que en México, además de una clara evidencia de no-linealidad y efectos asimétricos del parámetro en ambos países.

Identificando el riesgo fiscal de los gobiernos subnacionales en el Perú 83

Alvaro Jiménez y Carlos Montoro

En este trabajo se presentan dos metodologías para identificar a aquellos gobiernos subnacionales que presentan una mayor incidencia al riesgo fiscal agregado: el análisis de conglomerados (*clustering*) y la construcción de indicadores cuantitativos (*scoring*). Estas metodologías permiten monitorear los riesgos fiscales de los gobiernos subnacionales de forma eficiente, teniendo en cuenta su contribución al riesgo agregado y la heterogeneidad existente entre los mismos, con el objetivo de asegurar cuentas fiscales sólidas y sostenibles. Para ello, se analizan tres dimensiones que capturan la incidencia al riesgo fiscal agregado: el tamaño económico, el grado de apalancamiento y el grado de dependencia de sus ingresos a fuentes de financiamiento que no son de su control. El análisis se realiza para los 1861 gobiernos subnacionales para los que se cuenta de información disponible para el 2015. La primera metodología permite identificar 134 gobiernos subnacionales con mayor incidencia al riesgo fiscal agregado, y la segunda metodología permite refinar dicha clasificación, estableciendo un ordenamiento más transparente entre cada uno de los gobiernos subnacionales.



CONTENTS

The heterogeneity of the dollarization of credits at person-level9

Nikita Céspedes

This document studies the heterogeneity of credit dollarization at the individual level in Peru. The dollarization of credits is characterized using a unique database that results from the merge between the Consolidated Credit Registry (RCC) and the National Household Survey (ENAHU), this new database allows to identify the amount and observable characteristics of each credit and each person who accesses it. It is found that dollarization is heterogeneous according to the characteristics of people, being higher among people of high income, older and more educated. At the regional level, Lima has the highest dollarization ratios. By employment type, formal workers' credits are the most dollarized.

Aggregate and sectorial shocks in the Peruvian economy29

Ana Paola Gutiérrez y Fernando Pérez

This paper studies the evolution and dynamics of sectoral growth rates in the Peruvian economy and examines the contribution of aggregate and idiosyncratic components to the variability of these growth rates. The research uses quarterly sectorial data for the period 1981 - 2015 and performs the estimation using a dynamic factor model with time-varying coefficients and stochastic volatility. The results show that prior to 1992, aggregate shocks would have been more important to explain the dynamics of sectoral series. However, in recent years, the idiosyncratic component has become more relevant. This structural change in the behavior of the production series would be associated with the economic reforms carried out in Peru at the beginning of the 90s.

An analysis of the exchange rate Pass-Through: Non-linearity and asymmetry in Mexico and Peru 55
Ronald Alonso Cueva

What is the impact of an exchange rate change on the consumer price level? Can we expect a similar (but opposite) effect of a depreciation compared to an appreciation? Is this effect non-linear? The techniques and results used to answer these questions have assumed that the Pass-Through at the exchange rate is linear and, therefore, they have estimated it that way. This document proposes an analysis of the non-linearity of the pass-through for Mexico and Peru, two countries that reduced inflation to one-digit figures at the onset of the new millennium, and adopted inflation targeting since then. Using the technique of local projections, the pass-through is computed in different contexts to perform non-linearity and asymmetry tests. The results suggest that the effect has been greater in Peru than in Mexico, in addition to a clear evidence of non-linearity and asymmetric effects of the parameter in both countries.

Identifying fiscal risk from subnational governments in Peru 83
Alvaro Jimenez y Carlos Montoro

This paper presents two methodologies, clustering and scoring analysis, which could be useful to manage fiscal risk efficiently, considering subnational government’s contribution to aggregate fiscal risk and the heterogeneity between them, in order to assure sound and sustainable fiscal accounts. To do so, we analyze three dimensions that capture subnational government’s contribution to fiscal risk: economic size, leverage degree and fiscal revenue dependency to income sources that are not of their control. For the 1861 subnational governments for whom information is available for 2015, the first methodology identifies 134 subnational governments with major fiscal risk while the second methodology refines that classification, establishing a more transparent ordering between each of the subnational governments.



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.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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 disseminación 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 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*

NÚMERO 32 - Diciembre 2016

Comparación de la transmisión de choques de política monetaria en América Latina: Un panel VAR jerárquico. *F. Pérez*

Transmisión de choques de política monetaria de Estados Unidos sobre América Latina: Un enfoque GVAR. *J. Flores*

Sistema financiero, informalidad y evasión tributaria en el Perú. *E. Lahura*

Determinantes del margen financiero en el sector microfinanciero: El caso peruano. *H. Fuentes*

NÚMERO 31 - Junio 2016

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

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

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

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

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

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>



La heterogeneidad de la dolarización de créditos a nivel de personas

NIKITA CÉSPEDES REYNAGA*

En este documento se estudia la heterogeneidad de la dolarización de créditos a nivel de personas en el Perú. La dolarización de créditos se caracteriza utilizando una base de datos única que resulta de la fusión entre el Registro Consolidado de Créditos (RCC) y la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG), esta base de datos resultante permite identificar el monto y las características observables de cada crédito y de cada persona que accede a este. Se encuentra que la dolarización es heterogénea según las características de las personas, siendo mayor entre las personas de altos ingresos, de mayor edad y más educadas. A nivel regional, Lima tiene los más altos ratios de dolarización, y según el tipo de empleo, los trabajadores formales son los más dolarizados en sus créditos.

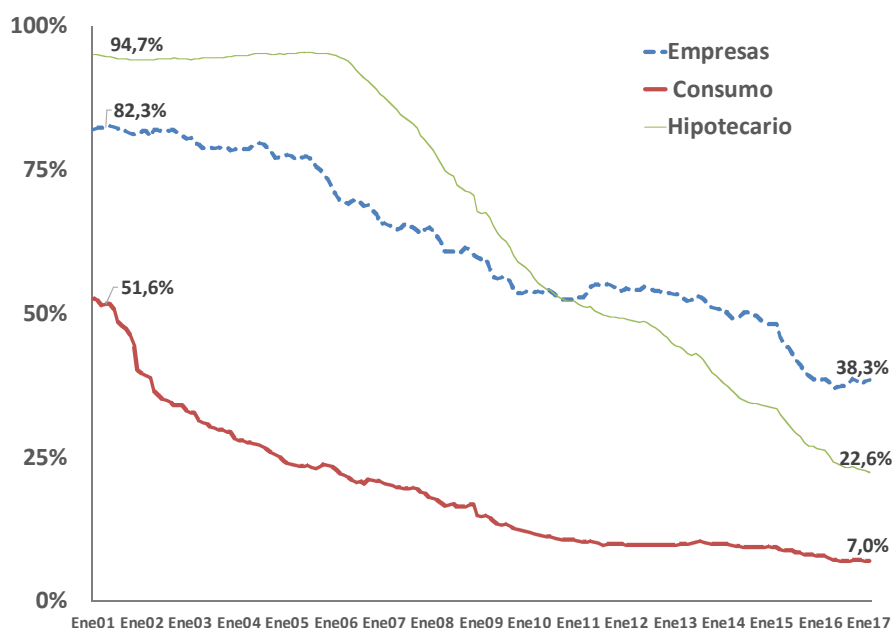
Palabras Clave : Dolarización, Crédito, Efecto hoja de balance, Heterogeneidad.
Clasificación JEL : E5, G11.

Una de las características estructurales de la economía peruana desde la década de los ochenta es su alta dolarización, y en particular la dolarización de créditos que alcanzó su máximo histórico en diciembre de 1999 cuando los créditos en dólares fueron el 81,7 % del crédito total.¹ Durante los últimos 15 años, y luego de una larga batalla en términos de política económica y de estabilidad macroeconómica, la dolarización en el Perú ha logrado ser reducida significativamente, y representa alrededor de 30 % del total de créditos hacia fines de 2015, siendo la mayor reducción la dolarización de los créditos hipotecarios y de consumo por parte de los hogares (Gráfico 1). Aunque se destaca la reducción, estos ratios de dolarización son aún altos en comparación a otras economías que han atravesado por episodios de inestabilidad económica y alta dolarización similar a las que atravesó la economía peruana en la década de los ochenta y noventa. Considerando la importancia de este indicador para la evaluación de los riesgos de la dolarización de los créditos, los estudios sobre este indicador se limitan al ámbito nacional y agregado, siendo no existentes los estudios sobre la dolarización de los créditos a nivel de personas. En este estudio se caracteriza la dolarización de los créditos a nivel de las personas, y al disponerse de una base de datos única que permite observar el crédito y las características de las personas que acceden a este, el estudio constituye un avance para el mejor entendimiento de la dolarización, lo cual puede ser útil para guiar el diseño de las políticas de desdolarización de la economía peruana.

* BCRP, Jr. Santa Rosa 441-445, Lima 1, Perú. (email: nikita.cespedes@bcrp.gob.pe)

Se agradece los comentarios y sugerencias de Zenón Quispe, Rafael Nivín y Carlos Heros. Del mismo modo se agradece la información provista por Eduardo Costa, Amílcar Vélez, Nancy Hidalgo y Aníbal Galarreta. Las opiniones que se expresan en este documento son de exclusiva responsabilidad del autor.

¹ Corresponde al coeficiente de dolarización (%) de las sociedades de depósito al sector privado (fin de periodo)

GRÁFICO 1. Dolarización de créditos (en % de crédito total)

NOTA: Los datos corresponden al crédito de las sociedades de depósito al sector privado. Los coeficientes de dolarización se calculan haciendo uso del tipo de cambio bancario promedio.

Fuente: BCRP.

Considerando la importancia del endeudamiento en moneda extranjera, a nivel internacional existen diversos autores que caracterizan, a nivel agregado, el endeudamiento y también los depósitos en moneda extranjera,² mientras que un número menor de estudios se dedican a caracterizar la demanda de crédito a nivel de empresas.³ Por otro lado, la literatura internacional que estudia la dolarización de los créditos a nivel de las personas es muy limitada, y en el caso peruano es inexistente. Por ejemplo, [Beer y otros \(2010\)](#) realizan un análisis del comportamiento de endeudamiento de los hogares austriacos y estiman la influencia de las características del hogar, que se dividen en factores subjetivos (por ejemplo, percepción de riesgo, conocimiento financiero y educación) y factores objetivos (por ejemplo, sociodemográficos). De acuerdo con sus resultados, los prestatarios en moneda extranjera suelen ser menos aversos al riesgo, tienen mayor edad, financieramente mejor educados y más ricos. [Pellényi y Bilek \(2009\)](#) analizan encuestas para préstamos en moneda extranjera en el sector de los hogares húngaros en 2008, y encuentran que los

² Uno de los recientes estudios que caracterizan la dolarización en el Perú es [García-Escribano \(2011\)](#), quien documenta las principales determinantes macro de la desdolarización en Perú, entre los que destacan la estabilidad macroeconómica, políticas macro-prudenciales como los encajes y el desarrollo del mercado de capitales en moneda nacional. Si bien la literatura es diversa, una muestra de los estudios que se concentran en los aspectos macro de la dolarización se pueden encontrar en [Ize y Levy-Yayati \(2003\)](#) y [Levy-Yayati \(2006\)](#).

³ Por ejemplo [Brown y otros \(2011\)](#) y [Cowan y otros \(2005\)](#) incorporan características de nivel de empresa en un modelo teórico considerando el comportamiento de endeudamiento de las pequeñas empresas. Estos modelos hacen hincapié en el papel de la infraestructura institucional y de cumplimiento, la información imperfecta de los bancos y la composición monetaria de los ingresos. [Brown y otros \(2010\)](#) consideran varios determinantes a nivel micro del endeudamiento de las empresas en Bulgaria (empleando datos de préstamos a nivel de empresa entre 2003 y 2007). Su modelo incorpora tanto las características de la oferta (características bancarias) como las determinantes de la demanda (características de la empresa) de los préstamos en moneda extranjera. Sus resultados demuestran que las empresas comparativamente mayores y más antiguas, así como las empresas con menores costos de socorro en caso de incumplimiento, demandan más préstamos en moneda extranjera. Al mismo tiempo, los bancos conceden préstamos en moneda extranjera principalmente para inversiones fijas y para proyectos a largo plazo.

prestatarios en moneda extranjera tienden a ser más aversos al riesgo y más conscientes de los riesgos cambiarios.

Fidrmuc y otros (2013) estudian los determinantes del crédito en moneda extranjera en nueve países de Europa del Este, y encuentran que la falta de confianza de los hogares en la estabilidad de la moneda local es un elemento relevante al momento de tomar créditos en moneda extranjera. Este estudio considera además a las remesas externas como elemento relevante para la toma de créditos en moneda extranjera.

La literatura peruana que caracteriza a la dolarización de créditos se restringe a estudios que usan datos agregados. En esta categoría agregada se encuentra Castillo y otros (2016) que documentan que las políticas de desdolarización implementadas por el BCRP desde el año 2012 han sido efectivas y diversas al estar concentradas en determinados tipos de créditos.

La heterogeneidad de la dolarización en Perú ha sido también estudiada considerando otros activos distintos al crédito. Entre los estudios que usan niveles de desagregación que llega hasta empresas y hogares, Castillo y Montoro (2015) muestra desde una perspectiva teórica que la heterogeneidad según la distribución del ingreso de los agentes desempeña un papel clave en explicar el patrón de dolarización de los precios y sus vínculos con la dolarización de activos.⁴ En la misma vertiente, Castillo y Winkelried (2007) sugiere que la persistencia de la dolarización financiera puede relacionarse con el hecho de que tanto los participantes en el mercado de depósitos en moneda extranjera como la forma en la que construyen sus portafolios óptimos de depósitos en distintas monedas son heterogéneos.

Si bien existen desarrollos teóricos que explican la probable heterogeneidad de la dolarización de precios y de activos, una característica que destaca de estos modelos es que toman como supuesto que la dolarización es heterogénea. Las evidencias mostradas en este estudio pueden ser útiles para disciplinar la construcción de este tipo de modelos teóricos que pretenden explicar los hechos que caracterizan a las economías en las cuales la dolarización es alta y persistente, como es el caso de la economía peruana.

En este estudio se caracteriza a la dolarización de créditos de hogares para la economía peruana en el periodo 2008-2014. Esta caracterización constituye una contribución relevante a la literatura que estudia la dolarización de créditos a nivel de las personas, esto al considerar que los estudios sobre la dolarización de créditos utilizan solo datos agregados. En este estudio, se utiliza dos bases de datos como la ENAHO y el RCC, las que conjuntamente permiten identificar sin error de medida el monto del crédito por persona, tanto por tipo de moneda y por tipo de crédito, y las características de las personas que acceden al crédito. Con esta consideración, es posible caracterizar la heterogeneidad del crédito utilizando dos indicadores de dolarización, el porcentaje de créditos (saldos) en dólares y el número de créditos en dólares. La heterogeneidad a la que nos referimos se refiere a las características observables de las personas que acceden al crédito en moneda extranjera como son la edad, los niveles de ingreso, la región de residencia, las características laborales, la informalidad, entre otras. Adicionalmente, y considerando que la dolarización de créditos se ha reducido significativamente entre 2008 y 2014 se evalúa si esta desdolarización ha sido heterogénea según las características de las personas que toman créditos.

Tener una adecuada caracterización de la dolarización puede ayudar a identificar a los agentes que están más expuestos a los riesgos de movimientos no esperados del tipo de cambio. Al respecto, uno de los riesgos ampliamente documentados de la dolarización de créditos es la exposición de los hogares a los descalces generados por los movimientos bruscos del tipo de cambio, esta exposición es aún mayor en las personas pues estas podrían tener pocos mecanismos de cobertura cambiaria, mientras que las empresas tienen una mayor capacidad de enfrentar estos escenarios al tener mecanismos de cobertura

⁴ La literatura que estudia la elección óptima de portafolio, dentro de la cual los activos y/o pasivos en moneda extranjera son un caso particular de portafolio, es diversa; entre estos estudios destacan Sturzenegger (1997) y Ize y Parrado (2002).

más desarrollados. Si bien existe literatura que documenta la exposición de las empresas a los descálces cambiarios, poco se conoce sobre este fenómeno a nivel de hogares. En este documento mostramos que la dolarización es heterogénea en las características observables de las personas, lo cual sugiere que los denominados efectos de hoja de balance por variaciones en el tipo de cambio pueden incidir de manera heterogénea en el bienestar de los hogares.

Entre los resultados destacan los siguientes. La dolarización de créditos es heterogénea según las características observables de las personas, y uno de los niveles de heterogeneidad que resalta es que las personas de altos ingresos están más dolarizadas. Consistente con lo anterior, la dolarización es mayor entre las personas de mayor edad y entre las más educadas. Según regiones geográficas, Lima y las regiones cercanas a las fronteras del norte y del sur del país son las que están más dolarizadas. La dolarización de créditos según la informalidad laboral de los trabajadores también es heterogénea, siendo los trabajadores formales en promedio más dolarizados en comparación a los trabajadores informales. Además, se muestra que la desdolarización de los créditos bancarios entre 2008 y 2014 es heterogénea, siendo la desdolarización en el periodo mencionado menor en Lima Metropolitana y entre las personas más educadas y de mayor edad.

La heterogeneidad de la dolarización y su persistencia a lo largo del tiempo reportadas en este documento pueden ser útiles para diseñar una estrategia de desdolarización, la cual debiera concentrarse en los segmentos en los cuales existe alta dolarización y poniendo énfasis en las razones por las cuales no se registran cambios relevantes de la dolarización en determinados segmentos de la población.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La sección 1 presenta las fuentes de información y discute la metodología de construcción de los datos. La sección 2 discute la heterogeneidad de los datos según diversas categorías de las personas, la sección 3 presenta una breve descripción de la heterogeneidad de la desdolarización de créditos ocurrida entre 2011-2014, y en la sección 4 se resume los principales hechos estilizados de la dolarización de créditos encontrados en este estudio.

1. LOS DATOS

Los datos provienen de dos fuentes de información. Primero, se tiene los datos y/o registros administrativos de los créditos de las personas con las entidades financieras registradas en el Reporte Consolidado de Créditos (RCC). Esta información es consolidada mensualmente por la Superintendencia de Banca y Seguros y el número de datos registrados corresponde a la población con obligaciones crediticias en el sistema bancario. La información del RCC corresponde al saldo de crédito de cada persona por entidad bancaria. Cabe señalar que esta información corresponde a todos los créditos que tienen las personas de modo tal que se identifica el tipo de crédito y el tipo de moneda. Se dispone además de la información correspondiente a los rendimientos de los créditos, esto en la práctica corresponde a los intereses cobrados (devengados) mensualmente por las entidades financieras por cada uno de los créditos otorgados. El número de créditos registrados varía según el mes en consideración, así por ejemplo en diciembre de 2014 el número de créditos considerados fue de 12,4 millones, lo cual corresponde a un total de 5,7 millones de personas con créditos en el sistema bancario formal. La otra fuente de información es la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG) del INEI. Esta base de datos registra las características de las personas en diversos aspectos como laborales y/o personales.

Las dos bases de datos se juntan utilizando como llaves comunes el DNI y el nombre y apellido de cada persona. Este ejercicio se realiza para datos entre 2008 y 2014, de modo tal que se consigue un total de 95 037 personas comunes en ambas bases de datos. Considerando que el total de personas registradas en la ENAHOG entre el 2008 y 2014 es de aproximadamente 557 mil personas, el número de personas con

créditos en la muestra final en estos años es representativa del total de personas que acceden a crédito formal en el Perú de estos años.

La muestra de crédito en la base de datos final tiene representatividad nacional. Esta afirmación se fundamenta al comparar los indicadores de crédito estimados en la base final con los indicadores estimados en la RCC. De este modo, existe similitud entre la proporción de personas con crédito reportada en la base final con el correspondiente valor reportado por los datos originales de la RCC (ver Cuadro 1).

CUADRO 1. Características del crédito en la muestra

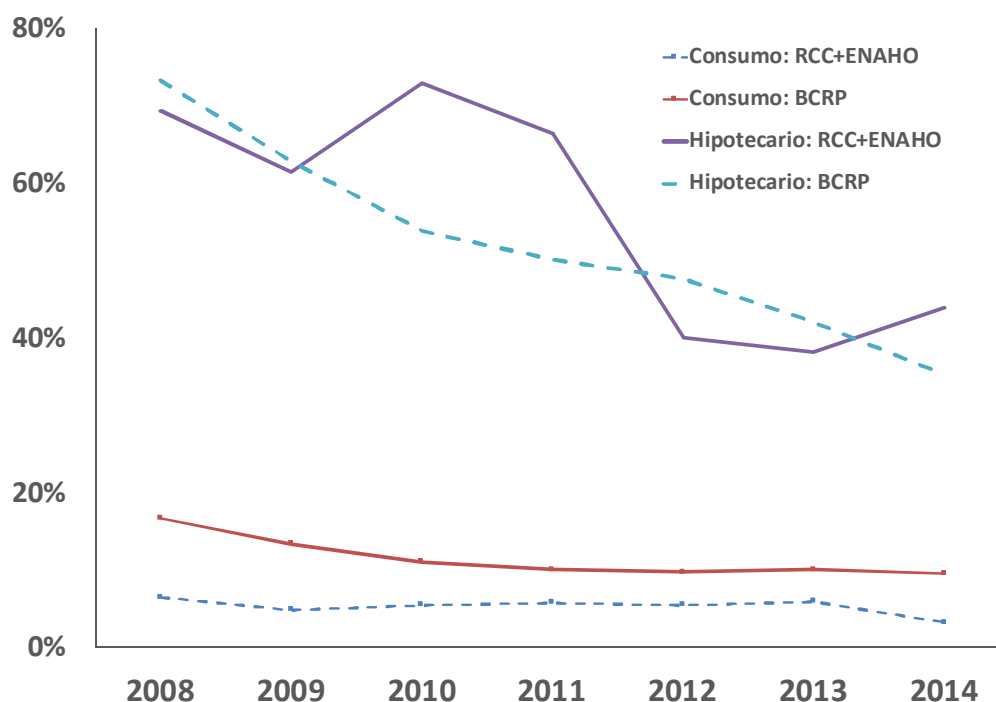
	RCC	ENAHO y RCC
Dolarización de crédito Hipotecario (No. de Créditos)	32,0	35,0
Dolarización de crédito Hipotecario (Saldos)	34,6	38,1
Dolarización de crédito Consumo (No. de Créditos)	4,2	3,3
Dolarización de crédito Consumo (Saldos)	7,7	5,9

NOTAS: La segunda columna (RCC) corresponde al año 2014.

FUENTE: ENAHO, RCC.

Otros indicadores que se usa como control de calidad de la información utilizada son los datos agregados de dolarización de créditos. De este modo, se puede verificar que las tendencias de la dolarización de créditos de hogares reportadas por el BCRP son similares a los reportados en la base de datos final que se contiene de fusionar la ENAHO y el RCC como se puede observar en el Gráfico 2.

GRÁFICO 2. Dolarización de créditos (consumo e hipotecario) según datos de BCRP y de RCC-Enaho



NOTA: Se muestra el % de saldos de créditos en moneda extranjera respecto al total de créditos.

Fuente: BCRP, ENAHO y RCC 2008 - 2014.

1.1. INDICADORES DE LA DOLARIZACIÓN A NIVEL DE PERSONAS

La base de datos conjunta RCC-ENAH0 descrita anteriormente permite identificar dos indicadores de dolarización a nivel de personas, estos se denotan por DC_t^{1j} y DC_t^{2j} , y representan a la proporción de personas con créditos en moneda extranjera y al porcentaje del total de créditos en moneda extranjera, respectivamente. Notar que el primer indicador considera solamente el número de créditos en ME, mientras que el segundo indicador considera además el monto de los créditos en ME. Los indicadores de dolarización se estiman para el periodo 2008-2014 (t) según diversos tipos de heterogeneidad, a los cuales identificamos mediante el índice j . Los indicadores de dolarización se definen mediante las siguientes expresiones:

$$DC_t^{1j} = \frac{\sum_{i=1}^{n^j} \mathbf{1}_{cd_{it}^j > 0}}{\sum_{i=1}^{n^j} \mathbf{1}_{cs_{it}^j > 0} + \sum_{i=1}^{n^j} \mathbf{1}_{cd_{it}^j > 0}} \quad (1)$$

$$DC_t^{2j} = \frac{\sum_{i=1}^{n^j} cd_{it}^j}{\sum_{i=1}^{n^j} cs_{it}^j + \sum_{i=1}^{n^j} cd_{it}^j} \quad (2)$$

donde cd_{it}^j es el monto del crédito en dólares de la i -ésima persona que pertenece a la categoría j y en el periodo t . $\mathbf{1}_{cs_{it}^j > 0}$ y $\mathbf{1}_{cd_{it}^j > 0}$ son funciones indicadoras que toman el valor de 1 cuando el crédito de la persona en consideración es positivo (y cero en caso contrario) para los créditos en soles y dólares, respectivamente. Similarmente, cs_{it}^j es el monto del crédito en moneda nacional de la i -ésima persona. Los indicadores de dolarización en cada una de las categorías (j) se estiman haciendo uso de los factores de expansión (o ponderadores muestrales) con la finalidad de que los indicadores estimados a nivel de la muestra sean representativos de la población, estos factores son los reportados en la ENAH0 para cada año y segmento.

2. HETEROGENEIDAD DE LA DOLARIZACIÓN DE CRÉDITOS

Los tipos de heterogeneidad considerados incluyen al tipo de crédito y a las características observables de las personas en términos del nivel de educación, la edad, y las características de la región geográfica. Adicionalmente, se consideran otros indicadores menos estructurales de las personas capturadas en el tipo de empleo (formal e informal) y por acceso a remesas provenientes del exterior. Si bien existe poca literatura al respecto, se considera que los niveles de heterogeneidad consideradas capturan las probables diferencias en las preferencias de los hogares hacia el endeudamiento en moneda nacional y en moneda extranjera.

2.1. DOLARIZACIÓN POR NIVELES DE INGRESO

La dolarización según la posición en la distribución del ingreso es parte de una reciente literatura, la cual enfatiza que las personas tienen una capacidad de participar en el mercado de crédito tanto en ME como en MN según su posición en la distribución del ingreso. Un argumento que se utiliza al respecto es que las personas de altos ingresos se endeudan en ME al tener una mayor capacidad para enfrentar los movimientos

en el tipo de cambio que podrían alterar su estructura de costos (están mejor informadas), mientras que para las personas de medianos y bajos ingresos elegir deuda en ME no sería óptima. Similar argumento se utiliza en la literatura para sostener que la dolarización de los créditos en las empresas grandes no necesariamente implica un riesgo para estas, ya sea porque estas tienen una mayor capacidad de cobertura cambiaria en el mercado de capitales, o debido a que su estructura de financiamiento y de ventas hace que estén menos expuestos ante los movimientos y/o choques del tipo de cambio,⁵ mientras que las empresas (muy) pequeñas, que en su mayoría se especializan en el comercio en los mercados domésticos, tienen una menor capacidad de cobertura cambiaria y por lo tanto la dolarización en estas empresas es menor.⁶

Para medir la dolarización según niveles de ingreso, utilizamos como medida de esta última a los quintiles del ingreso per cápita, estos quintiles son medidos a nivel de los hogares de modo tal que se controla por la estructura demográfica de los hogares y de este modo todas las personas en la muestra (sean inactivos o desempleados) pertenecen a algún quintil de ingresos, aun si algunas personas no generen ingresos laborales.

La dolarización de los créditos es heterogénea por ingresos, siendo la dolarización de créditos de las personas de altos ingresos (quintil V) superior a la dolarización de los créditos de las personas de los quintiles de menores ingresos. En términos relativos, la dolarización de las personas del quintil de más altos ingresos es aproximadamente 3 veces superior a la dolarización de los otros quintiles. Además, se puede destacar que la dolarización es creciente según el quintil de ingresos según los dos indicadores de dolarización.

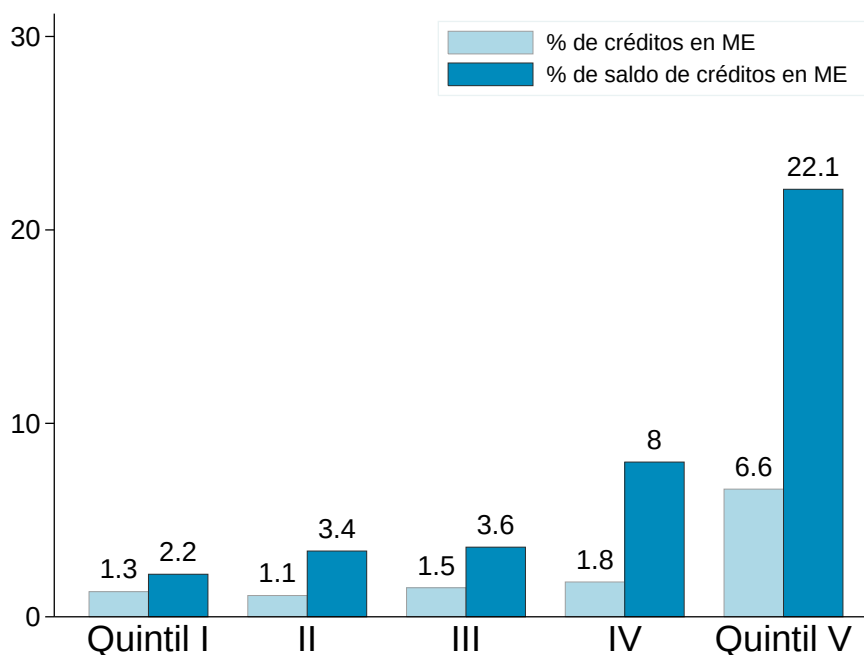
Un resultado adicional que se destaca es que la mayor dolarización en los quintiles de más altos ingresos ocurre no solo a nivel de todos los créditos sino también al desagregar según tipo de créditos como se muestra en el Gráfico 4. De este modo, en el caso de los créditos hipotecarios la relación positiva entre ingresos y dolarización de créditos es más fuerte, mientras que en los créditos de consumo (consumo y micro empresa) esta relación es ligeramente menos intensa.

2.2. DOLARIZACIÓN POR EDAD DE LAS PERSONAS

La dolarización en la economía peruana ha mostrado desde los años de la hiperinflación (fines de la década de los ochenta e inicios de la década de los noventa) una persistencia destacable. La dolarización de los créditos, especialmente los créditos hipotecarios fue superior a 90 % manteniéndose en estos niveles hasta mediados de la década del 2000. Esta persistencia en la dolarización podría tener una explicación demográfica, mediante la cual las personas que han estado expuestas a estos episodios de hiperinflación y alta dolarización son las que pertenecen a la población adulta. Siguiendo este mismo argumento, las

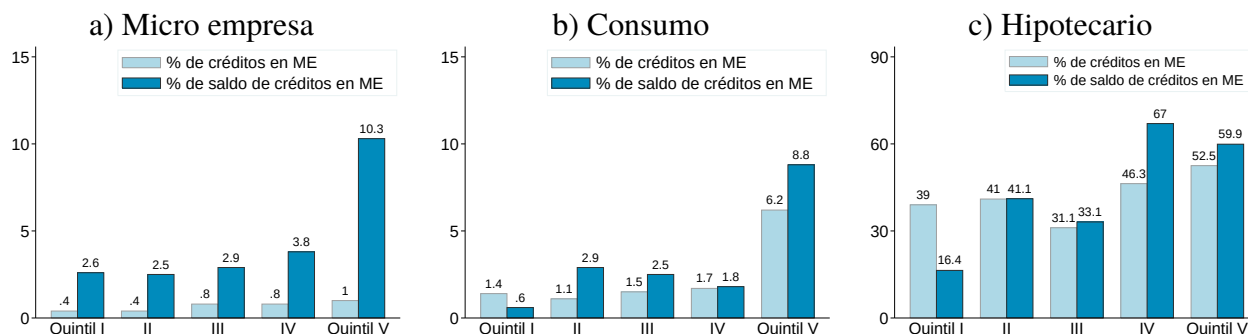
⁵ Al respecto, se ha documentado ampliamente que las empresas que participan en el comercio internacional se enfrentan al balance de fuerzas que se produce cuando se genera cambios en el tipo de cambio. De este modelo, la literatura sugiere considerar el balance neto entre los efectos sobre la riqueza y los efectos sobre la competitividad. En el primer caso, una depreciación del tipo de cambio afecta negativamente a la estructura de los costos, mientras que en el segundo caso se genera efectos positivos por los mejores precios de las exportaciones ante mejoras del tipo de cambio. Aunque la literatura al respecto es abundante, algunos estudios recientes que estudian la relevancia de estos dos efectos son [Bleakley y Cowan \(2008\)](#) y [Bleakley y Cowan \(2009\)](#).

⁶ En el caso de los hogares, estos podrían estar más expuestos ante fluctuaciones no esperadas del tipo de cambio. La razón es que los mecanismos expuestos por la literatura que sugieren una menor vulnerabilidad de las empresas ante fluctuaciones del tipo de cambio serían muy limitadas en el caso de los hogares. En primer lugar, es difícil sostener que los hogares (mayormente de ingresos medios) desarrollen mecanismos complejos de cobertura cambiaria basadas en el mercado de capitales que atenúen el efecto riqueza de los movimientos del tipo de cambio, esto es particularmente relevante en las economías en desarrollo como Perú. En segundo lugar, el denominado efecto competitividad sería limitada al estar los ingresos de los hogares mayormente en moneda nacional, y solo un grupo reducido de personas que reciben remesas externas e ingresos salariales en moneda extranjera podría activar el efecto competitividad.

GRÁFICO 3. Dolarización de créditos (en % de créditos)

NOTA: Los quintiles corresponden a quintiles de ingreso total del hogar per cápita.

Fuente: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

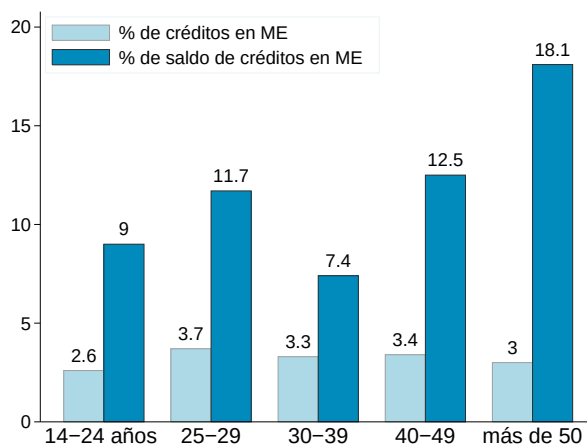
GRÁFICO 4. Dolarización de créditos (en % de créditos)

NOTA: Los quintiles corresponden a quintiles de ingreso total del hogar (per cápita).

Fuente: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

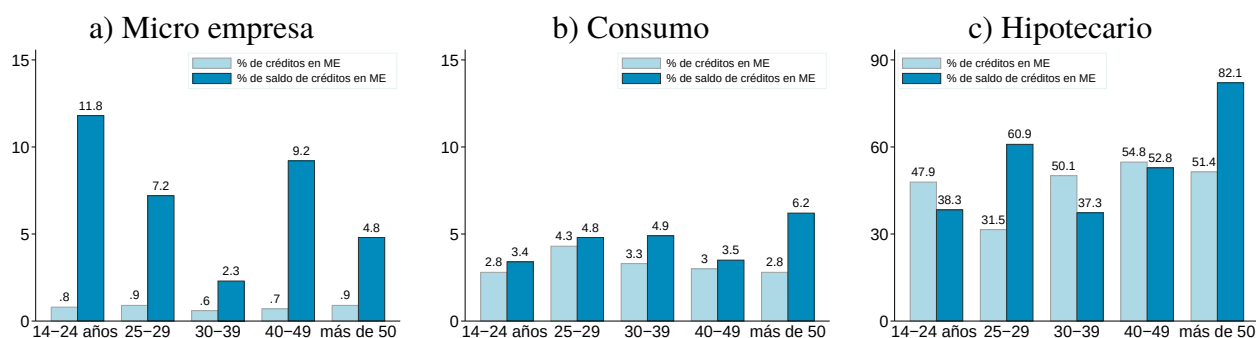
personas actualmente jóvenes y quienes no conocen de manera presencial los episodios de alta inestabilidad macroeconómica mostrarían unos ratios de dolarización menores.

El argumento anterior tiene una contraparte empírica en el caso peruano al encontrarse que la dolarización es heterogénea por grupos de edad. En promedio, las personas de mayor edad presentan altos niveles de dolarización de créditos, tanto en número de créditos como en el volumen de estos. Entre las personas mayores de 50 años, se observa que el 20 % de créditos son en dólares, mientras que entre las personas jóvenes menores a 30 años la dolarización es solo de aproximadamente 10 % de los créditos. Adicionalmente, la relación positiva entre edad y dolarización es más fuerte en el caso de los créditos hipotecarios, mientras que en el caso de los créditos de consumo y de micro empresas esta regularidad es menos intensa.

GRÁFICO 5. Dolarización de créditos

NOTA: En el eje de abscisas se presenta los intervalos de la edad de las personas.

Fuente: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

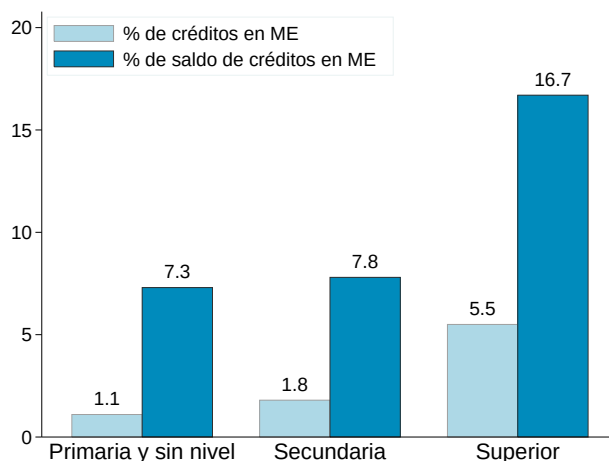
GRÁFICO 6. Dolarización de créditos (en %)

NOTA: En el eje de abscisas se presenta los intervalos de la edad de las personas.

Fuente: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

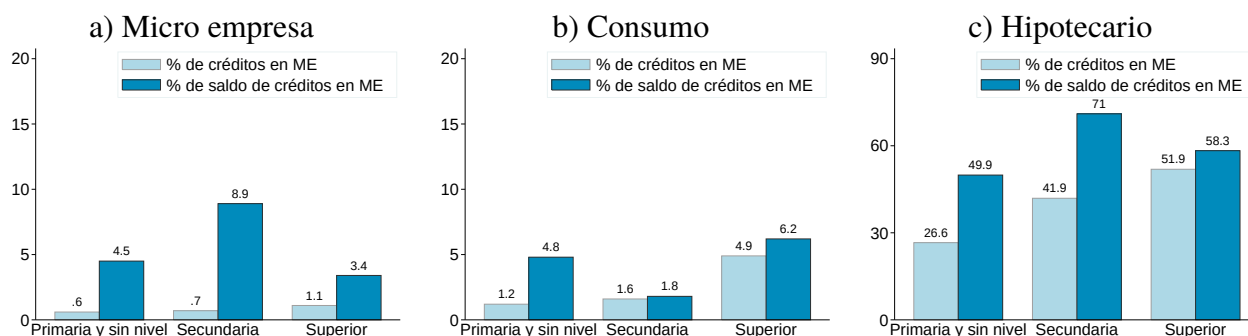
2.3. DOLARIZACIÓN POR NIVELES DE EDUCACIÓN

La educación de los trabajadores puede constituir un indicador relacionado con las estrategias de estos en su participación en el mercado de crédito. En los datos se encuentra que las personas de mayor nivel educativo (superior) presentan mayores tasas de dolarización de créditos, mientras que las personas con bajos niveles de educación (primaria y secundaria) reportan niveles de dolarización muy bajos, como se puede ver en el Gráfico 7. Ese patrón de la dolarización posiblemente esté relacionada con la mayor capacidad que tienen las personas educadas de acceder al mercado de crédito y de generar mecanismos de cobertura crediticia. Además, este patrón que se encuentra de la dolarización por niveles de educación es consistente con los resultados anteriormente discutidos sobre la mayor dolarización entre las personas de mayor edad y también entre las de mayores ingresos. De este modo, se puede argumentar que las personas de altos ingreso, las más educadas y las de mayor edad son las que reportan mayores niveles de dolarización de créditos.

GRÁFICO 7. Dolarización de créditos

NOTA: El nivel de educación superior incluye educación universitaria y técnica.

Fuente: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

GRÁFICO 8. Dolarización de créditos (en % de créditos)

NOTA: El nivel de educación superior incluye educación universitaria y técnica.

Fuente: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

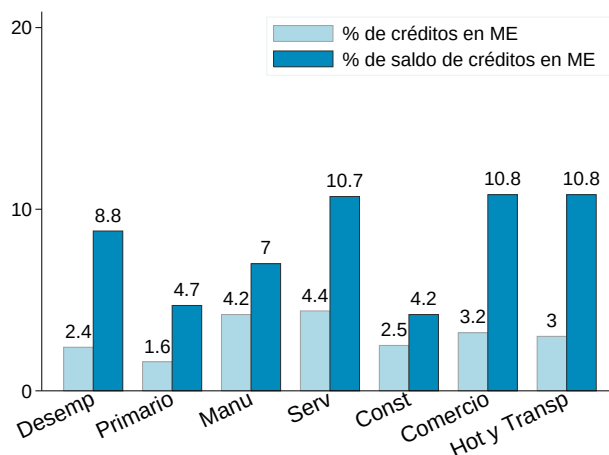
2.4. DOLARIZACIÓN POR SECTOR ECONÓMICO

Los sectores económicos en los cuales se desempeñan los trabajadores pueden ser relevantes para sus decisiones de endeudamiento. Bajo este argumento, los trabajadores que se desempeñan en algunos sectores altamente transables pueden tomar créditos de manera natural en moneda extranjera. Los datos estudiados sugieren que los trabajadores que se desempeñan en el sector manufactura y en el sector hoteles y transportes reportan los más altos índices de dolarización de créditos, mientras que los menores ratios se encuentran en el sector de construcción.

2.5. DOLARIZACIÓN POR REGIÓN

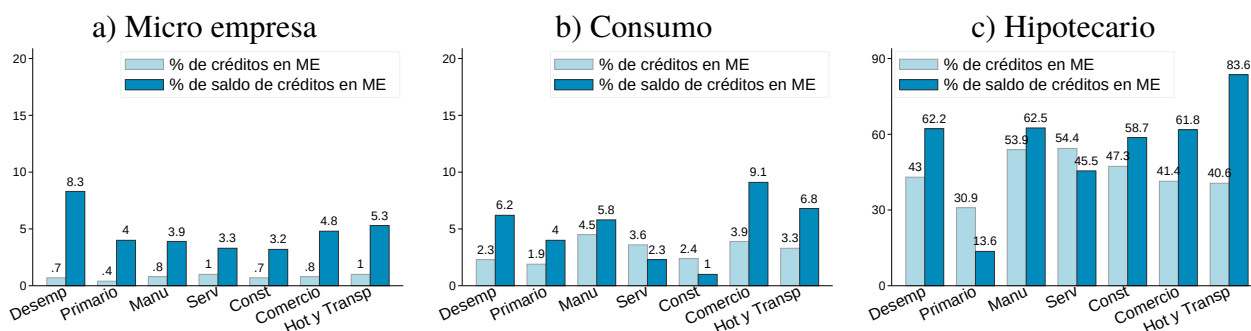
Perú tiene una alta diversidad geográfica y la estructura productiva que esto genera podría ser relevante para explicar la dolarización de los créditos personales. Con esta consideración, las personas que viven en Lima presentan los mayores ratios de dolarización, tanto en número de créditos como en los saldos de créditos en ME.

Resulta relevante destacar que las regiones con más altos índices de dolarización de créditos se

GRÁFICO 9. Dolarización de créditos

NOTA: Los sectores se clasifican según la revisión CIIU -3.

Fuente: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

GRÁFICO 10. Dolarización de créditos (en % de créditos)

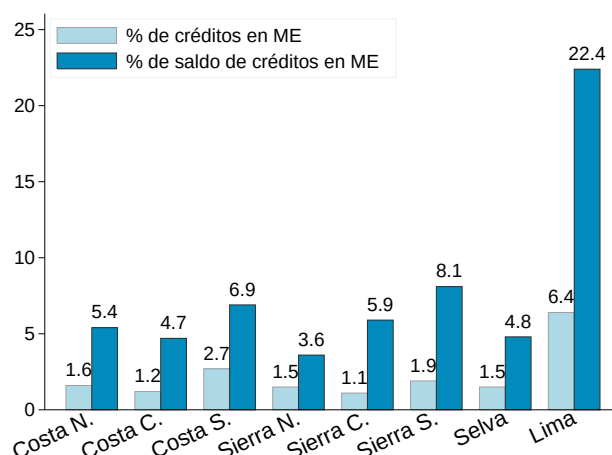
NOTA: Los sectores se clasifican según la revisión CIIU -3.

Fuente: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

encuentran en las áreas fronterizas, así la costa y sierra norte tienen altos niveles de dolarización, lo cual se relaciona en el caso del norte (Tumbes y Piura) con el comercio internacional con Ecuador, que es una economía que usa el dólar como moneda oficial. En el caso de la costa y sierra sur se puede utilizar un argumento similar al ser regiones cercanas a la frontera con Chile y Bolivia, países con los cuales se mantiene un alto volumen de comercio internacional.

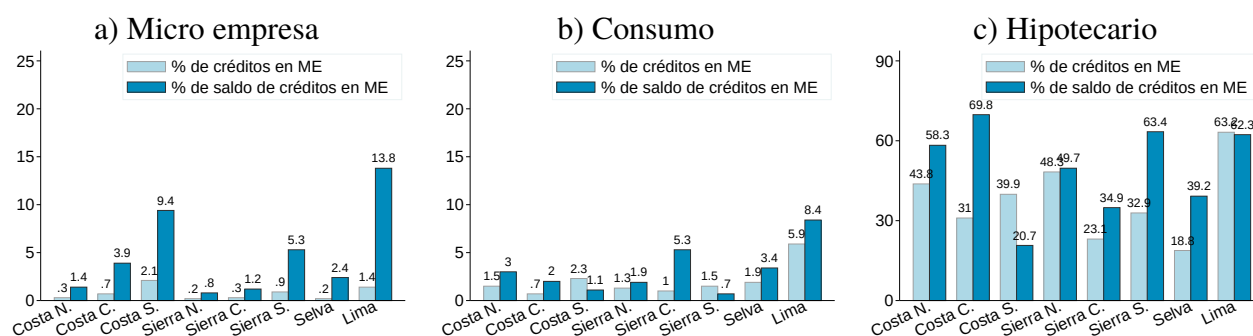
2.6. DOLARIZACIÓN E INFORMALIDAD LABORAL

La informalidad laboral ocupa a cerca del setenta por ciento de los trabajadores y dada esta magnitud constituye una de las características estructurales de la economía peruana. De los datos se desprende que el crédito formal, entendido como los créditos otorgados por las entidades bancarias registradas en el RCC, no está exclusivamente relacionado o no es exclusivo de los trabajadores formales. De hecho, existe un porcentaje alto de trabajadores siendo informales desde la perspectiva laboral tienen créditos formales en el sistema bancario. El acceso al crédito bancario formal por parte de trabajadores informales obedece probablemente a la disponibilidad de colaterales que exige el sistema bancario para otorgar créditos, mediante los cuales las personas pueden acceder a créditos sin la necesidad de estar empleados, siendo los

GRÁFICO 11. Dolarización de créditos

NOTA: La clasificación corresponde a regiones naturales.

Fuente: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

GRÁFICO 12. Dolarización de créditos (en %)

NOTA: La clasificación corresponde a regiones naturales.

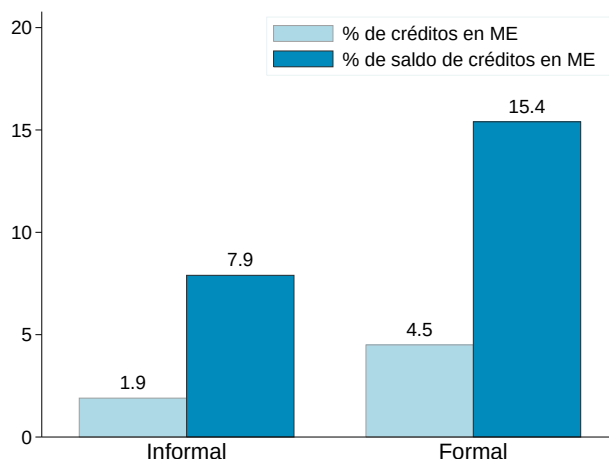
Fuente: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

colaterales basados en la existencia de activos y otros avales de común uso.

Adicionalmente, la dolarización de créditos formales no exclusiva de los trabajadores formales. En cifras, el 15 % de los créditos de los trabajadores formales están dolarizados mientras que este porcentaje es del 7,8 % para los trabajadores informales.

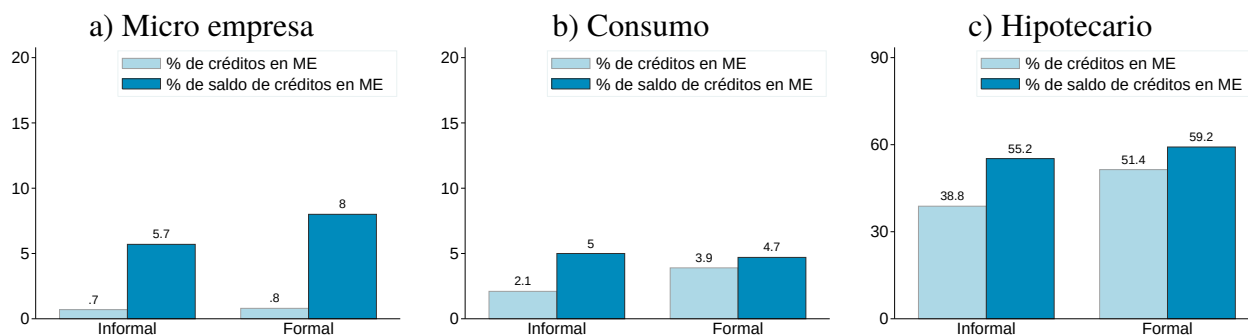
2.7. DOLARIZACIÓN Y REMESAS

Las remesas constituyen el ingreso de los hogares por origen externo, y por lo tanto están denominadas en moneda extranjera. Desde la perspectiva de la dolarización de los créditos, las personas que reciben remesas son las que están más dolarizadas en sus créditos, especialmente en el caso de los créditos hipotecarios. Este hecho estilizado constituye una evidencia del comportamiento de cobertura cambiaria que toman los hogares en sus decisiones de crédito ante las probables fluctuaciones del tipo de cambio, de este modo las personas que reciben remesas son, coincidentemente, las que reportan mayores niveles de dolarización de sus créditos, especialmente créditos hipotecarios.

GRÁFICO 13. *Dolarización de créditos*

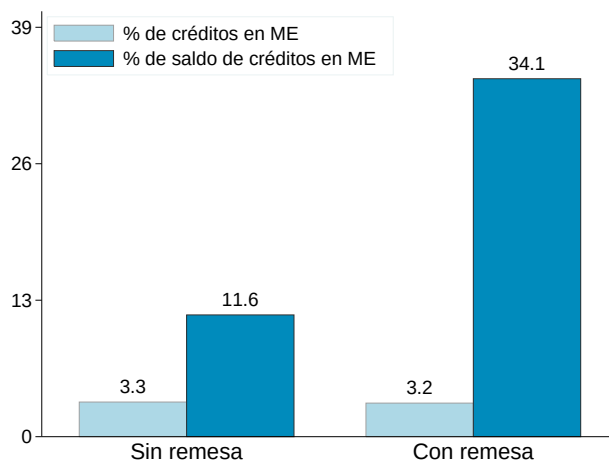
NOTA: La informalidad se refiere a las personas que no tienen acceso a un sistema de pensiones.

Fuente: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

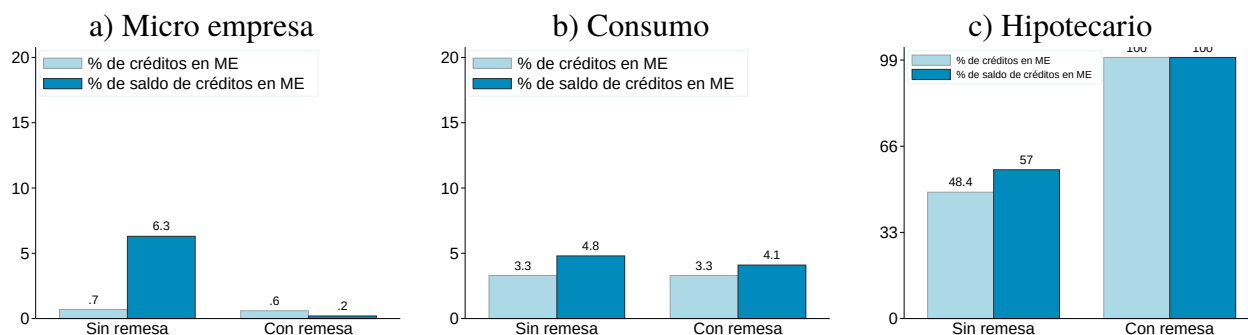
GRÁFICO 14. *Dolarización de créditos (en % de créditos)*

NOTA: La informalidad se refiere a las personas que no tienen acceso a un sistema de pensiones.

Fuente: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

GRÁFICO 15. *Dolarización de créditos*

Fuente: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

GRÁFICO 16. *Dolarización de créditos (en % de créditos)*

Fuente: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

3. HETEROGENEIDAD DE LA DESDOLARIZACIÓN DE CRÉDITOS

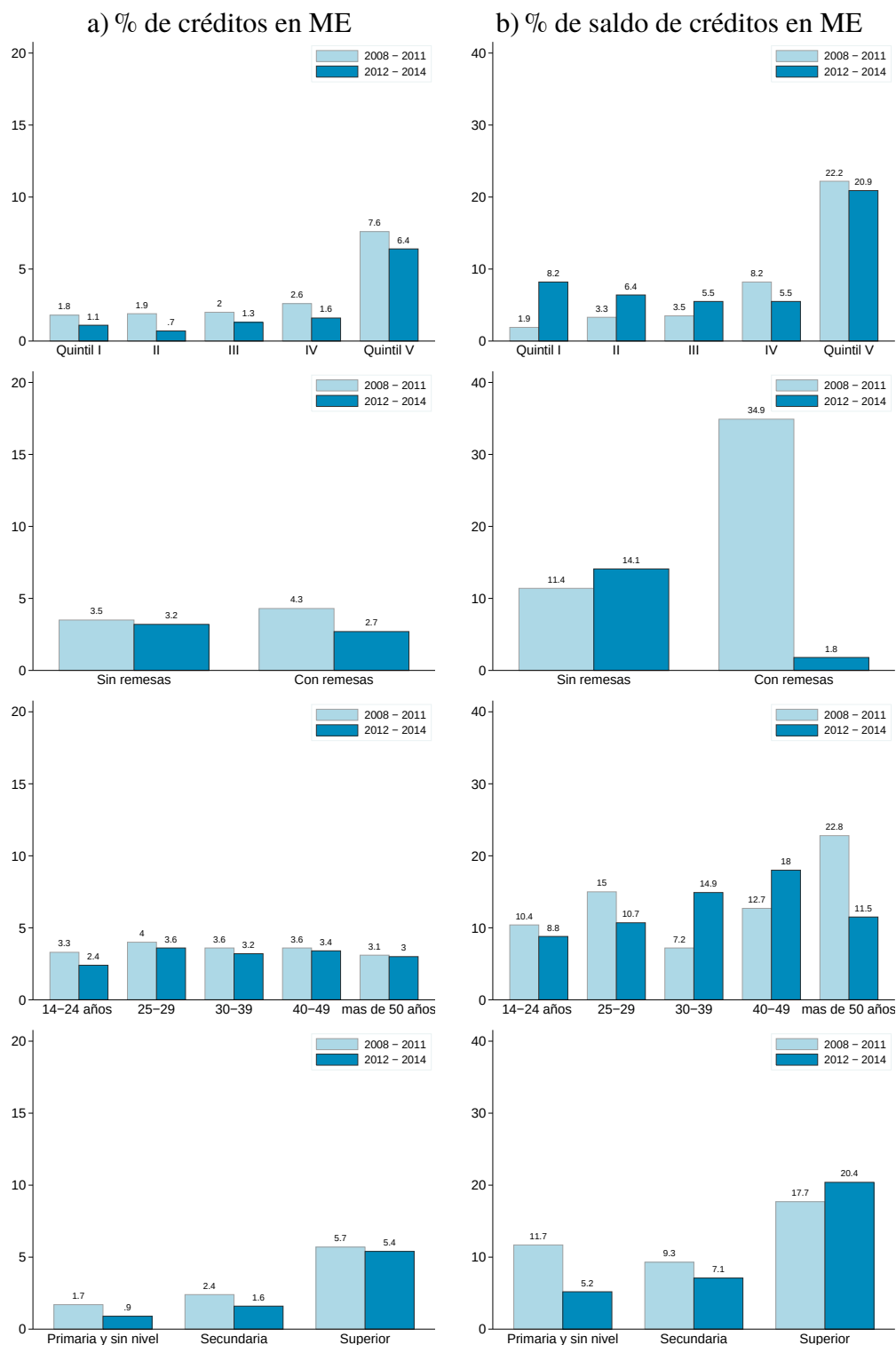
La dolarización de créditos ha seguido una tendencia decreciente desde los niveles máximos de dolarización que se registraron en el año 1999. Una característica que destaca además es que la tendencia decreciente de la dolarización de créditos se acentuó entre los años 2012 y 2015, periodo en el cual la dolarización de créditos pasó de 45 % a 31 % en diciembre de 2015. Según los estudios disponibles, la desdolarización de los créditos que se registró entre el 2012 y 2015 estuvo influenciada, según [Castillo y otros \(2016\)](#), por las políticas activas de desdolarización implementadas por el BCRP en estos años. Estas políticas así como sus efectos se presentan en [Castillo y otros \(2016\)](#) usando datos agregados. En este documento complementamos esta literatura disponible al mostrar evidencias sobre la heterogeneidad de la evolución de la dolarización de los créditos a nivel de personas entre 2008 y 2014.

Una primera manera de acercarnos a evaluar la heterogeneidad de la desdolarización es haciendo una comparación entre los indicadores de desdolarización antes del 2012 con los correspondientes indicadores luego de este periodo. La comparación que se sugiere es a nivel de los diversos tipos de desagregación y para los diversos tipos de créditos considerados previamente, de modo tal que se pueda identificar si existe heterogeneidad en la desdolarización entre tipos de créditos y tipos de personas.

El Gráfico 17 presenta las comparaciones para los dos indicadores de dolarización de créditos descritas previamente. El primer resultado que destaca es que la desdolarización no ha sido homogénea entre los diversos tipos de créditos, esto al notar que en casi todos los gráficos las tasas de dolarización de créditos entre 2012 y 2014 es inferior a la que se tienen entre 2008 y 2011. Un segundo resultado es que la intensidad de la desdolarización es mayor en algunos créditos, esto al reportarse que la diferencia entre las tasas de dolarización entre 2012 - 2014 y 2008-2011 si bien es negativa pero es diferente en los diversos tipos de heterogeneidad.

3.1. UN MODELO DE DOLARIZACIÓN DE CRÉDITOS A NIVEL DE PERSONAS

Los datos mostrados en las secciones anteriores ilustran las brechas de la dolarización entre las diversas categorías a las cuales pertenecen los hogares. En esta sección caracterizamos estas brechas de manera conjunta utilizando un modelo de elección discreta que explica los determinantes de la dolarización. Este marco permite, además, ilustrar la significancia estadística de la reducción de la dolarización que se registró entre 2008 y 2014. El modelo en consideración utiliza a la dolarización como una variable discreta a nivel de personas, esta variable se denota por D_{it} y toma el valor de 1 si la persona i tiene crédito en dólares y 0 caso contrario. La probabilidad de tener crédito en dólares se relaciona con un conjunto

GRÁFICO 17. Dolarización de créditos antes y después de 2011

Fuente: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

de variables agrupadas en el vector x_{it} , las cuales corresponden a los niveles de heterogeneidad de las personas descritas en las secciones anteriores (región, quintiles, etc.). La ecuación en consideración es el

siguiente modelo probit:

$$Prob(D_{it} = 1) = \Phi(\alpha T_t + \beta x_{it}). \quad (3)$$

Esta especificación incluye la variable binaria T_t que toma el valor de uno en los periodos de alta dolarización (antes de 2011) y cero en los periodos de baja dolarización (después de 2011). La muestra total para este ejercicio incluye a las personas que tienen créditos en el sistema bancario. Al estimar la ecuación anterior se encuentran resultados consistentes con las evidencias mostradas anteriormente utilizando los promedios de dolarización en las diversas categorías; en términos generales, se corrobora que la dolarización es heterogénea y estas diferencias en la dolarización son estadísticamente significativas en la mayoría de categorías utilizadas. En otros términos, se destaca que la dolarización es mayor en los quintiles de altos ingresos, en las áreas de Lima Metropolitana y en las regiones de frontera, entre las personas más educadas. La caracterización además alcanza a la heterogeneidad según tipo de crédito y por entidad que otorga los créditos. Estos resultados se muestran en las columnas 1 y 2 de Cuadro 2. Se muestra además, con fines de comparación, la estimación de la ecuación 3 haciendo uso de un modelo de regresión lineal.

La especificación anterior permite además caracterizar la heterogeneidad de la desdolarización, esto bajo la hipótesis de que algunos segmentos de la población podrían cambiar su portafolio de deuda ante los cambios en los rendimientos y el contexto económico que enfrenta el mercado de crédito. La heterogeneidad de la desdolarización de créditos según características de las personas se captura al incluir en la ecuación 3 la interacción entre la variable que identifica los años de mayor dolarización de créditos (T_t) con las características de las personas (x_{it}), es decir se incluye el término $T_t \times x_{it}$. Notar que los coeficientes asociados a este término de interacción se interpretan como la heterogeneidad en la reducción de la dolarización de créditos.

Al estimar el modelo extendido se encuentra que los coeficientes asociados a los términos de interacción son significativos en algunas categorías, lo cual es evidencia de que la desdolarización no ha sido homogénea en toda la población al existir determinados segmentos que se han desdolarizado más, como se sugirió previamente al inicio de esta sección utilizando las tendencias de la dolarización de créditos por segmentos de la población, estos resultados medidos mediante los efectos marginales en el modelo probit se presentan en el Cuadro 3. En términos más específicos, la desdolarización ha sido menor en Lima Metropolitana mientras que en las otras regiones la desdolarización ha sido mayor al promedio nacional. Según tipo de crédito, la desdolarización de los créditos hipotecarios ha sido mayor en comparación al promedio de la desdolarización de todos los créditos. Adicionalmente, las personas de más altos ingresos (y también las de mayor nivel educativo) se han desdolarizado menos en comparación al promedio nacional.

Finalmente, notar que la variable que divide la muestra en dos períodos, antes de 2011 y después de este año, captura en términos generales a los determinantes agregados de la desdolarización. Entre estas variables destacan, por ejemplo, la depreciación del tipo de cambio ocurrida entre 2008 y 2014, la que al considerar su magnitud podría afectar significativamente el costo del crédito. Adicionalmente, Perú ha implementado una política de desdolarización basada en políticas de encaje diferenciada según tipo de monedas de los depósitos y créditos, las que se mencionan en detalle en [Castillo y otros \(2016\)](#).⁷ La formulación que se hace en este documento se estaría capturando al menos parcialmente las políticas de

⁷ En términos generales, la desdolarización de créditos y depósitos se habría iniciado a inicios de la década de 2000, y según [García-Escribano \(2011\)](#) es el resultado de tres eventos: la estabilidad macroeconómica, la introducción de políticas macro-prudenciales diseñadas para reflejar los riesgos cambiarios y el desarrollo del mercado de capitales en moneda nacional.

CUADRO 2. *Determinantes de la dolarización de créditos 2008-2014*

	Modelo Probit		Modelo MCO	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Quintil II	-0.209	-0.098	-0.005	-0.002
Quintil III	-0.228	-0.056	-0.010**	-0.005
Quintil IV	-0.088	0.054	-0.010*	-0.005
Quintil V	0.807***	0.975***	0.041***	0.038***
Secundaria	-0.331*	-0.184	-0.017***	-0.011**
Superior	0.488***	0.557***	0.026***	0.023***
Costa centro	-0.477***	-0.399**	-0.018***	-0.014***
Costa sur	0.532***	0.692***	0.021***	0.024***
Sierra norte	-0.096	-0.247	-0.002	-0.004
Sierra centro	-0.313**	-0.259	-0.009**	-0.006
Sierra sur	0.181	0.260*	0.006	0.007
Selva	0.117	0.162	0.002	0.002
Lima metropolitana	0.890***	1.047***	0.074***	0.071***
Dummy (Remesas=1)	0.029	0.038	0.000	0.001
Dummy (Formal=1)	-0.174	-0.182	-0.002	-0.002
Crédito consumo	0.218	0.157	-0.000	-0.000
Crédito hipotecario	1.102***	1.250***	0.232***	0.243***
Dummy (2001-2014 = 1)	-0.457***	-0.773***	-0.017***	-0.026***
Ln(interés)		0.254**		0.014*
Dummy por banco	Sí	Sí	Sí	Sí
N	69 768	59 122	77 048	66 150
R ² Ajustado			0.091	0.089
F			81.57	54.06

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$ **NOTAS:** La variable dependiente (D_{it}) toma el valor de 1 si i-ésima persona tiene crédito en dólares y 0 caso contrario.**FUENTE:** ENAHO y RCC 2008 - 2014.

encaje implementadas a partir de 2011, las que tuvieron por característica fundamental el estar basadas en amortiguar el crecimiento del crédito en determinados sectores, como por ejemplo en el sector vivienda y de automóviles. El modelo, al interactuar la tendencia agregada de la desdolarización con el tipo de crédito y el tipo de entidad financiera, estaría capturando esta política heterogénea de tasas de encaje en moneda extranjera.

4. CONCLUSIONES

La dolarización constituye una de las características estructurales de la economía peruana, este fenómeno tuvo origen en los años de alta inflación y se profundizó en los años de hiperinflación a finales de la década de los ochenta, y en términos generales respondió a una estrategia racional de los agentes que buscaron refugiarse en una moneda más estable ante la pérdida de valor de la moneda nacional. Luego de casi tres décadas, la dolarización en 2014 es aún alta para estándares internacionales aunque esta ha seguido una tendencia decreciente en los últimos años. Los estudios disponibles sobre la dolarización de créditos

CUADRO 3. *Efectos marginales de modelo probit de dolarización de créditos*

	Efectos marginales	Error estándar	Estadístico z	P>z
Costa norte	-0,012	0,002	-5,84	0,000
Costa centro	-0,026	0,003	-8,72	0,000
Costa sur	-0,003	0,003	-1,08	0,282
Sierra norte	-0,016	0,005	-3,03	0,002
Sierra centro	-0,027	0,003	-7,88	0,000
Sierra sur	-0,013	0,003	-5,11	0,000
Selva	-0,010	0,002	-4,65	0,000
Lima	0,007	0,002	4,65	0,000
Microempresa	-0,033	0,004	-9,09	0,000
Personas	-0,008	0,001	-6,16	0,000
Hipotecario	0,056	0,003	19,71	0,000
Quintil I	-0,011	0,004	-3,02	0,003
Quintil II	-0,023	0,004	-6,13	0,000
Quintil III	-0,018	0,003	-6,7	0,000
Quintil IV	-0,012	0,002	-6,43	0,000
Quintil V	0,002	0,001	1,26	0,207
Educación primaria	-0,016	0,003	-5,57	0,00
Educación secundaria	-0,016	0,002	-9,22	0,00
Educación superior	-0,001	0,001	-0,81	0,42

NOTAS: Los efectos marginales son la diferencia entre la probabilidad de tener créditos en moneda extranjera en el periodo 2012-2014 respecto al periodo de alta dolarización 2008-2011. Esta diferencia en cada categoría es relativa a la diferencia promedio estimada a nivel nacional. Así por ejemplo, en el caso de Lima el efecto marginal es 0,007 y se interpreta como que la reducción de la dolarización en los periodos considerados es menor en Lima respecto al promedio nacional, mientras que el coeficiente -0,012 registrado en la Costa norte sugiere que en esta región la dolarización se redujo más en comparación al promedio nacional.

FUENTE: ENAHO y RCC 2008 - 2014.

a hogares reportan básicamente las tendencias agregadas de este indicador, sin embargo, planteamos que un mejor entendimiento de esta característica de la economía peruana pasa por conocer mejor la heterogeneidad de la dolarización de créditos a nivel de personas.

En este documento se presenta una caracterización de la heterogeneidad de la dolarización de créditos según las características observables de las personas. Esta caracterización es posible al disponer de una base de datos que fusiona los registros administrativos de los créditos de las personas con la Encuesta Nacional de Hogares, de esta fusión resulta una base de datos única que permite identificar el acceso y el monto del crédito de las personas a nivel nacional para los años comprendidos entre 2008 y 2014.

Utilizando como indicadores de dolarización a la proporción de personas con créditos en ME y al porcentaje de saldos en ME se encuentra que la dolarización es alta entre las personas de altos ingresos, entre lo más educados y entre las de mayor edad. Adicionalmente, se muestra que la dolarización de créditos es mayor en Lima y las regiones cercanas a las fronteras como son la costa y sierra norte, así como en la costa y sierra sur. Al caracterizar la dolarización según la informalidad laboral se muestra que los trabajadores formales son los que tienen mayores créditos en ME.

La heterogeneidad de los créditos que se reporta por las características señaladas tales como edad, ingreso, región, etc. Esta heterogeneidad también se extiende a los dos tipos de créditos considerados (consumo e hipotecario). Se encuentra, además, que la desdolarización de los créditos bancarios registrada entre 2008 y 2014 ha sido heterogénea entre los diversos segmentos de la población. En líneas generales, la desdolarización ha sido significativamente menor en Lima Metropolitana, entre las personas de mayor edad y aquellas con mayores niveles de educación. Por otra parte, la desdolarización ha sido estadísticamente mayor en los créditos hipotecarios.

En breve, los resultados reportados son consistentes con la hipótesis de los consumidores informados (educados, de más edad, con altos ingresos y que se ubican en Lima), que son aquellos que toman más créditos en moneda extranjera (se dolariza) en comparación del promedio, y ante un contexto adverso de la moneda extranjera se desdolarizan menos que el promedio de los agentes al tener (probablemente) mecanismos de cobertura cambiaria más desarrollados.

Finalmente, es útil destacar que los resultados encontrados son una primera mirada a la heterogeneidad de la dolarización de los créditos en la economía peruana. Considerando que la dolarización en la economía peruana es alta y persistente, los datos mostrados en este estudio deben ser tomados en cuenta como argumentos que pretenden explicar esta alta persistencia de la dolarización. Adicionalmente, y considerando los riesgos ampliamente documentados de la dolarización de las personas para la economía, las políticas de desdolarización que pretenden reducir estos riesgos pueden considerar en su diseño los resultados reportados en este estudio.

REFERENCIAS

- Bleakley H. y K. Cowan (2008), “Corporate Dollar Debt and Depreciations: Much Ado About Nothing?”. *The Review of Economics and Statistics*, 90(4), 612-626.
- Bleakley H. y K. Cowan (2009), “Mishmash on Mismatch? Balance-Sheet Effects and Emerging-Markets Crises”. Chicago Booth Research Paper 09-19.
- Beer C., S. Ongena y M. Peter (2010), “Borrowing in foreign currency: Austrian households as carry traders”. *Journal of Banking and Finance*, 34(9), 2198-2211.
- Brown M., K. Kirschenmann y S. Ongena (2010), “Foreign Currency Loans - Demand or Supply Driven?”. CEPR Discussion Papers 7952.
- Brown M., S. Ongena y P. Yesin (2011), “Currency denomination of bank loans: Evidence from small firms in transition countries”. *Journal of Financial Intermediation*, 20(3), 285-302.
- Castillo P. y D. Winkelried (2007), “Persistencia de la dolarización y heterogeneidad de los agentes económicos”. Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2007-004.
- Castillo P. y C. Montoro (2015), “Distribución de Ingresos y Dolarización Endógena”. Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2015-02.
- Castillo P., H. Vega, E. Serrano y C. Burga (2016), “La desdolarización del crédito en el Perú: El rol de las herramientas de política monetaria no convencionales”. Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2016-02.
- Cowan K., E. Hansen y L.O. Herrera (2005), “Currency Mismatches, Balance Sheet Effects and Hedging in Chilean Non-Financial Corporations”. Inter-American Development Bank working paper 521.

- Fidrmuc J., M. Hakec y H. Stixd (2013), “Households’ Foreign Currency Borrowing in Central and Eastern Europe”. *Journal of Banking & Finance*, 37(6), 1880–1897.
- García Escribano M.(2011), “Factores que impulsan la desdolarización en el Perú”. *Revista Estudios Económicos*, 21(1), 23-40
- Ize A. y E. Parrado (2002), “Dollarization, Monetary Policy, and the Pass-Through”. IMF Working Paper 02/188.
- Ize A. y E. Levy-Yeyati (2003), “Financial dollarization”. *Journal of International Economics*, 59(2), 323–47.
- Levy-Yeyati, E. (2006), “Financial dollarization: evaluating the consequences”. *Economic Policy*, 21(45), 61-118.
- Pellényi G. y P. Bilek (2009), “Foreign Currency Borrowing: The Case of Hungary”. DIW Berlin, German Institute for Economic Research, Working Paper D.5.4.
- Sturzenegger F. (1997), “Understanding the Welfare Implications of Currency Substitution”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21, 391-416.



Choques agregados y sectoriales en la economía peruana

ANA PAOLA GUTIÉRREZ Y FERNANDO PÉREZ*

El presente documento estudia la evolución y la dinámica de las tasas de crecimiento de los sectores productivos de la economía peruana y examina la contribución de los componentes agregados e idiosincrásicos a la variabilidad de dichas tasas de crecimiento. La investigación utiliza datos trimestrales por sectores para el periodo 1981 - 2015 y realiza la estimación mediante un modelo de factores dinámicos con coeficientes que cambian en el tiempo y volatilidad estocástica. Los resultados muestran que antes del año 1992, los choques agregados habrían tenido más importancia para explicar la dinámica de las series sectoriales. Sin embargo, en los últimos años, el componente idiosincrásico ha adquirido mayor relevancia. Este cambio estructural en el comportamiento de las series de producción estaría asociado a las reformas económicas realizadas en el Perú a inicios de la década de los 90.

Palabras Clave : Choques sectoriales y agregados, volatilidad económica.
Clasificación JEL : C11, C32, E23, E32.

Una cuestión aún no explorada para el caso peruano es si son los choques idiosincrásicos o los agregados los que terminan afectando de manera determinante las fluctuaciones económicas en los sectores productivos. En particular, es sabido que la economía peruana se encuentra expuesta a muchos choques exógenos, los cuales la han afectado de forma importante durante los últimos 35 años. Uno de estos hechos es, por ejemplo, el alza de precios de las materias primas ocurrido en 2012, o los eventos climáticos asociados al Fenómeno de El Niño de 1983 y 1998, los cuales ocasionaron pérdidas en los sectores productivos por US\$ 2 533 millones y US\$ 1 625 millones, respectivamente.¹ También podemos mencionar distintos choques específicos de cada sector que han afectado la producción, como la suspensión de la segunda temporada de pesca de 2014 o la ruptura del oleoducto nor peruano ocurrida en 2016.

Por todo lo anterior, resulta importante determinar qué clase de choque contribuye más a la volatilidad sectorial: un choque propio de un sector determinado (choque idiosincrásico) o un choque macroeconómico que afecta a toda la economía (choque agregado). Responder esta interrogante será fundamental para contar

* Gutiérrez: Especialista en análisis de coyuntura, BCRP (email: anapaola.gutierrez@bcrp.gob.pe). Pérez: Jefe del Departamento del Programa Monetario, BCRP (email: fernando.perez@bcrp.gob.pe).

Los autores agradecen los comentarios de los participantes en el XXXIV Encuentro de Economistas del BCRP. Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

¹ Las cifras corresponden a dólares de 1998. Fuente: CAF (2000).

con un mejor entendimiento de la dinámica de cada uno de los sectores en presencia de distintos choques económicos.

El estudio cuenta con una muestra bastante amplia, la misma que cubre el periodo comprendido entre 1981 y 2015. Los datos fueron obtenidos a través de la página web del Banco Central de Reserva del Perú e incluyen las tasas de crecimiento trimestrales de 11 sectores: agrícola, pecuario, pesca, minería metálica, hidrocarburos, manufactura primaria, manufactura no primaria, electricidad y agua, construcción, comercio y servicios. Como la intención es aprovechar todos los datos con los que se cuenta y capturar los cambios estructurales, se utilizó un modelo de factores dinámicos. Esta clase de modelos fue propuesta inicialmente por Geweke y Meese (1981) y Sargent y Sims (1981) y ha ido evolucionando con los años para incorporar modelos paramétricos con una aproximación de espacio de estados (Stock y Watson (1989)) y con un enfoque Bayesiano (Otrok y Whiteman (1998)). Justamente, el estudio aplica un modelo de factores dinámicos con coeficientes que varían en el tiempo y volatilidad estocástica, modelo que es estimado a través de métodos bayesianos siguiendo a Del Negro y Otrok (2008).

La selección de esta metodología particular se fundamenta en que, luego de analizar los datos disponibles, se puede inferir que los choques macroeconómicos no afectan de la misma manera a los sectores en el tiempo y que la volatilidad de las series no es uniforme en el periodo de estudio. Esto se debería a que, luego del periodo de hiperinflación de fines de la década de los 80, el Perú atravesó por una serie de reformas en pro de la liberalización y la modernización del país. Dichas reformas, emprendidas a inicios de la década siguiente, habrían afectado las interrelaciones entre los sectores de la actividad económica, generando un mayor potencial de crecimiento y una mayor fortaleza ante los choques externos (ver Barrera (2009)).

El resto del documento está organizado de la siguiente manera: la sección 1 muestra diversas estadísticas que caracterizan a los sectores productivos, la sección 2 presenta la metodología de estimación, la sección 3 presenta los datos utilizados y explica la implementación de la estimación, la sección 4 discute los resultados principales y la 5 expone las conclusiones del trabajo.

1. CARACTERIZACIÓN DE LOS DATOS

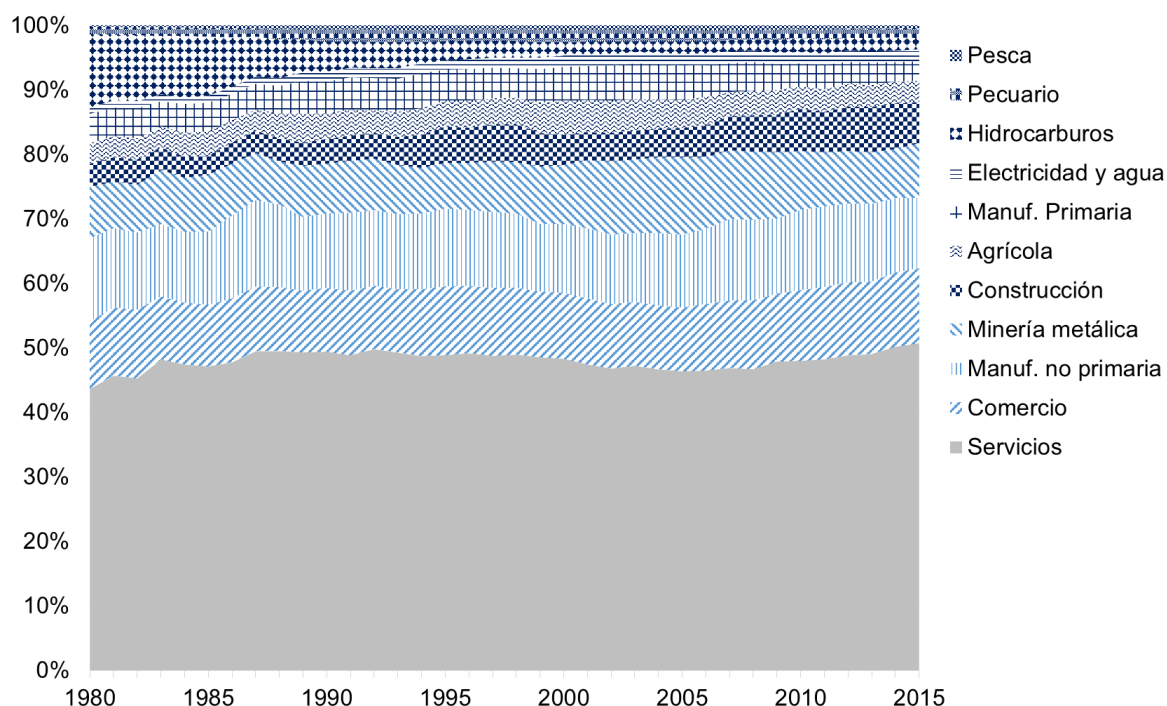
Esta sección busca dar una mayor visión sobre el comportamiento que las series sectoriales han tenido desde inicios de la década de los 80 hasta la fecha. Para ello se analiza la estructura sectorial del PBI peruano, el crecimiento promedio de los sectores en el tiempo y la volatilidad de las series.

1.1. ESTRUCTURA

La estructura porcentual del PBI peruano se ha mantenido prácticamente constante desde 1980, tal como se aprecia en el Gráfico 1. Sólo el sector hidrocarburos muestra un cambio importante, ya que durante estos años redujo su participación de 11.4 % a 1.7 % del PBI.

En cuanto a la composición del PBI, el sector que más peso tiene es servicios, con una participación promedio de 47.1 % en el periodo. Por el contrario, el sector pesca es el que históricamente ha sumado menos soles a la producción nacional, contribuyendo siempre con menos del 1 %.

Asimismo, se observa que la estructura productiva del Perú está basada en los sectores no primarios, tales como manufactura no primaria, electricidad, construcción, comercio y servicios. Dichos sectores representan en promedio el 75.6 % del PBI, llegando casi al 80 % en 2015.

GRÁFICO 1. Estructura porcentual del PBI

1.2. CRECIMIENTO ECONÓMICO

En el periodo de estudio (1981-2015), el PBI ha crecido en promedio 3.1 % trimestralmente. Sin embargo, la tasa de crecimiento fue mucho mayor entre 1993-2015 que en el periodo 1981- 1992, donde incluso se observa una contracción. El Cuadro 1 nos muestra una dinámica similar para la mayoría de los sectores económicos. Inclusive, casi la mitad de los sectores pasa de una tasa negativa a una positiva en el último periodo.

El único sector que no sigue la dinámica descrita anteriormente es pesca, cuyo crecimiento se reduce a la mitad. Ello estaría asociado a una mayor ordenamiento del sector con medidas regulatorias que incluyen temporadas de pesca bien definidas, límites máximos de captura y cuotas por embarcación.

CUADRO 1. Crecimiento promedio trimestral

	1981-2015	1981-1992	1993-2015
Agrícola	3.0	-0.3	4.8
Pecuario	3.6	3.5	3.7
Pesca	4.4	6.7	3.2
Minería Metálica	3.2	-0.9	5.4
Hidrocarburos	-2.4	-9.0	1.2
Manufactura primaria	1.7	-0.2	2.7
Manufactura no primaria	2.4	-1.7	4.7
Electricidad y agua	4.9	2.8	6.0
Construcción	4.7	0.1	7.1
Comercio	3.2	-1.4	5.8
Servicios	3.4	0.2	5.1
PBI	3.1	-0.7	5.1

1.3. VOLATILIDAD

El Cuadro 2 muestra que la volatilidad de las series, medida en términos de su varianza, se ha reducido en los últimos años. Esto ya había sido documentado por [Castillo y otros \(2007\)](#), quienes encuentran una caída de la volatilidad de las series macroeconómicas reales atribuible a la mayor estabilidad monetaria y fiscal obtenidas fruto de las reformas de inicios de la década de los 90.

La única excepción es el sector pesca, cuya volatilidad en vez de reducirse, aumenta y es el sector que posee mayor varianza. Ello se debería a la cambiante disponibilidad del recurso hidrobiológico, afectada continuamente por choques agregados (como fenómenos naturales) y choques idiosincrásicos (como el establecimiento de cuotas y temporadas de pesca). Por ejemplo, en los años 1983 y 1998, el sector reduce abruptamente sus tasas de crecimiento y tiene las tasas históricas más negativas a causa de Fenómenos de El Niño de gran magnitud. Asimismo, la tasa de crecimiento del sector puede llegar a ser muy alta, como en el último trimestre de 2015, cuando el sector creció 43.8 %. La importante expansión de este trimestre se debió al efecto base causado por la cancelación de la segunda temporada de pesca de 2014.

CUADRO 2. *Varianza promedio trimestral*

	1981-2015	1981-1992	1993-2015
Agrícola	123.4	229.5	63.6
Pecuario	46.4	93.4	22.7
Pesca	1778.7	1245.8	2073.4
Minería Metálica	124.8	214.3	69.0
Hidrocarburos	121.7	112.0	93.1
Manufactura primaria	168.4	224.5	139.3
Manufactura no primaria	153.0	320.2	59.6
Electricidad y agua	47.1	97.8	18.6
Construcción	243.2	365.5	170.1
Comercio	107.3	219.5	36.8
Servicios	45.0	96.1	12.1
PBI	48.7	99.8	13.0

2. EL MODELO

Considere el siguiente modelo dinámico de factores para la tasas de crecimiento del producto por sector $y_{i,t}$, $i = 1, \dots, N$ (ver [Del Negro y Otrok \(2008\)](#)):

$$y_{i,t} = a_i + b_{i,t}f_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

donde a_i es una constante, $b_{i,t}$ es la sensibilidad del sector i al factor común f_t y $\epsilon_{i,t}$ es un término idiosincrásico que tiene autocorrelación. La sensibilidad del sector i al factor común f_t evoluciona en el tiempo de acuerdo a un paseo aleatorio (*random walk*):

$$b_{i,t} = b_{i,t-1} + \sigma_{\eta_i}\eta_{i,t} \quad (2)$$

donde se asume que $\eta_{i,t} \sim i.i.d.N(0, 1)$.

Asimismo, el factor común o agregado sigue un proceso $AR(q)$:

$$f_t = \phi_{0,1}f_{t-1} + \dots + \phi_{0,q}f_{t-q} + \sigma_0 \exp(h_{0,t}) u_{0,t} \quad (3)$$

y el componente idiosincrásico sigue un proceso $AR(p)$:

$$\epsilon_{i,t} = \phi_{i,1}\epsilon_{i,t-1} + \dots + \phi_{i,p}\epsilon_{i,t-p} + \sigma_i \exp(h_{i,t}) u_{i,t} \quad (4)$$

donde se asume que $u_{i,t} \sim i.i.d.N(0, 1)$.

Los componentes agregado e idiosincrásicos cuentan también con volatilidad estocástica. Siguiendo a [Kim y otros \(1998\)](#), cada una de estas volatilidades sigue un paseo aleatorio (*random walk*):

$$h_{i,t} = h_{i,t-1} + \sigma_{\zeta_i} \zeta_{i,t}, \quad i = 0, 1, \dots, n \quad (5)$$

donde se asume que $\zeta_{i,t} \sim i.i.d.N(0, 1)$.

Cabe destacar que los supuestos de independencia de las innovaciones $\{u_{i,t}, \eta_{i,t}, \zeta_{i,t}\}$, así como la normalización de la desviación estándar en las innovaciones al factor agregado ($\sigma_0 = 1$) permiten la identificación correcta de todos los factores latentes en este modelo. Asimismo, fijamos las condiciones iniciales $h_{it} = 0$ para $t \leq 0, i = 0, \dots, n$, de forma tal que esto también se utiliza como una condición de normalización de la escala de la volatilidad agregada.

El modelo estadístico descrito (1) – (2) – (3) – (4) – (5) puede ser interpretado como un modelo de factores latentes, que cuenta con diversos elementos no observables y parámetros fijos en el tiempo. Si bien las innovaciones se encuentran normalmente distribuidas, el ejercicio de escribir la función de verosimilitud completa (o incluso la condicional) no resulta algo fácil. Es más, uno podría escribir el sistema en forma de Espacio de Estados y aun así la tarea no estaría completa. Lo anterior es una preocupación bastante común cuando se utilizan métodos clásicos de estimación. De otro lado, el uso de técnicas bayesianas asociadas a métodos de Monte Carlo utilizando Cadenas de Markov (MCMC), y en particular el uso del Gibbs Sampling para modelos de espacio de estados ([Carter y Kohn \(1994\)](#)), permiten al investigador simular la distribución posterior de los parámetros y de las variables latentes de manera secuencial. De este modo, es eficiente particionar el espacio de parámetros de forma tal que la simulación se realice a través de distribuciones condicionales entre estos bloques de parámetros.

2.1. DISTRIBUCIÓN PRIOR

Los priors descritos en esta sección son conjugados y se basan en el supuesto de normalidad de las innovaciones estructurales. Es decir, los priors conjugados tienen como objetivo que la distribución posterior preserve la forma de la función de verosimilitud. En consecuencia, dada la normalidad de las innovaciones, los coeficientes de la ecuación (1) estarán normalmente distribuidos: $a_i \sim N(\bar{a}_i, \bar{A}_i^{-1})$ donde $\bar{a}_i = 2$ y $\bar{A}_i = 1$. Asimismo, como consecuencia también de la normalidad de los errores, en cada

caso el parámetro de la varianza tendra distribución Gamma inversa (Gelman (2006)). Con ello:

$$\sigma_i^2 \sim IG(v_i, s_i^2)$$

$$\sigma_{\eta_i}^2 \sim IG(v_{\eta_i}, s_{\eta_i}^2)$$

$$\sigma_{\zeta_i}^2 \sim IG(v_{\zeta_i}, s_{\zeta_i}^2)$$

donde, siguiendo a Del Negro y Otrok (2008), fijamos $v_i = 0,05 * T$ y $s_i^2 = (1)^2$ para el caso de σ_i^2 , también $v_{\eta_i} = 0,1 * T$ y $s_{\eta_i}^2 = (0,1)^2$ para el caso de $\sigma_{\eta_i}^2$ y finalmente $v_{\zeta_i} = T$ y $s_{\zeta_i}^2 = (0,025)^2$ para el caso de $\sigma_{\zeta_i}^2$. Posteriormente, los coeficientes asociados a las ecuaciones (3) y (4) estarán normalmente distribuidos:

$$\phi_0 \sim N(\bar{\phi}_0, \bar{V}_0^{-1}) I_{S_{\phi_0}}$$

$$\phi_i \sim N(\bar{\phi}_i, \bar{V}_i^{-1}) I_{S_{\phi_i}}$$

donde $\bar{\phi}_0 = 0_q$ y $\bar{V}_0 = \text{diag}(1/0,75')$ y también $\bar{\phi}_i = 0_p$ y $\bar{V}_i = 0,2 * \bar{V}_0$. Asimismo, $I_{S_{\phi_0}}$ y $I_{S_{\phi_i}}$ son indicadores que toman el valor de 1 cuando se satisface la condición de estacionariedad. Cabe resaltar que la calibración de los hiperparámetros de estas distribuciones a priori se encuentra también en línea con Del Negro y Otrok (2008).

2.2. DISTRIBUCIÓN POSTERIOR²

Bloque 1: Parámetros constantes³

El bloque de parámetros constantes comprende a $\{a_i, \sigma_i^2, \phi_i, \phi_0, \sigma_{\eta_i}^2, \sigma_{\zeta_i}^2\}$

Interceptos (a_i):

$$a_i | \dots \sim N(A_i^{-1} (\bar{A}_i \bar{a}_i + \sigma_i^{-2} \tilde{x}_i^* \tilde{y}_i^*), A_i^{-1})$$

donde:

$$A_i = \bar{A}_i + \sigma_i^{-2} \tilde{x}_i^* \tilde{x}_i^*$$

$$\tilde{x}_i^* = \begin{bmatrix} \tilde{x}_{i,1}^* \\ \tilde{x}_{i,2}^* \end{bmatrix}; \tilde{y}_i^* = \begin{bmatrix} \tilde{y}_{i,1}^* \\ \tilde{y}_{i,2}^* \end{bmatrix}$$

De lo anterior se desprende que los coeficientes son estimados vía mínimos cuadrados generalizados, en donde se toma en cuenta el grupo de observaciones iniciales $\{\tilde{x}_{i,1}^*, \tilde{y}_{i,1}^*\}$ y las observaciones restantes por separado $\{\tilde{x}_{i,2}^*, \tilde{y}_{i,2}^*\}$, de forma tal que se utilice la función de verosimilitud exacta (Chib y Greenberg (1994)).

Varianzas (σ_i^2):

² Ver detalles en el apéndice A de Del Negro y Otrok (2008)

³ Este bloque sigue la metodología propuesta por Chib y Greenberg (1994).

$$\sigma_i^2 \mid \dots \sim IG\left(\frac{v_i + T}{2}, \frac{s_i^2 + d_i^2}{2}\right)$$

donde

$$d_i^2 = (\tilde{y}_i^* - \tilde{x}_i^* a_i)' (\tilde{y}_i^* - \tilde{x}_i^* a_i)$$

Coefficientes (ϕ_i) : La distribución posterior es

$$\phi_i \mid \dots \propto \Psi(\phi_i) \cdot N\left(\Phi_i^{-1} (\bar{\Phi}_i \bar{\phi}_i + \sigma_i^{-2} E_i' e_i), \Phi_i^{-1}\right) I_{S_{\phi_i}}$$

Estos parámetros se obtienen a través de un paso de tipo Metrópolis, donde se obtienen candidatos ϕ_i^* de la distribución:

$$\phi_i^* \sim N\left(\Phi_i^{-1} (\bar{\Phi}_i \bar{\phi}_i + \sigma_i^{-2} E_i' e_i), \Phi_i^{-1}\right) I_{S_{\phi_i}}$$

y estos se aceptan con probabilidad:

$$\alpha = \min\left(\frac{\Psi(\phi_i^*)}{\Psi(\phi_i^{s-1})}, 1\right)$$

donde:

$$\Psi(\phi_i) = |S_i|^{-1/2} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma_i^2} (\tilde{y}_i^* - \tilde{x}_i^* a_i)' S_i^{-1} (\tilde{y}_i^* - \tilde{x}_i^* a_i)\right\}$$

y donde e_i es el vector de residuos $e_{i,t} = \frac{y_{i,t} - a_i - b_{i,t} f_t}{\sigma_{i,t}}$, E_i es la matriz de rezagos de $e_{i,t}$ y S_i es definida en el Apéndice A.1. de [Del Negro y Otrok \(2008\)](#).

Coefficientes (ϕ_0) :

$$\phi_0 \mid \dots \propto \Psi(\phi_0) \cdot N\left(\Phi_0^{-1} (\bar{\Phi}_0 \bar{\phi}_0 + E_0' e_0), \Phi_0^{-1}\right) I_{S_{\phi_0}}$$

Estos parámetros se obtienen a través de un paso de tipo Metrópolis, donde se obtienen candidatos ϕ_0^* de la distribución:

$$\phi_0^* \sim N\left(\Phi_0^{-1} (\bar{\Phi}_0 \bar{\phi}_0 + E_0' e_0), \Phi_0^{-1}\right) I_{S_{\phi_0}}$$

y éstos se aceptan con probabilidad:

$$\alpha = \min\left(\frac{\Psi(\phi_0^*)}{\Psi(\phi_0^{s-1})}, 1\right)$$

donde:

$$\Psi(\phi_0) = |\Sigma_0|^{-1/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \tilde{f}_1' \Sigma_0^{-1} \tilde{f}_1 \right\} \exp \left\{ -\frac{1}{2} (e_0 - E_0 \phi_0)' (e_0 - E_0 \phi_0) \right\}$$

y siendo e_i el vector de residuos $e_{i,t} = \frac{y_{i,t} - a_i - b_{i,t} f_t}{\sigma_{i,t}}$ y E_i la matriz de rezagos de $e_{i,t}$.

Bloque 2: Factor agregado f_t

El factor agregado f_t es una variable latente no observable. Con ello, es necesario reexpresar el modelo como un sistema de espacio de estados, de forma tal que sea posible simular la distribución posterior de la trayectoria f^T .

La ecuación de medición utiliza (1) para los N sectores, tal que:

$$\tilde{y}_t^* = \tilde{a}^* + B_t^* \tilde{f}_t + \tilde{u}_t \quad (6)$$

donde $\tilde{y}_t^* = (I_N - \Phi(L)) \tilde{y}_t$, $\tilde{a}^* = (I_N - \Phi(L)) \tilde{a}$. Es decir, se utiliza la cuasidiferencia para eliminar la autocorrelación del término de error dada por $\tilde{\epsilon}_t = (\epsilon_{1,t}, \epsilon_{2,t}, \dots, \epsilon_{N,t})'$, tal que

$$\tilde{\epsilon}_t = \Phi_1 \tilde{\epsilon}_{t-1} + \dots + \Phi_p \tilde{\epsilon}_{t-p} + \tilde{u}_t$$

tal que $\tilde{u}_t = (\sigma_{1,t} u_{1,t}, \dots, \sigma_{n,t} u_{n,t})'$.

Asimismo, definimos $\tilde{f}_t = (f_t, f_{t-1}, \dots, f_{t-q+1})'$ y también

$$B_t^* = \begin{bmatrix} b_{1,t} & -b_{1,t-1} \phi_{1,1} & \dots & -b_{1,t-p} \phi_{1,p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{n,t} & -b_{n,t-1} \phi_{n,1} & \dots & -b_{n,t-p} \phi_{n,p} \end{bmatrix}$$

y donde $\tilde{y}_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{N,t})'$, $\tilde{a} = (a_1, a_2, \dots, a_N)'$, $\tilde{b}_t = (b_{1,t}, b_{2,t}, \dots, b_{N,t})'$.

La ecuación de transición es

$$\tilde{f}_t = \Phi_0 \tilde{f}_{t-1} + \tilde{u}_{0,t} \quad (7)$$

al que $\tilde{u}_{0,t} = (\sigma_{0,t} u_{0,t}, 0, \dots, 0)'$.

Las ecuaciones (6) – (7) forman un sistema de espacio de estados, el cual es utilizado para simular la trayectoria f^T a través de la rutina propuesta por [Carter y Kohn \(1994\)](#). Asimismo, el punto de inicio para el filtro de Kalman es una distribución incondicional derivada en el apéndice A.3 de [Del Negro y Otrok \(2008\)](#).

Bloque 3: Loadings $b_{i,t}$

Los loadings, o la sensibilidad de cada sector frente a fluctuaciones en el factor agregado, es un componente que también cambia en el tiempo, y lo tratamos como una variable latente no observable. En este caso

construimos un sistema de espacio de estados, en el que la ecuación de medición es:

$$y_{i,t}^* = a_i^* + \omega_t^* \tilde{b}_{i,t} + \sigma_{i,t} u_{i,t} \quad (8)$$

donde

$$y_{i,t}^* = (1 - \phi_{i,1}L - \dots - \phi_{i,p}L^p) y_{i,t}$$

$$a_i^* = (1 - \phi_{i,1}L - \dots - \phi_{i,p}L^p) a_i$$

$$\omega_t^* = (f_t, -\phi_{i,1}f_{t-1}, \dots, -\phi_{i,p}f_{t-p})'$$

$$\tilde{b}_{i,t} = (b_{i,t}, \dots, b_{i,t-p})'$$

Asimismo, la ecuación de transición es:

$$\tilde{b}_{i,t} = \Xi \tilde{b}_{i,t-1} + \tilde{\eta}_{i,t} \quad (9)$$

donde $\tilde{\eta}_{i,t} = (\eta_{i,t}, 0, \dots, 0)'$ y también

$$\Xi = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ & I_p & & 0 \end{bmatrix}$$

Dado el sistema (8) – (9), las trayectorias $\{b_{i,t}\}_{i=1}^n$ pueden ser obtenidas mediante la rutina de [Carter y Kohn \(1994\)](#), donde el punto inicial para el filtro de Kalman está basado en las p primeras observaciones (ver apéndice A.4 en [Del Negro y Otrok \(2008\)](#)).

Bloque 4: Volatilidad estocástica $h_{i,t}$

El bloque final de este modelo cuenta con las volatilidades cambiantes en el tiempo. En este caso, se tiene el término de error

$$z_{i,t} = \epsilon_{i,t} - \phi_{i,1}\epsilon_{i,t-1} - \dots - \phi_{i,p}\epsilon_{i,t-1p}$$

De acuerdo a la ecuación (4) tendremos:

$$z_{i,t} = \sigma_i \exp(h_{i,t}) u_{i,t}$$

Si elevamos al cuadrado y tomamos logaritmos, tendremos:

$$\ln z_{i,t}^2 = \ln \sigma_i^2 + 2h_{i,t} + \ln u_{i,t}^2 \quad (10)$$

Junto con la ecuación (5) :

$$h_{i,t} = h_{i,t-1} + \sigma_{\zeta_i} \zeta_{i,t}$$

es posible formar una representación de espacio de estados. Sin embargo, no es posible utilizar la rutina de [Carter y Kohn \(1994\)](#) directamente, dado que las innovaciones $\ln u_{i,t}^2 \sim \ln \chi^2$ no se encuentran normalmente distribuidas. Es por esta razón que seguimos a [Kim y otros \(1998\)](#), quienes aproximan la distribución $\ln \chi^2$ como una mezcla de 7 distribuciones normales. Condicional a un indicador que escoge una de las 7 distribuciones, es posible entonces utilizar la rutina de [Carter y Kohn \(1994\)](#) para obtener las trayectorias de las volatilidades no observadas.

3. ESTIMACIÓN

3.1. COMENTARIOS PRELIMINARES

El modelo descrito anteriormente es lineal y cuenta con perturbaciones aleatorias normalmente distribuidas. Con ello, sería posible escribir la función de verosimilitud del modelo completo, de forma tal que de conseguir maximizar esta misma, se obtendrían entonces los parámetros estructurales. Sin embargo, dada la complejidad de dicho modelo, la estimación por máxima verosimilitud no resulta la más apropiada. Es más, si nuestro objetivo es el de obtener las trayectorias de las variables latentes no observables, existen entonces técnicas bayesianas que nos permiten incluso hallar estas mismas y calcular sus intervalos de confianza de manera apropiada.

Dado lo anterior, el modelo ha sido dividido en cuatro bloques de parámetros (ver líneas arriba), de forma tal que cada uno de ellos va a formar parte del ciclo de Muestreo de Gibbs (Gibbs Sampling) que se utilizará para obtener los parámetros. Esta técnica forma parte de los Métodos de Monte Carlo utilizando Cadenas de Markov (MCMC), que rutinariamente se utilizan para simular la distribución posterior de los parámetros del modelo (ver [Tierney \(1984\)](#)). Es más, recientemente [Carter y Kohn \(1994\)](#), entre otros, propusieron rutinas que permiten calcular las trayectorias de variables latentes dentro de este esquema de muestreo de Gibbs. Asimismo, las volatilidades se obtienen mediante la extensión a dichas rutinas propuesta por [Kim y otros \(1998\)](#). Finalmente, las distribuciones condicionales de estos cuatro bloques se derivaron en [Del Negro y Otrok \(2008\)](#), de donde se pueden obtener más detalles acerca de las mismas.

3.2. ALGORITMO

El método de simulación de Monte Carlo vía Cadenas de Markov (MCMC) utilizado es el de Gibbs Sampling. Este, como es sabido, es un caso particular del algoritmo *Metropolis Hastings*, en donde se explota la existencia de distribuciones condicionales conocidas para cada uno de los bloques de parámetros identificados

$$\Theta = \left\{ \left\{ \sigma_i^2 \right\}_{i=0}^N, \left\{ \sigma_{\zeta_i}^2 \right\}_{i=1}^N, \left\{ \sigma_{\eta_i}^2 \right\}_{i=1}^N, \left\{ \phi_i \right\}_{i=1}^N, \phi_o, \left\{ a_i \right\}_{i=1}^N, \left\{ b_i^T \right\}_{i=1}^N, f^T, \left\{ h_i^T \right\}_{i=0}^N \right\}$$

tal que los bloques son

$$\Theta^1 = \left\{ \left\{ \sigma_i^2 \right\}_{i=0}^N, \left\{ \sigma_{\zeta_i}^2 \right\}_{i=1}^N, \left\{ \sigma_{\eta_i}^2 \right\}_{i=1}^N, \left\{ \phi_i \right\}_{i=1}^N, \phi_o, \left\{ a_i \right\}_{i=1}^N \right\}$$

$$\Theta^2 = \left\{ f^T \right\}, \quad \Theta^3 = \left\{ b_i^T \right\}_{i=1}^N, \quad \Theta^4 = \left\{ h_i^T \right\}_{i=0}^N$$

Así, el algoritmo toma la forma:

1. Fijar el valor $s = 1$ y S . Asimismo, fijar las condiciones iniciales $\Theta_0 = \{\Theta_0^1, \Theta_0^2, \Theta_0^3, \Theta_0^4\}$.
2. **Bloque 1:** Simular $p(\Theta_s^1 | \Theta_{s-1}^2, \Theta_{s-1}^3, \Theta_{s-1}^4)$.
3. **Bloque 2:** Simular $p(\Theta_s^2 | \Theta_s^1, \Theta_{s-1}^3, \Theta_{s-1}^4)$.
4. **Bloque 3:** Simular $p(\Theta_s^3 | \Theta_s^1, \Theta_s^2, \Theta_{s-1}^4)$.
5. **Bloque 4:** Simular $p(\Theta_s^4 | \Theta_s^1, \Theta_s^2, \Theta_s^3)$.
6. Si $s < S$, fijar $s = s + 1$ y volver al paso 2. Caso contrario, detenerse.

La iteración completa de este ciclo y la repetición por un número de veces S garantiza la convergencia de la simulación hacia la distribución ergódica. Esto se puede verificar mediante la observación de histogramas unimodales, que denotan la identificación correcta de los parámetros. Asimismo, es importante observar que la distribución simulada sea estacionaria.

3.3. OPCIONES ADICIONALES

Con el objetivo de alcanzar la convergencia, efectuamos 200,000 simulaciones y descartamos las primeras 150,000, de forma tal que eliminamos el efecto de las condiciones iniciales. Luego, de las 50,000 restantes conservamos 1 de cada 10, de forma tal que eliminamos la posible autocorrelación entre réplicas del *Gibbs Sampling*. Finalmente, es importante remarcar que la distribución *posterior* es truncada para valores estables de los coeficientes autorregresivos de los factores y de los errores de la ecuación de medición. Los datos utilizados son las tasas de crecimiento trimestrales de la producción de cada sector. Con ello, simplemente utilizamos datos agregados del PBI a manera de comparación, junto con la distribución *posterior* del factor agregado estimado.

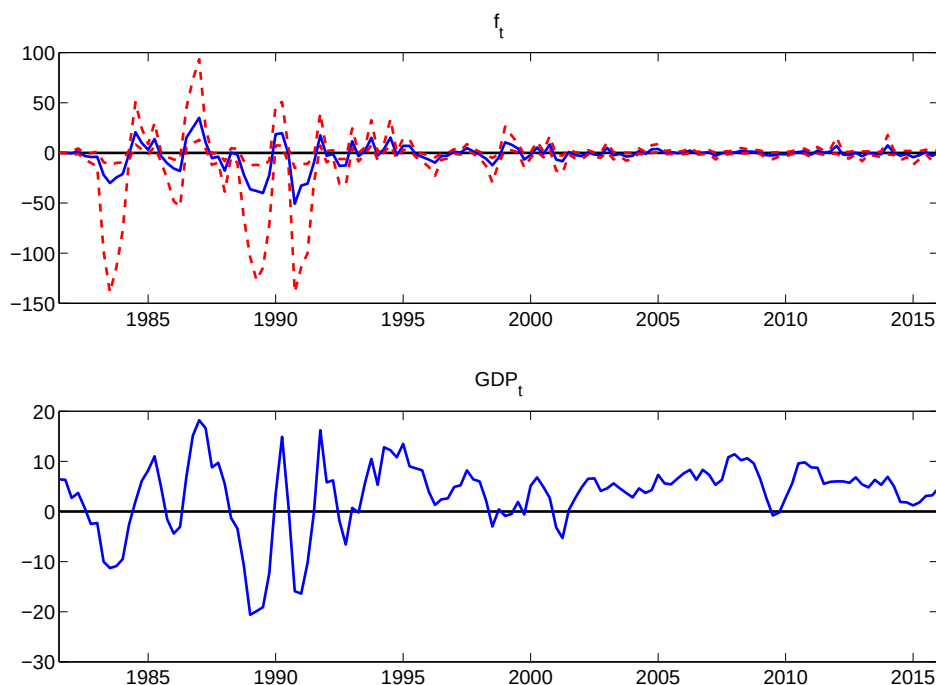
4. RESULTADOS

Los resultados del modelo muestran que el factor macroeconómico (f_t) ha reducido notablemente su volatilidad a través del tiempo, al igual que su nivel (ver Gráfico 2). Ello indicaría que en años anteriores los choques agregados eran mucho más inciertos y volátiles, mientras que hoy son más predecibles y estables. Como era de esperarse, el cambio en la serie del factor externo se produce alrededor de 1992, año en que empiezan a surtir efecto las políticas de reestructuración de inicios de los 90.

Otro aspecto a destacar es que la serie del factor macroeconómico sincroniza muy bien con la del PBI. Esta correlación alcanza el 90 % entre 1981 y 1991 y se reduce a 50 % entre 1992 y 2015. Ello indica que en la década de los 80 la coyuntura macroeconómica era la que más afectaba al crecimiento de los sectores

productivos del país. Sin embargo, luego del periodo de reestructuración, esta fuerte sincronía se redujo casi a la mitad, lo que sugiere que los componentes idiosincráticos cobraron importancia.⁴

GRÁFICO 2. Factor agregado y PBI (1981-2015). Valor mediano y 68 % más probable.



La hipótesis anterior se corrobora con el análisis de los coeficientes de los factores (b_i, t), mostrado en el Gráfico 3. En casi todos los casos, estos coeficientes eran estadísticamente distintos de cero en los inicios de la muestra, pero terminaron convergiendo a valores cercanos a cero hacia el final de 2015. Ello indica que la sensibilidad al factor agregado era más fuerte en la década de los 80 y 90, pero que ahora es más baja y estable.

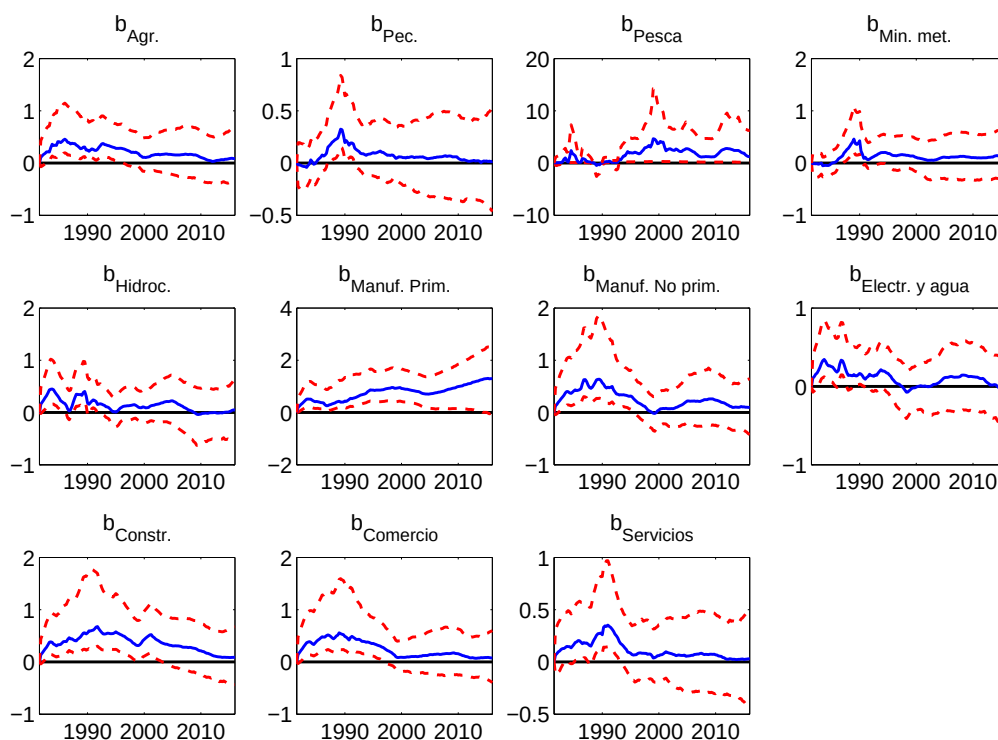
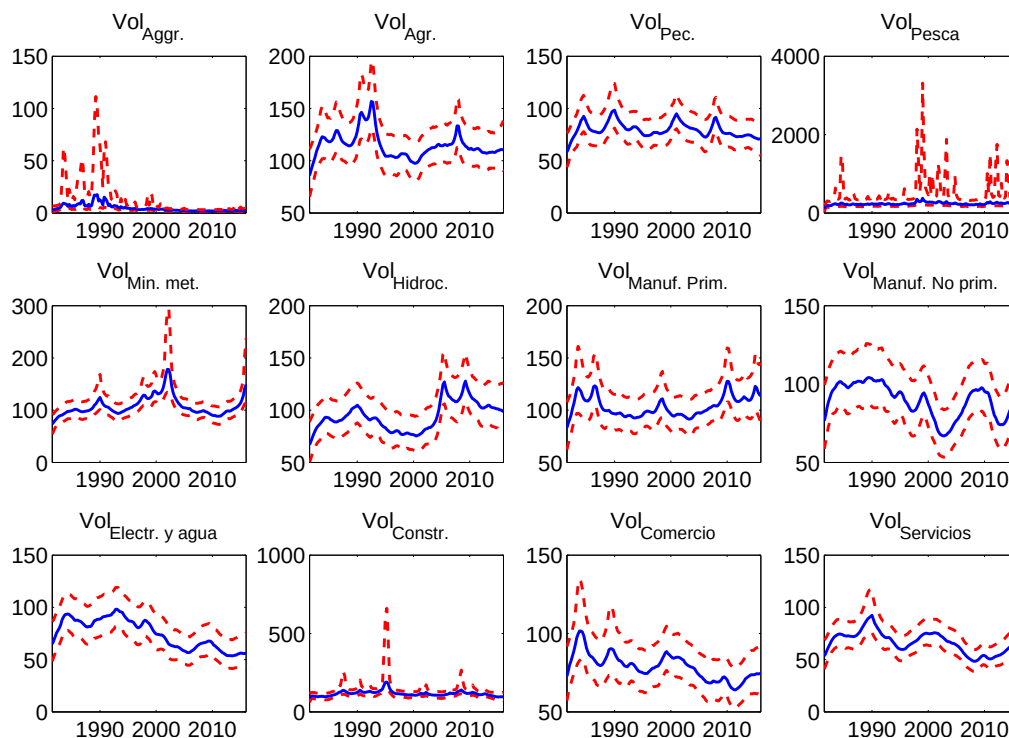
La única excepción es el coeficiente de manufactura primaria, cuya trayectoria se ha alejado de cero desde los 90 y más fuertemente desde el 2003. El último quiebre en la trayectoria se debería a que en el 2000 se promulgó la "Ley de Promoción del Sector Agrario", que originó el *boom* de las agroexportaciones peruanas. Ello dinamizó el procesamiento de los cultivos (manufactura primaria) e insertó al Perú en el mercado agroindustrial del mundo. De hecho, las exportaciones agropecuarias no tradicionales.⁵ aumentaron a una tasa promedio anual de 9.7 % entre 1981 y 2002, mientras que la tasa prácticamente se duplicó en el periodo 2003 -2015, alcanzando 17.3 %.

Por su parte, las volatilidades idiosincrásicas muestran mucha mayor heterogeneidad que la de los coeficientes de los factores macroeconómicos. Como se observa en el Gráfico 4, las volatilidades idiosincrásicas por lo general no parecen converger hacia un número en particular ni perder su nivel a lo largo del tiempo. Por el contrario, oscilan continuamente recogiendo la dinámica de las series.

Por último, la volatilidad agregada (que considera la volatilidad del factor macroeconómico y sus sensibilidades), ha disminuido desde inicios de los 90. Este hecho se conoce como "La Gran Moderación" y, para el caso peruano, ha sido documentado por [Castillo y otros \(2016\)](#).

⁴ En el Gráfico A1 del Anexo se puede consultar la dinámica del factor agregado y el PBI a partir de 1992, evitando el problema de escala surgido en el Gráfico 2 a partir de esta fecha.

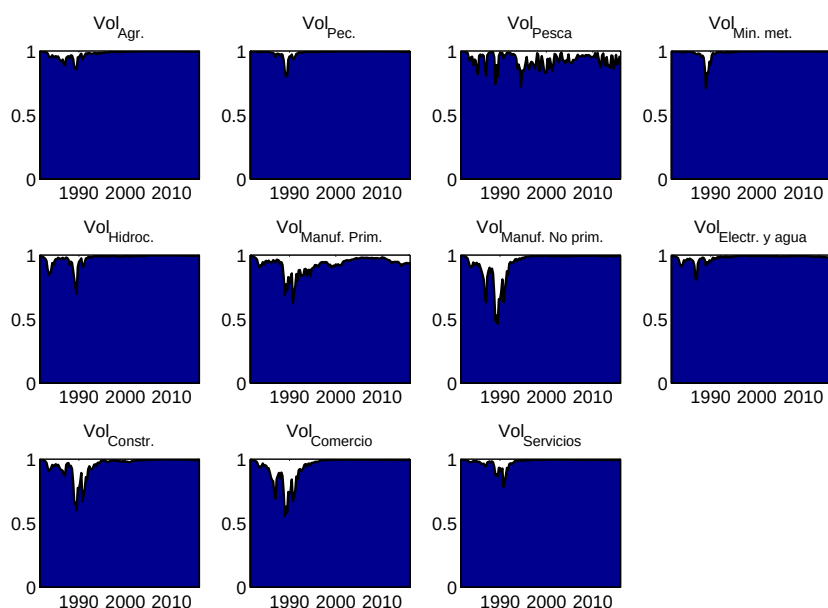
⁵ El *boom* agroexportador se analiza mediante las series de exportaciones agropecuarias no tradicionales ya que, durante este periodo, se sustituyeron las exportaciones tradicionales del Perú (como algodón y azúcar) por alimentos no tradicionales como uva, espárragos y palta [Córdova y otros \(2010\)](#)

GRÁFICO 3. Loadings (b_i, t). Valor mediano y 68 % más probable**GRÁFICO 4.** Volatilidades

Todo lo expuesto anteriormente sugiere que la contribución de los choques idiosincrásicos a la varianza total de cada sector sería mucho mayor que la varianza atribuible al componente agregado. Efectivamente, eso es lo que muestra el Gráfico 5, donde la contribución de los componentes agregados está representada por el área blanca y la de los componentes idiosincrásicos, por el área oscura. La importancia del factor

agregado era mayor alrededor de 1990, pero se volvió bastante pequeña en la actualidad.

GRÁFICO 5. *Contribución a la volatilidad de los componentes agregados e idiosincráticos*



Si se analiza todo el periodo de la muestra (1981-2015), se encuentra que más del 92 % de la volatilidad total del crecimiento de cada sector es atribuible a choques idiosincráticos, como se aprecia en el Cuadro 3 (p. 43). La menor contribución de estos choques es en el sector pesca, aunque el porcentaje sigue siendo elevado (92.6 %). Por otro lado, la máxima contribución de los choques idiosincráticos se observa en los sectores pecuario y minería metálica (98.6 %). Incluso, en el último año, el componente idiosincrático llega a explicar el 100 % de la volatilidad del crecimiento de los sectores agricultura y minería metálica.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos estudiado la dinámica de las tasas de crecimiento de la actividad sectorial y la contribución de los componentes agregados e idiosincráticos a dichas tasas. Uno de los principales hallazgos del trabajo es que los choques agregados se han vuelto mucho más predecibles y menos frecuentes a partir de 1992. Ello se debería a que las reformas económicas realizadas en el país a inicios de los años 90 alteraron las interrelaciones entre los sectores y los enlaces entre el Perú y el resto del mundo.

Asimismo, se comprueba que la sensibilidad de las tasas de crecimiento a los choques agregados es más estable y ha tendido a reducirse en el tiempo. La excepción es manufactura primaria, cuya sensibilidad a choques agregados ha aumentado en el periodo de estudio. Esto estaría relacionado al *boom* agroexportador surgido a inicios del año 2000, que constituye un cambio estructural en este sector.

Por último, se encuentra que los componentes idiosincráticos son los que más han contribuido a la volatilidad del crecimiento de cada sector. En efecto, en el periodo de estudio (1981-2015), los choques idiosincráticos explican entre el 93 % y 99 % de la volatilidad de los sectores. Este hallazgo implica que las proyecciones sectoriales deberán hacerse utilizando estudios microeconómicos muy específicos, pues las tasas de crecimiento de cada sector se verán afectadas por hechos bastante particulares.

El presente artículo es una primera aproximación al estudio de ciclos económicos y relaciones sectoriales, un tema poco estudiado en el Perú. Futuras publicaciones podrían abordar la identificación de los factores macroeconómicos mediante un modelo estructural, así como también el cálculo de los efectos

CUADRO 3. Importancia relativa de choques sobre la volatilidad del crecimiento por sectores (en porcentajes). Valor mediano de la distribución posterior.

		4T.1983	4T.1989	4T.1992	4T.2015	1981-2015
Agrícola	Agregado	4.6	5.0	2.2	0.5	1.9
	Idiosincrático	95.4	95.0	97.8	99.5	98.1
Pecuario	Agregado	0.8	4.4	1.1	0.7	1.4
	Idiosincrático	99.2	95.6	98.9	99.3	98.6
Pesca	Agregado	4.5	1.4	2.6	4.7	7.0
	Idiosincrático	95.5	98.6	97.4	95.3	93.0
Minería Metálica	Agregado	0.9	10.5	1.3	0.2	1.4
	Idiosincrático	99.1	89.4	98.7	99.8	98.6
Hidrocarburos	Agregado	12.2	5.5	1.5	0.6	2.5
	Idiosincrático	87.8	94.5	98.5	99.4	97.5
Manufactura primaria	Agregado	8.1	21.9	16.0	6.2	7.4
	Idiosincrático	91.9	78.0	84.0	93.8	92.6
Manufactura no primaria	Agregado	8.7	34.6	5.1	0.7	5.9
	Idiosincrático	91.3	65.3	94.9	99.3	94.1
Electricidad y agua	Agregado	7.1	5.2	1.6	1.7	2.1
	Idiosincrático	92.9	94.8	98.4	98.3	97.9
Construcción	Agregado	6.9	23.2	7.0	0.6	4.3
	Idiosincrático	93.1	76.8	93.0	99.4	95.7
Comercio	Agregado	5.5	27.3	6.8	0.6	5.3
	Idiosincrático	94.5	72.7	93.2	99.4	94.7
Servicios	Agregado	2.1	7.0	2.4	0.6	2.0
	Idiosincrático	97.9	93.0	97.6	99.4	98.0

amplitud y propagación de los choques sectoriales, estableciendo relaciones entre sectores que cambien en el tiempo. Sin embargo, todos estos temas quedan como agenda futura.

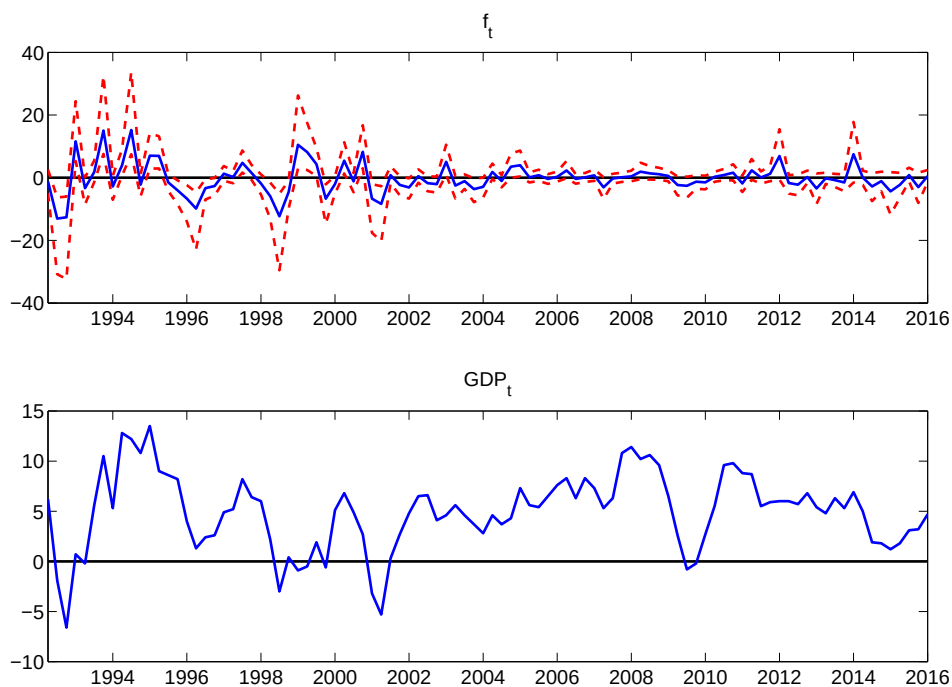
REFERENCIAS

- Barrera, C. (2009). “Ciclos sectoriales de los negocios en el Perú e indicadores anticipados para el crecimiento del PBI no primario”. Banco Central de Reserva del Perú. Documento de Trabajo 2009-013.
- CAF (2000). “Las lecciones de El Niño Perú”. Corporación Andina de Fomento.
- Carter, C. K. y R. Kohn, (1994). “On gibbs sampling for state space models”. *Biometrika*, 81(3), 541-553.
- Castillo, P., Montoro, C. y V. Tuesta (2007). “Hechos estilizados de la economía peruana”. *Revista de Estudios Económicos*, 14, 33-75.
- Castillo, P., Montoya, J. and Quineche, R. (2016). “From the “great in inflation” to the “great moderation” in Peru: A time varying structural vector autoregressions analysis”. Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2016-003.
- Chib, S. y Greenberg, E. (1994). “Bayes inference in regression models with arma (p, q) errors”. *Journal of Econometrics*, 64, 183-206.

- Córdova, L., Villa, J., Deza, M., Cuadros, J. A. y Morán, S. (2010). “¿Desarrollo rural para quiénes? El boom agroexportador y el caso La Garita”. *Revista Argumentos*, 4(2), 1-7.
- Del Negro, M. y C. Otrok, (2008). “Dynamic factor models with time-varying parameters: Measuring changes in international business cycles”. Federal Reserve Bank of New York, Staff Report 326.
- Gelman, A. (2006). “Prior distributions for variance parameters in hierarchical models”. *Bayesian Analysis*, 1(3), 515-533.
- Geweke, J. y R. Meese (1981). “Estimating regression models of infinite but unknown order”. *International Economic Review*, 22(1), 55-70.
- Kim, S., Shephard, N. y S. Chib (1998). “Stochastic volatility: Likelihood inference and comparison with arch models”. *Review of Economic Studies*, 65(3), 361-393.
- Otrok, C. y C. Whiteman (1998). “Bayesian leading indicators: measuring and predicting economic conditions in Iowa”. *International Economic Review*, 39(4), 997-1014.
- Sargent, T. y C. Sims (1981). “Business Cycle Modeling Without Pretending to Have Too Much A Priori Economic Theory”. *International Economic Review*, 22(1), 55-70.
- Stock, J. y M. Watson (1989). “New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators”. En Olivier Blanchard y Stanley Fisher (ed.), *NBER Macroeconomics Annual* 1989, MIT Press, 4, 351-409.
- Tierney, L. (1994). “Markov chains for exploring posterior distributions”. *The Annals of Statistics*, 22(4), 1701-1728.

A. FACTOR AGREGADO

GRÁFICO A1. Factor agregado y PBI (1994-2015). Valor mediano y 68 % más probable.



B. DISTRIBUCIÓN POSTERIOR DE HIPERPARÁMETROS

GRÁFICO B2. Distribución posterior de a_i

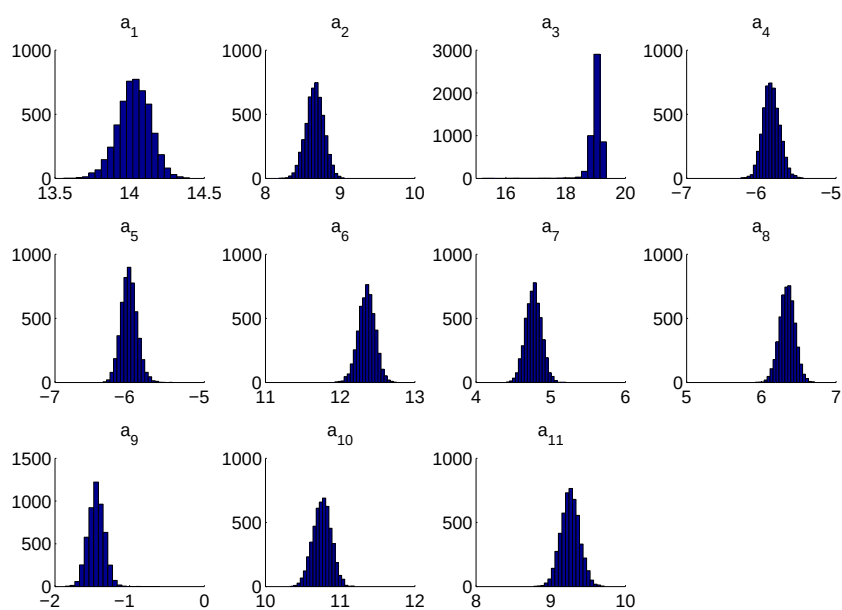


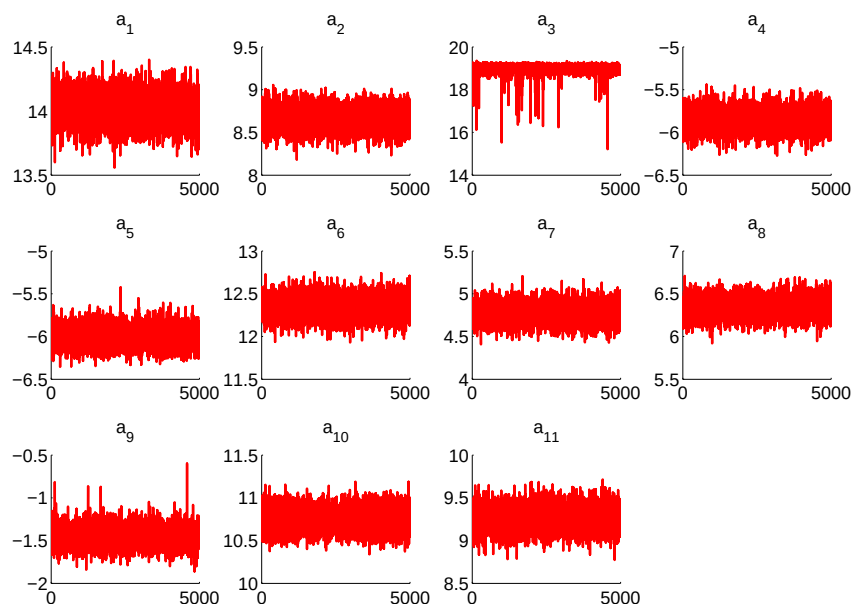
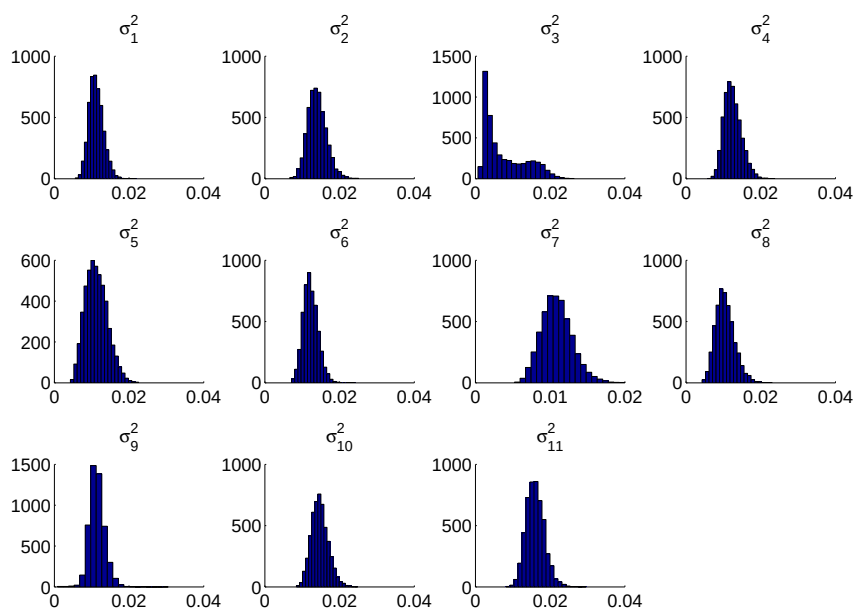
GRÁFICO B3. Simulación de a_i **GRÁFICO B4.** Distribución posterior de σ_i^2 

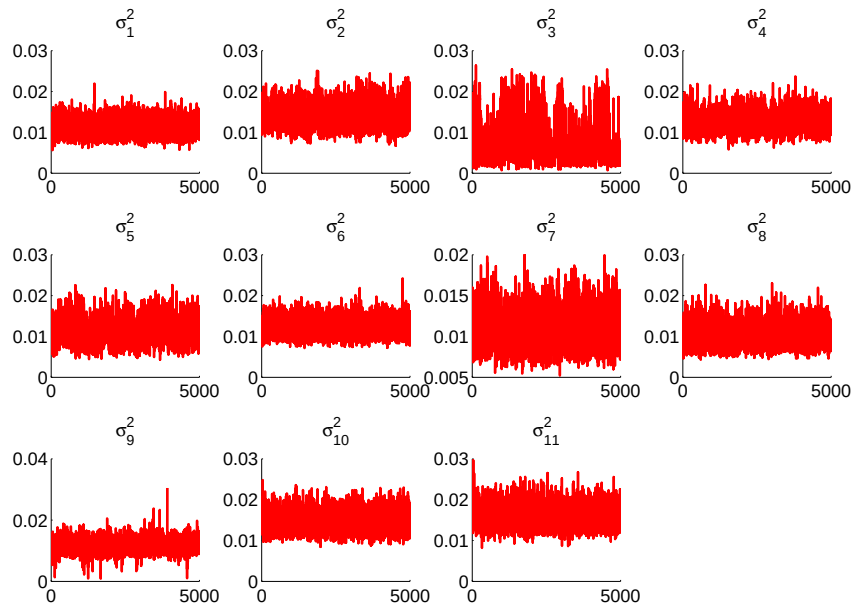
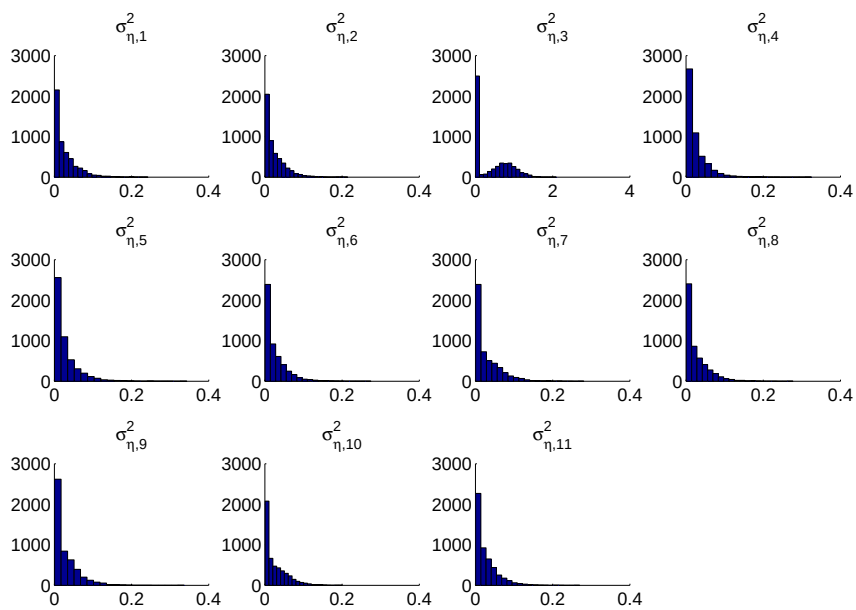
GRÁFICO B5. Simulación de σ_i^2 **GRÁFICO B6.** Distribución posterior de $\sigma_{\eta_i}^2$ 

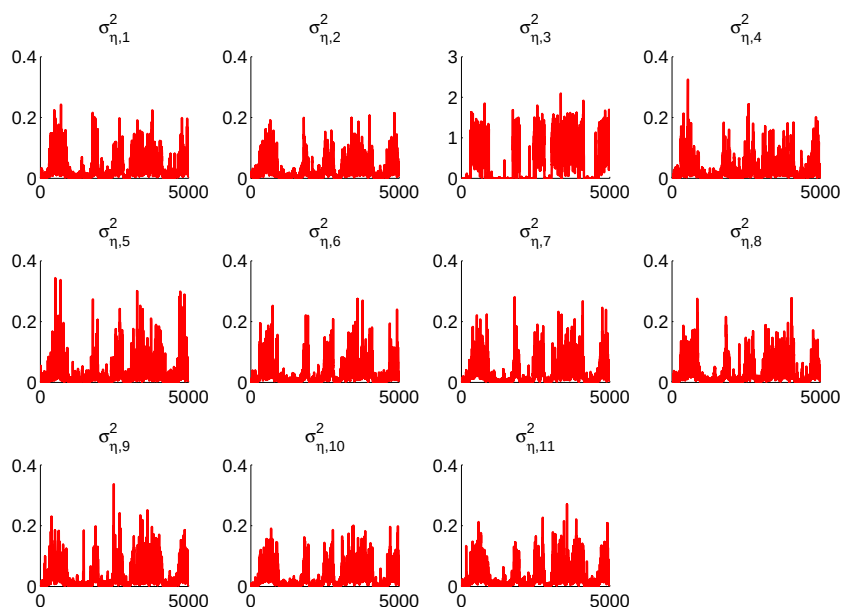
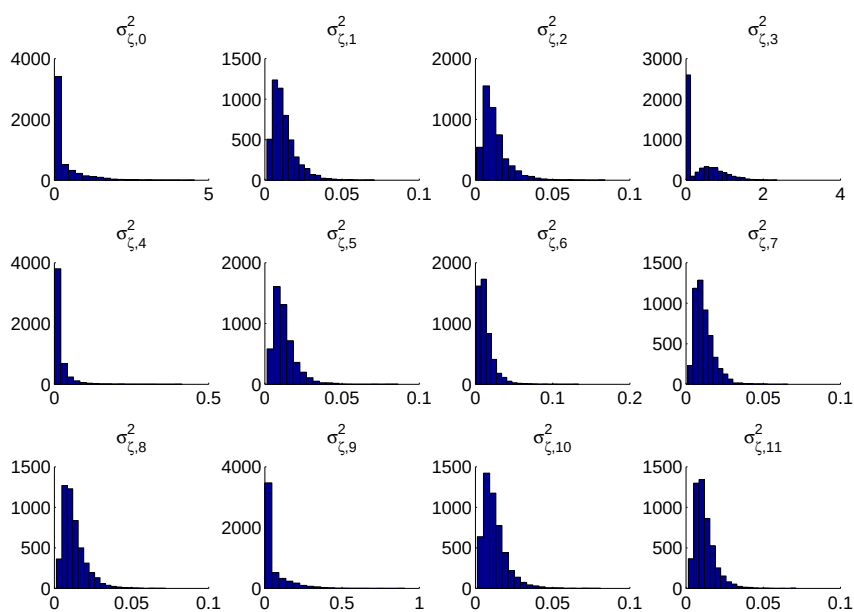
GRÁFICO B7. Simulación de $\sigma_{\eta_i}^2$ **GRÁFICO B8.** Distribución posterior de $\sigma_{\zeta_i}^2$ 

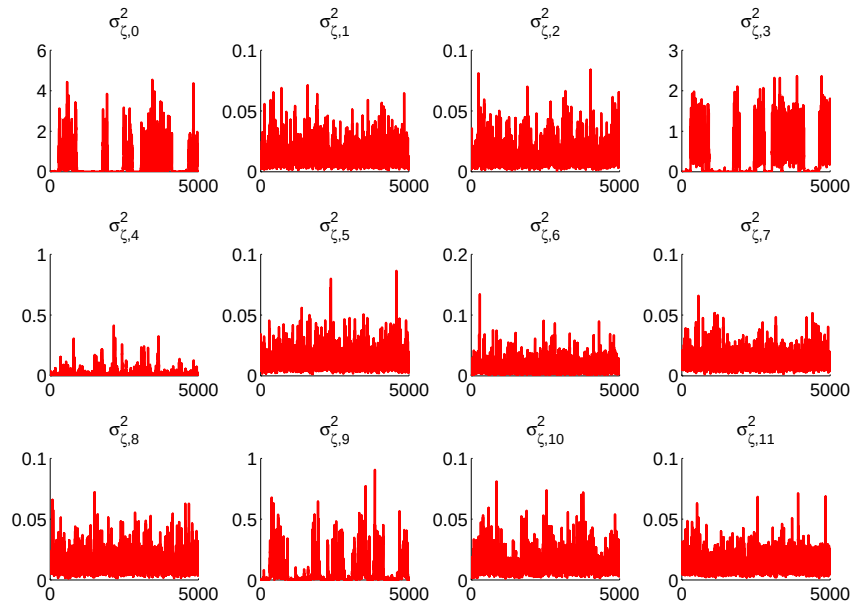
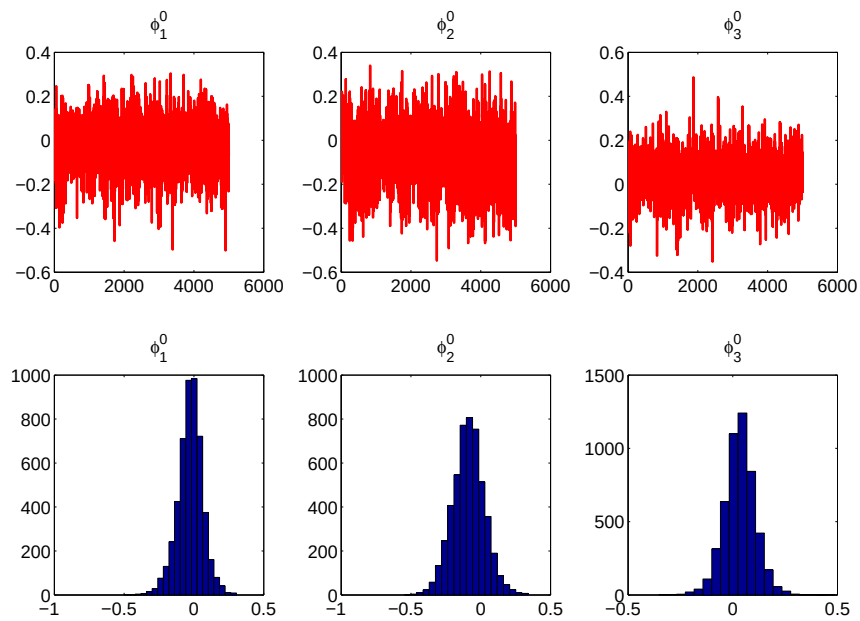
GRÁFICO B9. Simulación de $\sigma_{\zeta i}^2$ **GRÁFICO B10.** Distribución posterior de ϕ_0 

GRÁFICO B11. *Distribución posterior de ϕ_i*

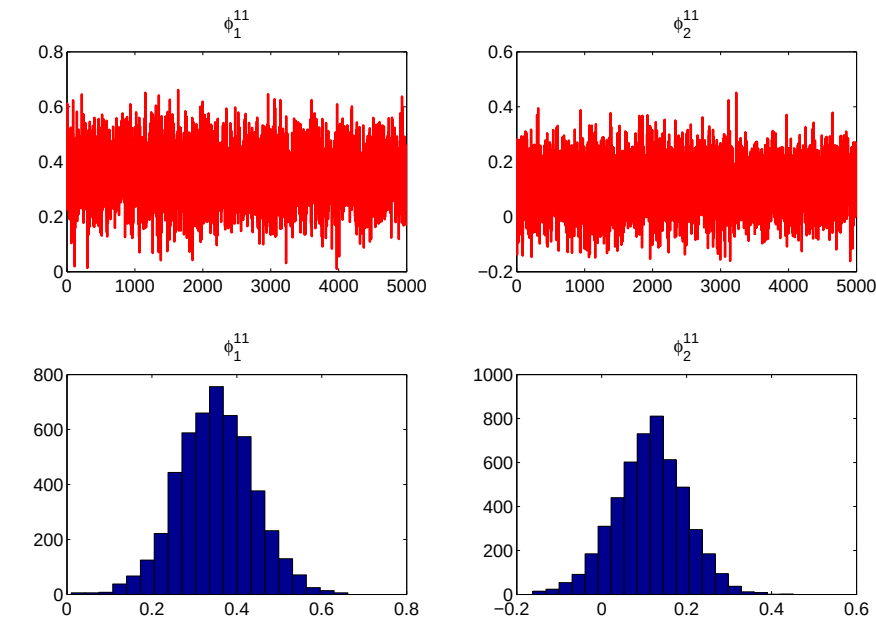


GRÁFICO B12. *Distribución posterior de $\phi_{i,1}$*

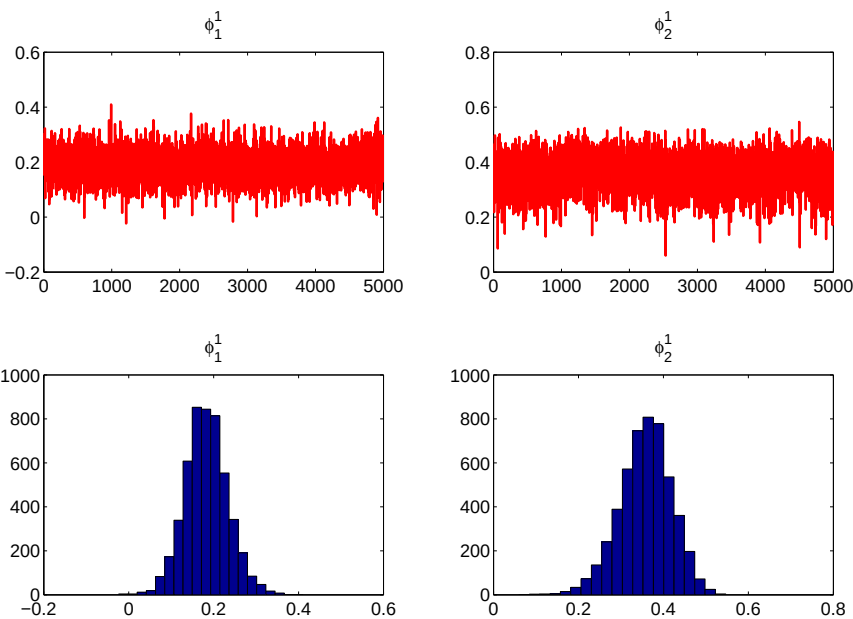


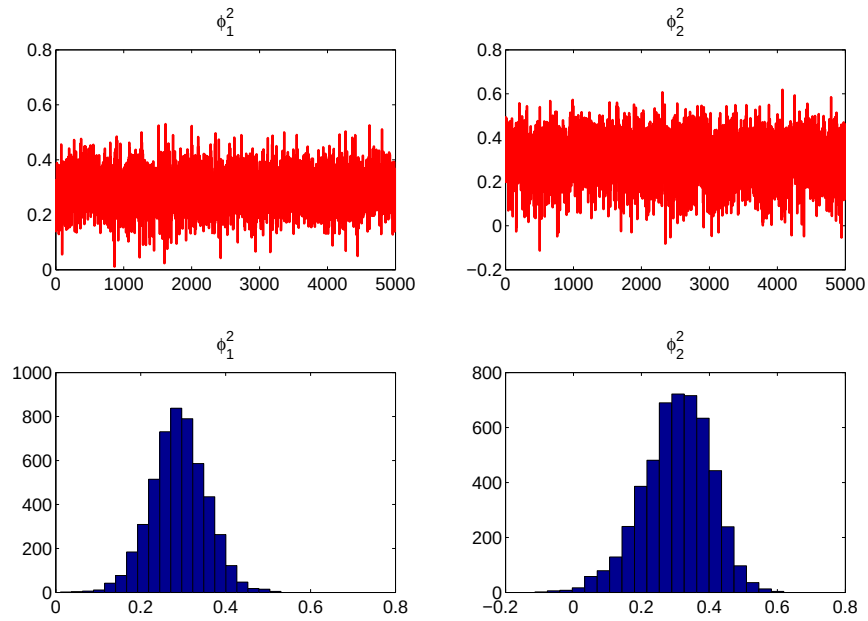
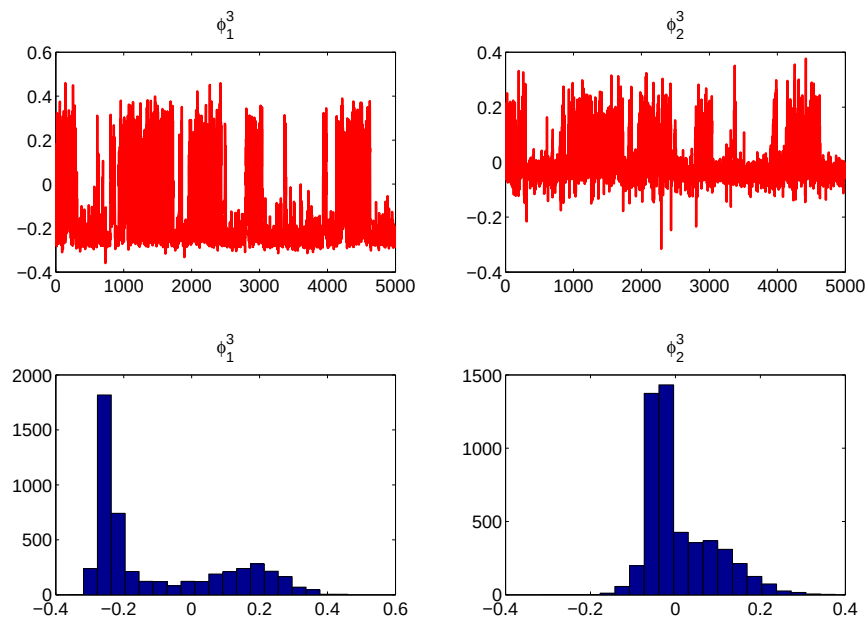
GRÁFICO B13. *Distribución posterior de $\phi_{i,2}$* **GRÁFICO B14.** *Distribución posterior de $\phi_{i,3}$* 

GRÁFICO B15. *Distribución posterior de $\phi_{i,4}$*

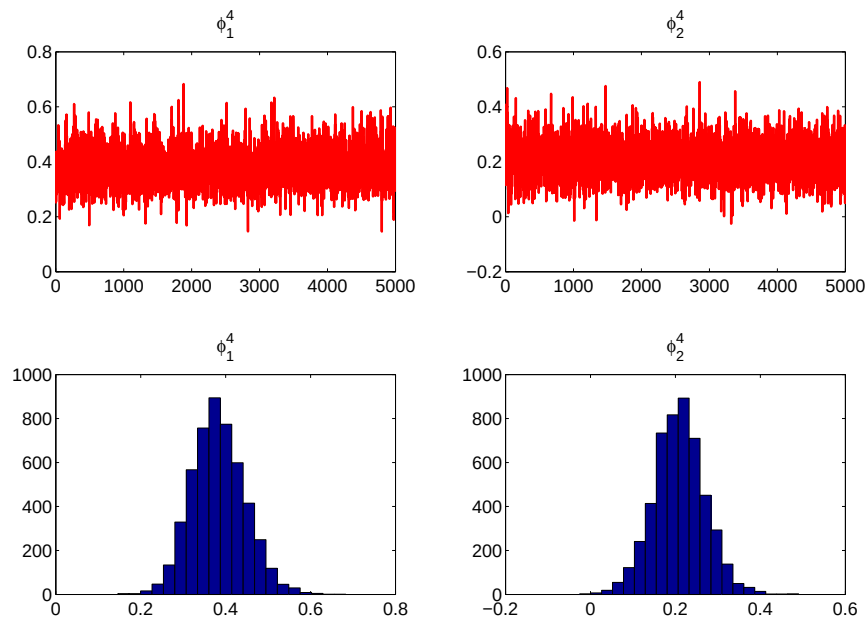


GRÁFICO B16. *Distribución posterior de $\phi_{i,5}$*

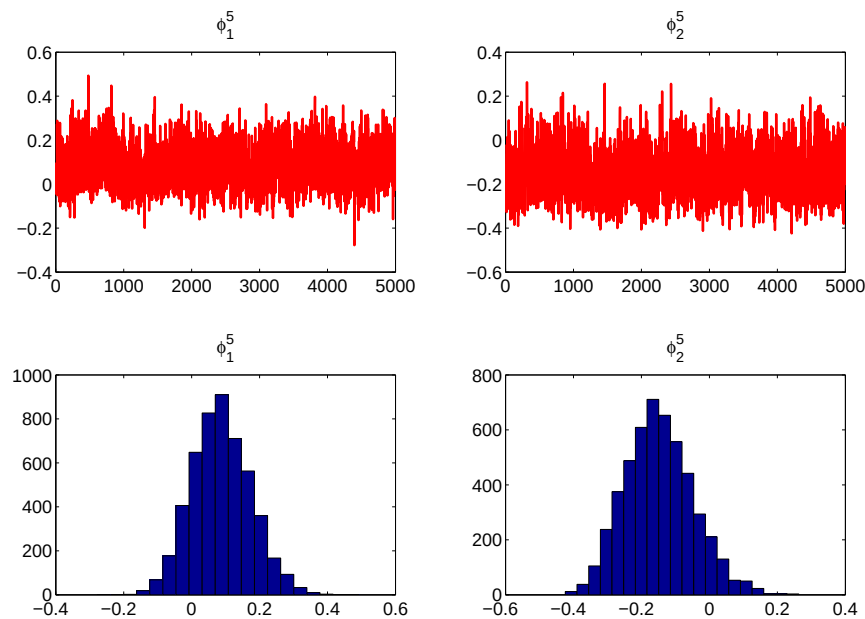
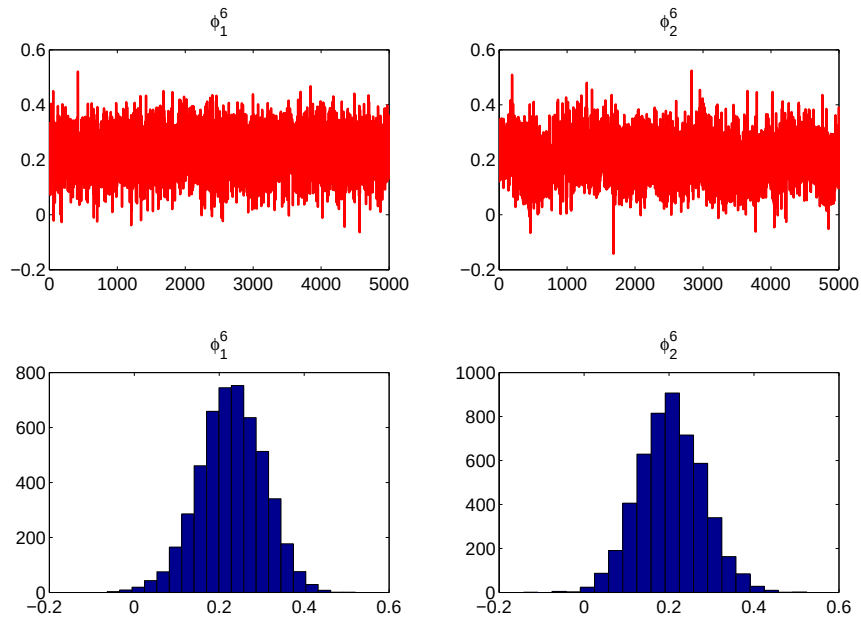
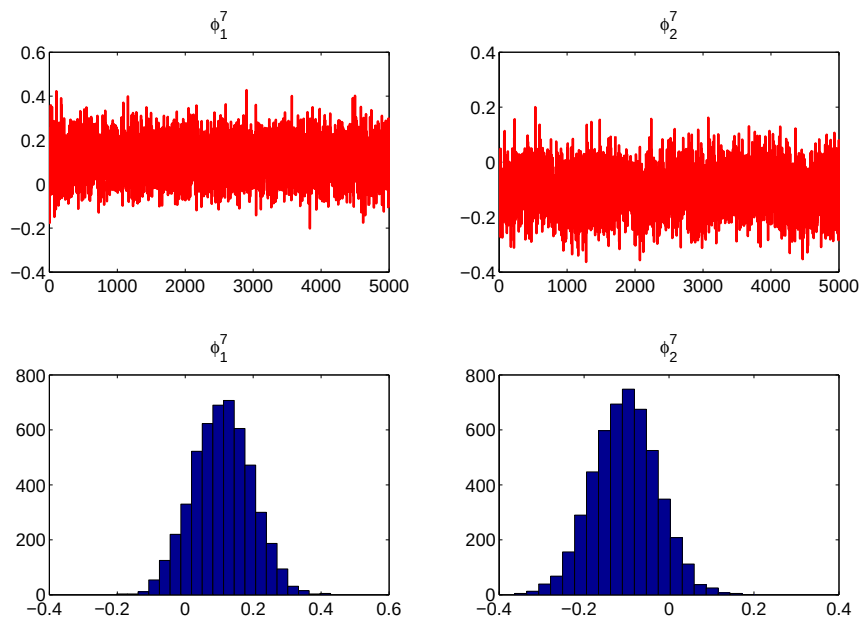


GRÁFICO B17. *Distribución posterior de $\phi_{i,6}$* **GRÁFICO B18.** *Distribución posterior de $\phi_{i,7}$* 



Un análisis del traspaso del tipo de cambio: No linealidad y asimetría en México y Perú

RONALD ALONSO CUEVA*

¿Cuál es el impacto de una variación del tipo de cambio sobre el nivel general de precios a los consumidores? ¿Se podría esperar un efecto similar (pero de signo contrario) de una depreciación frente al de una apreciación? ¿Es este efecto no-lineal? Las técnicas y resultados utilizados para responder a estas preguntas han supuesto que el traspaso al tipo de cambio es lineal y, por lo tanto, lo han estimado de esa manera. Este documento plantea un análisis de la no-linealidad del traspaso para México y Perú, dos países que redujeron la inflación a menos de un dígito a partir del nuevo milenio, y que asumieron políticas de metas inflacionarias a partir del año 2002. Utilizando la técnica de proyecciones locales, se estima el traspaso en diferentes contextos para realizar pruebas de no-linealidad y asimetría. Los resultados sugieren que el efecto ha sido mayor en Perú que en México, además de una clara evidencia de no-linealidad y efectos asimétricos del parámetro en ambos países.

Palabras Clave : Coeficiente de traspaso, tipo de cambio, no linealidad.

Clasificación JEL : E27, F31, C51.

La relación entre variaciones del tipo de cambio y del nivel de precios en la economía, muestra una sorprendente correlación (ver Gráfico 1). En el período comprendido entre los años 1975 y 2010, países como México, Turquía y Venezuela experimentaron grandes niveles de depreciación y, a su vez, tuvieron niveles de inflación de similar magnitud. El impacto de la variación del tipo de cambio en la inflación es un aspecto de importante estudio para países con una historia de inflación severa. Pero, además, la mayor integración entre las naciones en el mundo y la dismantelación de barreras reales y financieras en un contexto de mayor globalización, resalta la importancia de analizar el efecto de variaciones en el tipo de cambio sobre la inflación, así como sus características.

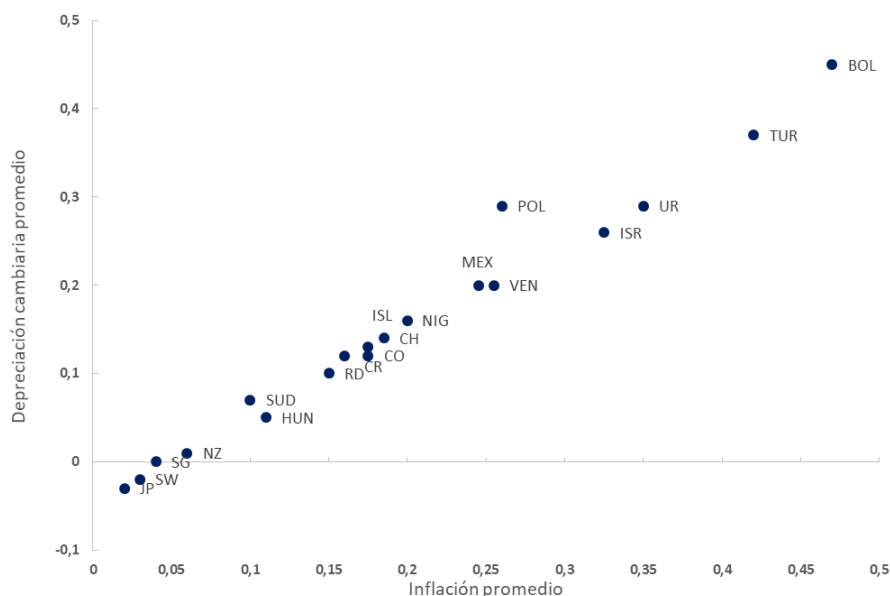
“Una fuente perenne de inflación para la mayoría de economías se da a través del mercado cambiario y sus canales de transmisión” (Ghosh, 2013) ¿Cómo son estos canales y de qué depende su traspaso? ¿Qué tipos de bienes son los más susceptibles a cambios en el valor de la moneda local? Según Winkelried (2003), en una economía abierta, la depreciación de una moneda es fuente de presiones inflacionarias siempre que se incremente el precio doméstico de los bienes transables, de insumos importados o de los

* Universidad del Pacífico, Av. Salaverry 2020, Lima 11, Perú (email: ra.cuevac@alum.up.edu.pe)

Se agradece los comentarios y sugerencias de Diego Winkelried, Bruno Seminario y Marco Terrones, así como el apoyo del Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico (CIUP). Las opiniones que se expresan en este documento son de exclusiva responsabilidad del autor.

productos finales denominados en moneda extranjera.¹ Sin embargo, ¿cuánto riesgo inflacionario supone una depreciación de la moneda local?

GRÁFICO 1. *Variación del tipo de cambio e inflación en países seleccionados: 1975-2010*



Fuente: Larraín y Sachs (2011)

Este riesgo depende de cuánto de la disminución del valor de la moneda sea transmitido al precio de las importaciones y, finalmente, a los consumidores ((Mishkin, 2008)). El efecto de la fluctuación en el tipo de cambio sobre el nivel general de precios, independientemente de los canales por los que esta transmisión se dé, es conocido como traspaso del tipo de cambio.

El objetivo de este documento es averiguar cuán estable es el traspaso. Gran parte de la literatura lo ha considerado como una medida estable y, por lo tanto, lo ha estimado de esa manera.² Sin embargo, es más natural pensar en el ERPT como un parámetro altamente dependiente del estado de la economía. Para empezar, el efecto que tengan las fluctuaciones en el tipo de cambio sobre el nivel de precios debería depender de la magnitud de la fluctuación del tipo de cambio. Por ejemplo, una fuerte depreciación debería llevar a niveles de inflación más que proporcionales de los que generaría una ligera depreciación.

Asimismo, los efectos de una apreciación frente a una depreciación deberían ser, evidentemente, distintos en signo, pero, ¿y en magnitud? No representa lo mismo para las empresas (especialmente importadoras) tener que asumir un incremento del tipo de cambio que una disminución. ¿Se encontrarán dispuestas a reducir precios ante una apreciación de la moneda? ¿A partir de qué nivel de apreciación se daría este efecto? Entender correctamente cómo fluctuaciones en el tipo de cambio afectan a la inflación resulta de interés para la política monetaria. En primer lugar, predicciones sobre la inflación futura podrían ser erróneas ante especificaciones o supuestos incompletos del estado de la economía. En consecuencia, esto podría desembocar en políticas ineficaces de las instituciones a cargo. En segundo lugar, y tal como Winkelried (2003) señala, la no-linealidad del traspaso puede variar los efectos de las acciones del banco central sobre su objetivo central.

¹ Ver Mishkin (2008) y Winkelried (2003) para mayor detalle.

² Para el caso peruano, consúltese Armas y otros (2001), Rossini (2001) y Miller (2003). Para México, Capistrán y otros (2012) y Cortés (2013), entre otros.

A partir de los años noventa, los países en desarrollo experimentaron una reducción del traspaso a niveles comparables con aquellos de los países más desarrollados, aspecto que resalta el estudio de [Caselli y Roitman \(2016\)](#). Sin embargo, la discusión al respecto ha sido limitada. [Frankel y otros \(2005\)](#) señalan que muchos de los estudios econométricos del traspaso se han basado en transferencias al precio de las importaciones en países desarrollados, dejando de lado a los países en desarrollo. Para estos últimos, resaltan las investigaciones de [Choudhri y Hakura \(2001\)](#), quienes estudian cómo cambia el traspaso según el ambiente inflacionario en 71 países. Además, se encuentran las investigaciones de [Taylor \(2000\)](#), [Gagnon y Ihrig \(2004\)](#) y la de [Borensztein y De Gregorio \(1999\)](#) quienes también estudian la reducción del traspaso en países emergentes. Si bien el traspaso a nivel mundial se ha reducido, es de interés entender por qué la volatilidad del tipo de cambio y de la inflación ha sido mayor en países emergentes y, por lo tanto, entender cómo se desarrolla el proceso agregado de determinación de precios en estos países.

Este documento se enfoca en el caso de México y Perú, países latinoamericanos que asumieron una política de metas explícitas de inflación a inicios del nuevo milenio. Básicamente, el estudio analiza el período comprendido entre los años 2002 y 2016, época que representa una mayor estabilidad en la volatilidad del cambio de precios (a comparación de inicios de los años noventa). Como se mencionó, se estudiarán las similitudes y diferencias de la estabilidad del traspaso entre estos dos países, principalmente sobre la base de no linealidades y asimetrías.

A partir del año 2000 se han dado diferentes factores macroeconómicos que permiten que la investigación sobre la relación entre el tipo de cambio y nivel de precios sea poco regular. México y Perú redujeron la inflación de cifras elevadas a niveles internacionales (no superiores a un dígito). Asimismo, estos países liberaron su mercado y tuvieron un cambio en la estructura de su economía, adoptando metas de inflación. Además, en la primera década del 2000, América Latina experimentó una expansión económica, gracias al auge de los *commodities*, aspecto que apreció la moneda de ambos países. Todos estos hechos hacen que la dinámica inflacionaria y cambiaria en estos dos países sea un interesante caso de estudio.

Por último, las (no) linealidades y características del traspaso, de estas dos economías, se estudiarán utilizando la técnica de proyecciones locales (LP por sus siglas en inglés). Su implementación permite resumir el análisis a una sola ecuación (estimada varias veces) en lugar de utilizar un sistema VAR. Este aspecto resulta muy conveniente, especialmente cuando se desconoce o se especifica erróneamente el proceso generador de datos (PGD).

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. En la sección 1 se realiza una revisión de literatura sobre aspectos del traspaso, como mecanismos de transmisión en países en desarrollo, así como análisis de artículos que estudien las no linealidades del parámetro. En la sección 2 se realizará una discusión conceptual de la técnica de proyecciones locales, así como de la metodología a seguir en el presente documento. En la sección 3 se describirá la data a utilizar y se presentarán los principales resultados para México y Perú. Finalmente, en la sección 4 se presentan las conclusiones y recomendaciones y puntualiza aspectos futuros a investigar.

1. REVISIÓN DE LITERATURA

Se puede definir al traspaso como el grado en el cual variaciones en el tipo de cambio son transmitidos a los precios domésticos a lo largo de la cadena de distribución. “Un alto nivel de traspaso puede generar un espiral de inflación-depreciación como el que vivieron varios países latinoamericanos en los ochenta y noventa. Asimismo, un bajo nivel de Pass-Through permite un mejor control de la inflación por parte de la política monetaria y, además, ser más independiente de fluctuaciones del tipo de cambio” ([Capistrán y](#)

otros, 2012).

Dentro de los estudios pioneros sobre el traspaso, destaca el de [Mordechai \(1977\)](#), quien halla un estimado para siete economías avanzadas, no solo en cambios en el nivel de precios, sino también en volúmenes de exportación. Gran parte de la literatura en ese entonces se enfocó en investigar el efecto del Acuerdo de Washington sobre los precios de comercialización de los flujos internacionales. Años después, la investigación se centró en aspectos de organización industrial y poder de mercado, como [Goldberg y Knetter \(1996\)](#) quienes se enfocan en estudiar la variación del traspaso entre diferentes países, con un énfasis especial en el poder de mercado de las empresas y discriminación de precios. En el caso de América Latina, los estudios para México y Perú hallaron distintos niveles de traspaso. Por ejemplo, en el caso peruano, [Armas y otros \(2001\)](#) hallan un coeficiente de 12 % en un año, mientras que [Clinton y Perrault \(2001\)](#) calculan un nivel de traspaso de 22 %.³ Sin embargo, y como se verá a continuación, la mayoría de estudios sí señalan la disminución del traspaso a partir de los años noventa.

No obstante, ¿cómo se da este traspaso? ¿Cuáles son los canales por los que movimientos del tipo de cambio afectan a la inflación? “El canal más convencional se da a través del precio en moneda local de los bienes importados” ([Guillermo y Rodríguez, 2014](#)). Este traspaso depende, en gran medida, del comportamiento de los competidores extranjeros importadores de bienes. Bajo un esquema de *Pricing to market*, como el que planteó [Krugman \(1987\)](#), las empresas extranjeras establecen los precios deliberadamente en diferentes países, de manera cuidadosa a cómo actúen sus competidores en los mercados locales. Si estas empresas, tanto extranjeras como locales, fijan el precio a nivel local (de acuerdo a su moneda), se verán forzadas a asumir, ellas mismas, las fluctuaciones en el tipo de cambio.⁴ En consecuencia, el traspaso podría ser bajo o nulo. Por otro lado, cuando los precios de los bienes importados están dados en moneda extranjera y vendidos así a los consumidores (como es el caso de los vehículos en Perú), cualquier variación del tipo de cambio será traspasada directamente a los consumidores de este tipo de bienes. Por lo mismo, en ese caso, el traspaso a los bienes importados sería completo. Sin embargo, “...los costos de distribución no se verán afectados y, por lo tanto, reducirán los efectos de movimientos del tipo de cambio sobre el índice de precios al consumidor” ([Borensztein y Queijo von Heideken, 2016](#)).

Es importante mencionar, a su vez, que esta literatura de *Pricing to market* no se aplica en el caso de bienes homogéneos, como es el caso de los commodities, para los cuales se esperaría un traspaso completo. Asimismo, las consideraciones vistas hasta el momento pueden tomarse como efectos de primer orden y de canal directo tal como [Capistrán y otros \(2012\)](#) señalan en su documento (Gráfico 2). Por su parte, efectos de primer orden y de canal indirecto se dan a través de los mecanismos que inciden sobre la demanda interna agregada y que son trasladados a los precios finales. En este canal, los autores señalan que una depreciación del tipo de cambio encarecerá los bienes importados con respecto a los domésticos, lo que incrementaría la demanda de estos últimos, generando presiones al alza de los precios al consumidor.

Además, [Capistrán y otros \(2012\)](#) señalan la presencia de efectos de segundo orden (que son, a su vez, los de nivel macro) y a través de los cuales el canal de transmisión depende de cómo se formen las expectativas de inflación (Gráfico 2). En un entorno de inflación alta y volátil, especialmente si el compromiso de la autoridad monetaria con la estabilidad de precios no es creíble, las expectativas de inflación tienden a no estar bien ancladas. En ese contexto, ante depreciaciones del tipo de cambio, los efectos de primer orden mencionados anteriormente podrían activarse y los agentes económicos responder ajustando los precios al alza y, por ende, generando mayores presiones inflacionarias.

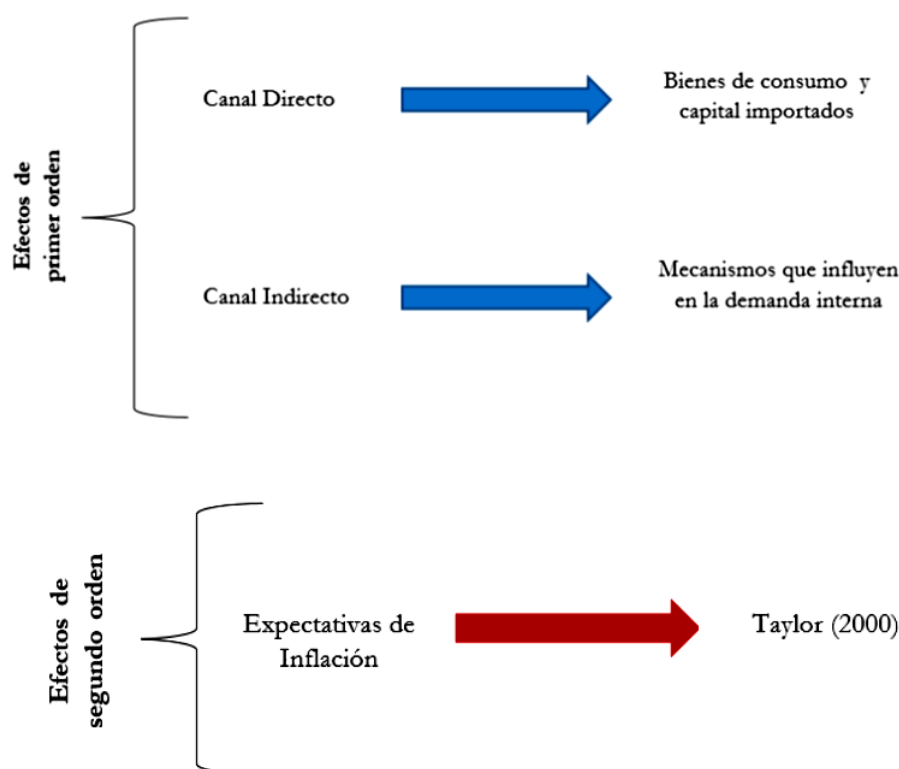
Sobre la base de estos canales ¿cómo se explicaría la no-linealidad y/o inestabilidad de este parámetro?

³ El período de estudio para el primer caso fue entre 1991 y el 2000, mientras que del segundo fue de 1990-1999.

⁴ Lo mismo también dependerá del poder de mercado que tengan estas empresas.

Al respecto, [Pérez y Vega \(2015\)](#) señalan el modelo de Ball y Mankiw en el que explican la asimetría ante shocks en el tipo de cambio como un modelo en el que las empresas tienen un precio deseado que se ve afectado no sólo por shocks sino, naturalmente, por la inflación inherente. Por lo mismo, ante shocks negativos del tipo de cambio (una apreciación), los precios deberían inducirse a la baja, sin embargo, el efecto de la inflación inherente reducirá ese traspaso y las empresas reducirán sus incentivos a reducir los precios. Por otro lado, lo mismo no ocurriría ante shocks positivos del tipo de cambio, lo que explicaría la asimetría del parámetro.

GRÁFICO 2. Efectos de primer y segundo orden ante una variación del tipo de cambio



Fuente: Capistrán, Ibarra-Ramírez & Ramos-Francia (2012). Elaboración propia.

Una excelente revisión de las posibles explicaciones de la no linealidad del parámetro la realiza [Björg \(2015\)](#), quien plantea una serie de supuestos teóricos. Se describe, en primer lugar, la participación en el mercado de las empresas exportadoras señalando los efectos *Pricing-to-market* de [Krugman \(1987\)](#). Estas, a fin de mantener su cuota en el mercado, se comportarán de distinta manera ante una apreciación que una depreciación. Es decir, a fin de mantener su participación, las empresas estarán dispuestas a reducir su *Mark-up* ante una depreciación de la moneda en el país importador, a diferencia de una apreciación, en la que posiblemente mantengan sus *Mark-ups* y permitan que los precios varíen. En segundo lugar, el autor señala restricciones de cantidad vinculantes, las cuales se dan cuando la habilidad para incrementar las ventas del exportador debido a una depreciación de la moneda local se ven limitadas por capacidad o cuotas. Ante este contexto, las empresas podrían reaccionar incrementando sus *Mark-ups* y cobrarlos en sus mercados consumidores ([Pollard y Coughlin, 2004](#)). Un tercer supuesto de las no linealidades podría explicarse por rigidez a la baja de los precios, la cual señala que las empresas son más reacias a disminuirlos que ha aumentarlos ante un shock.

Igualmente, se encuentra el supuesto de sustitución de la producción. Este señala que, ante una

depreciación de su moneda, las empresas podrían utilizar inputs de producción locales en vez de importados, sin alterar su costo de producción, mantener los precios de exportación estables y, por lo tanto, tener un traspaso de alguna magnitud. No obstante, ante una apreciación de su moneda, las empresas optarían por utilizar insumos importados y reducir así sus costos de producción, lo que implicaría, menores precios de exportación y, en consecuencia, un contraefecto al incremento de precios, debido a la depreciación en el país exportador, lo que generaría un traspaso limitado o nulo. Esta explicación podría generar una explicación del porqué de la asimetría del traspaso. Finalmente, los efectos de los costos de menú que, a diferencia de lo mencionado anteriormente, “...ocasionarían diferentes traspasos de acuerdo a algún umbral en la fluctuación del tipo de cambio, ante el que las empresas modificarían sus precios” (Björg (2015)). ¿Existe evidencia de estas características de no linealidad y asimetría del traspaso? ¿Qué se ha logrado demostrar a la fecha de producción de este documento?

Uno de los estudios más resaltantes del traspaso es el de Frankel y otros (2005), en el que se halla un efecto umbral para depreciaciones superiores a los 25 puntos porcentuales. Es decir, el traspaso para depreciaciones superiores a ese nivel es proporcionalmente mayor que depreciaciones por debajo del mismo. De la misma manera, los autores estudian el nivel de simetría del traspaso y encuentran evidencia de una rigidez inferior de los precios ante una apreciación. Por otro lado, Bussière (2013) señala que los precios de las exportaciones se encuentran normalmente limitados inferiormente, lo que facilita a los exportadores incrementar sus *Mark-ups* más que a reducirlo. Esto implicaría que, ante una depreciación del tipo de cambio, los exportadores incrementarían los precios de sus productos más de lo que los reducirían ante una apreciación. En otras palabras, una depreciación en el país importador o una apreciación en el país exportador, significaría que los exportadores no reducirán sus precios tanto como sí los aumentarían ante una depreciación. En consecuencia, el traspaso será mayor en el lado del país importador. De acuerdo con Caselli y Roitman (2016), tales hechos evidencian la asimetría de este parámetro.

En un contexto más específico, Berman y otros (2012) estudian el caso para bienes de mayor calidad. En su investigación, los autores encuentran que este tipo de bienes tiene un mayor *Mark-up*, por lo que la elasticidad-precio ante una fluctuación del tipo de cambio es mayor. Este aspecto es causante, de no linealidades; es decir, ante una gran apreciación del tipo de cambio, “...las empresas exportadoras de estos bienes podrán asumir este movimiento en sus *Mark-ups* a diferencia de las pequeñas empresas” (Caselli y Roitman (2016)) que, en consecuencia, saldrían del mercado. Por lo mismo, el traspaso será menor ante una gran depreciación en el país importador.

En este punto, es importante mencionar el cambio en el traspaso luego de la adopción de la política de Inflation Targeting (IT) en varios países, especialmente aquellos en desarrollo. Por ejemplo, Mishkin y Schmidt-Hebbel (2007), desarrollaron un VAR para 21 países industrializados y emergentes, y realizaron una comparación de la adopción del IT o no. Ellos encontraron que el traspaso ha sido menor para los países que adoptaron ese esquema.⁵ Por su parte, Taylor (2000) estudió la relación entre el traspaso y el entorno inflacionario. El autor concluye que las firmas mantendrían sus precios constantes a manera de seguir siendo competitivas debido a la efectividad del IT en mantener los niveles de inflación bajos.

Para el caso de los países latinoamericanos, el estudio de asimetrías y no linealidades ha sido más limitado. Las principales investigaciones han sido las de Caselli y Roitman (2016) y la de Frankel y otros (2005). En el primer caso, los autores hallan la presencia de no linealidades, especialmente para depreciaciones mayores a los 10 y 20 puntos porcentuales, respectivamente. Asimismo, encuentran evidencia de la presencia de asimetrías, como también de un menor traspaso en los países bajo un esquema de IT. Por su parte, Frankel y otros (2005) encuentran que el clima monetario es importante al momento de determinar el traspaso. Su investigación indica que este parámetro ha sido mayor en un entorno de mayor

⁵ Este mecanismo se mantiene debido a las expectativas de que la economía continuará persistentemente con baja inflación.

inflación. De la misma manera, encuentran que ha habido una tendencia hacia la baja del parámetro para los países en desarrollo a partir de 1990.

Dentro de la investigación para México, resalta el documento de [Capistrán y otros \(2012\)](#), quienes hallan que el traspaso a precios del consumidor parece haber disminuido a partir del año 2001. Además, un estudio de [Ghosh \(2013\)](#) halla que el traspaso varía de acuerdo al ciclo económico. Ellos hallan que existe una relación positiva entre el traspaso y el ciclo, es decir, que cuando la actividad económica se encuentra por encima de su potencial, el parámetro se incrementa.

Específicamente para el caso peruano, los estudios de no linealidades y asimetrías se dieron a partir de la investigación de [Winkelried \(2003\)](#), quien encuentra que una depreciación marcada implica un traspaso mayor, entre 8 y 10 puntos porcentuales, respectivamente, que una depreciación moderada. De igual modo, en etapas expansivas, el traspaso se duplica, con un efecto a un año cercano al 30 %.⁶ Esto indicaría que, en etapas de crecimiento económico, las empresas encuentran más fácil incrementar los precios ante una depreciación que en etapas normales o de recesión. Otro hallazgo importante de este estudio es que la presencia de una fuerte dolarización de la economía genera asimetrías en el traspaso y, que una reducción del ratio de dolarización tendería a reducir el traspaso en 10 % en el corto plazo.

De manera similar, [Pérez y Vega \(2015\)](#) estudian la asimetría del traspaso en el Perú. Ellos encuentran, después de plantear un SVAR, un marcado nivel de asimetría en los precios a los consumidores y de las importaciones. El nivel del traspaso tras un shock de depreciación es el doble del tamaño que el de un shock de apreciación.⁷

Para concluir, cabe resaltar que la mayoría de estudios que se han enfocado a investigar al traspaso al nivel de precios, se basaron en una metodología de planteamiento de vectores autorregresivos (VAR) o derivados. En este documento se utilizará el método de proyecciones locales planteado por [Jordà \(2005\)](#). En este método se presenta, a través de técnicas semiparamétricas, una manera de estimar funciones impulso respuesta (FIR) que sean robustas a malas especificaciones del proceso generador de datos (PGD). En la siguiente sección se presenta con mayor detalle la metodología de identificación y de proyecciones locales.

2. PROYECCIONES LOCALES

Esta investigación utiliza el método planteado por [Jordà \(2005\)](#) en el que se desarrolla una técnica semiparamétrica para computar impulso respuestas conocida como proyecciones locales (LP por sus siglas en inglés). Este método tiene varias ventajas; en primer lugar, las estimaciones con LP son más robustas a malas especificaciones del PGD. Si el VAR es una buena aproximación del PGD, es natural y óptimo utilizar este procedimiento para obtener estimados en todos los horizontes de estudio. Sin embargo, si el VAR no representa adecuadamente al PGD, las funciones impulso respuesta (FIR) se encontrarán sesgadas ([Ronayne, 2011](#)). Este aspecto brinda una ventaja al uso de LP sobre un VAR, ya que no requiere una especificación y estimación de la verdadera dinámica multivariada (que, además, es desconocida). En segundo lugar, el uso de proyecciones locales provee inferencia apropiada que no requiere de aproximaciones por el método delta o técnicas numéricas para su cálculo. Además, las LP se acomodan más fácilmente a especificaciones no lineales, que serían poco prácticas o imposibles de realizar

⁶ Además, el autor halla que, en etapas expansivas, la velocidad de la transferencia se duplica.

⁷ Sus hallazgos indican que, ante un shock de depreciación, el PT a un año es de 20 % y solo de 10 % en el caso de un shock de apreciación.

en un contexto multivariado.⁸ Por lo mismo, y de acuerdo con Caselli y Roitman (2016), esto representa una de las principales ventajas del uso de LP, ya que otorga flexibilidad para obtener la respuesta dinámica de las variables ante un shock.

El uso de LP fue estudiado por Ronayne (2011), quien concluye que estas representan un remedio al sesgo generado por las FIR obtenidas a través de un VAR. Asimismo, Gagg (2009) y Caselli y Roitman (2016) estudian el traspaso debido a fluctuaciones en el tipo de cambio utilizando el método de proyecciones locales. Así como el estudio de Jarotschkin y Kraay (2013), quienes también utilizan esta metodología para estudiar sobre los movimientos del tipo de cambio debido a ayuda extranjera en países en desarrollo. Otros estudios que han utilizado LP son los de Romer y Romer (2015), quienes analizan los efectos en la economía después de una crisis financiera, y el de Sekine y Tsuruga (2014), quienes estiman los efectos de shocks en los precios de commodities en la inflación.

A continuación, se expone la metodología de las proyecciones locales de acuerdo a Jordà (2005) sobre la base de la relación con un VAR, tal como el desarrollado en Hamilton (1994).

2.1. MARCO CONCEPTUAL

Una función impulso-respuesta representa cómo determinadas variables económicas reaccionan en el tiempo debido a un impulso exógeno o, dicho de otra manera, los mecanismos a través de los cuales un shock se propaga a lo largo del tiempo. Considere la matriz ψ_s , proveniente de la representación $MA(\infty)$:

$$\psi_s = \frac{dy_{t+s}}{d\epsilon'_t} \quad (1)$$

De la cual, el elemento de la fila i , columna j de ψ_s identifica las consecuencias de un incremento de la variable j en el período $t(\epsilon'_t)$ en la variable k en el período $t + s(y_{t+s})$, manteniendo todo el resto de variables constantes en el tiempo. Luego, una representación de este elemento como una función de s se denomina función impulso respuesta (FIR). Sin embargo, un impulso respuesta también se define como la diferencia entre dos pronósticos (ver Hamilton (1994)):

$$IR(t, s, d_i) = E(y_{t+s}|v_t = d_i; X_t) - E(y_{t+s}|v_t = \underline{0}; X_t) \quad (2)$$

con $s = 0, 1, 2$.

La expresión (2) indica que la FIR mide la reacción de las variables del sistema en $t+s$ para $s = 1, 2, \dots, S$ ante un shock del vector de innovaciones d_i en el momento t . Además, X_t es el conjunto de información disponible hasta el momento $t(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots)$; $E(\cdot|\cdot)$ representa el mejor predictor del error cuadrático medio, y_t es un vector de $n \times 1$; $\underline{0}$ es un vector de dimensión $n \times 1$ y v_t es un vector de innovaciones en donde d_i contiene el conjunto de shocks experimentales.

Esta expresión muestra que el objetivo estadístico al calcular impulsos respuesta se encuentra en obtener las mejores predicciones. Tal hazaña puede lograrse después de iterar recursivamente un modelo

⁸ El mismo que se ve limitado por: i) la habilidad de estimar conjuntamente un sistema no-lineal de ecuaciones y las dificultades computacionales que esto implicaría, ii) la complejidad de generar pronósticos en diferentes horizontes desde un modelo multivariado no lineal y iii) la complejidad de computar errores estándar para pronósticos y, por lo tanto, para impulso respuestas. Para una discusión más detallada ver Jordà (2005).

estimado para representar la dependencia estructural de sus observaciones, como por ejemplo un VAR.⁹ No obstante, Jordà (2005) plantea que los impulso respuesta pueden obtenerse de modelos de predicción directa que son reestimados para cada período en el tiempo. Para lo mismo, considere:

$$y_{t+s} = \alpha^s + B_1^{s+1} y_{t-1} + B_2^{s+1} y_{t-2} + \cdots + B_p^{s+1} y_{t-p} + \mu_{t+s}^s \quad (3)$$

En donde α^s es un vector de constantes de tamaño $n \times 1$ y B_i^{s+i} son matrices de coeficientes para cada rezago i y horizonte $s + 1$. Jordà (ibid.) denomina al conjunto de h regresiones como las de 3 proyecciones locales. ¿Qué implican estas LP? ¿Existe alguna relación entre LP y la metodología usada en VAR? Estas y otras interrogantes serán resueltas en las siguientes partes del documento.

Sobre la base de la expresión (2), el impulso respuesta de una proyección local en (3) sería:

$$\widehat{IR}(t, s, d_i) = \widehat{B}_1^s d_i \quad (4)$$

Con la normalización de $B_1^0 = I$, en donde los estimados $\widehat{B}_1^s$ representarían los coeficientes del impulso respuesta. En los siguientes párrafos se explicará cómo es que el uso de LP permite obtener coeficientes de la FIR que sean similares a los resultados obtenidos a través de un VAR, así como su implementación e inferencia.

Relación entre VAR y LP

Para establecer la relación entre un VAR y la metodología de proyecciones locales, considere un conjunto de variables para las que se observarán sus interacciones dinámicas. Este grupo de variables se encuentran en el vector y_t , que como un vector autorregresión de orden p , tiene la siguiente forma:

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \cdots + \phi_p y_{t-p} + \epsilon_t \quad (5)$$

En donde c es un vector de constantes de tamaño $n \times 1$, y ϕ_i una matriz de coeficientes autorregresivos para $j = 1, 2, \dots, p$ y el vector ϵ_t , de tamaño $(n \times 1)$ es un ruido blanco. Luego, con la ayuda del operador de rezagos L , (5) puede expresarse de la siguiente manera: $[I_n - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \cdots - \phi_p L^p] y_t = c + \epsilon_t$, o lo que es lo mismo:

$$\phi(L) y_t = c + \epsilon_t \quad (6)$$

Si el vector autorregresión es estacionario en covarianzas,¹⁰ se pueden tomar esperanzas a cada lado de la ecuación (5) para calcular la media μ del proceso:

$$\mu = c + \phi_1 \mu + \phi_2 \mu + \cdots + \phi_p \mu \quad (7)$$

⁹ Cuyo uso sería el óptimo si el modelo planteado representa correctamente al PGD.

¹⁰ Es decir, si sus primeros y segundos momentos ($E[y_t]$ y $E[y_t, y'_{t-j}]$) son independientes del momento t .

Y, de esta manera, escribir (5) en términos de desviaciones de la media:

$$(y_t - \mu) = c + \phi_1(y_{t-1} - \mu) + \phi_2(y_{t-2} - \mu) + \cdots + \phi_p(y_{t-p} - \mu) + \epsilon_t \quad (8)$$

Para poder aproximarnos a la expresión de una proyección local, es necesario representar el $VAR(p)$ como un proceso de $VAR(1)$. Definiendo, entonces:

$$\omega_t = \begin{bmatrix} y_t - \mu \\ y_{t-1} - \mu \\ \vdots \\ y_{t-p+1} - \mu \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$F = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \cdots & \phi_{p-1} & \phi_p \\ I_n & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & I_n & 0 \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$v_t = \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

De esta manera, la ecuación (8) puede expresarse como un $VAR(1)$:

$$\omega_t = F\omega_{t-1} + v_t \quad (11)$$

y resulta claro ver que en el momento $t + s$, $\omega(t + s)$ será de la siguiente manera:

$$\omega_{t+s} = v_{t+s} + Fv_{t+s-1} + F^2v_{t+s-2} + \cdots + F^{s-1}v_{t+1} + F^s v_t \quad (12)$$

lo que implicaría que:

$$y_{t+s} = \mu + \epsilon_{t+s} + \psi_1 \epsilon_{t+s-1} + \psi_2 \epsilon_{t+s-2} + \cdots + \psi_{s-1} \epsilon_{t+1} + F_{11}^{(ss)}(y_t - \mu) + F_{12}^{(ss)}(y_{t-1} - \mu) + \cdots + F_{1p}^{(ss)}(y_{t-p} - \mu) \quad (13)$$

Luego, si los valores propios se encuentran todos dentro del círculo unitario, entonces $F^s \rightarrow 0$ a

medida que $s \rightarrow \infty$, de esta manera, y_t podría escribirse del siguiente modo:

$$y_t = \mu + \epsilon_t + \psi_1 \epsilon_{t-1} + \psi_2 \epsilon_{t-2} + \psi_3 \epsilon_{t-3} + \dots \equiv \mu + \psi(L) \epsilon_t \quad (14)$$

Comparando (13) con

$$y(t+s) = \alpha^s + B_1^{s+1} y_{t-1} + B_2^{s+1} y_{t-2} + \dots + B_p^{s+1} y_{t-p} + \mu_{t+s}^s \quad (15)$$

se puede inferir que:

$$\begin{aligned} \alpha^s &= (1 - F_1^s - \dots - F_p^s) \mu \\ B_1^{s+1} &= F_1^{s+1} \\ \mu_{t+s}^s &= (\nu_{t+s} + F_1^1 \nu_{t+s-1} + \dots + F_1^s \nu_t) \end{aligned} \quad (16)$$

De esta manera, es posible obtener impulsos-respuesta para cada periodo s al trabajar con (15). A continuación, se explicará cómo aplicar el método de LP para su implementación en cualquier paquete estadístico y cómo su uso permitirá indagar sobre el traspaso, especialmente si este presenta características no-lineales y asimétricas en México y Perú.

3. EL TRASPASO EN MÉXICO Y PERÚ

3.1. MODELO BASE

A manera de ampliar la perspectiva sobre el estudio del traspaso de fluctuaciones del tipo de cambio al nivel de precios, es útil analizar la relación entre las variaciones del tipo de cambio y de la inflación de México y Perú. Para ello, en los gráficos 3 y 4 se muestra la trayectoria del movimiento de estas variables entre los años 2002 y 2016 para México y Perú, respectivamente.

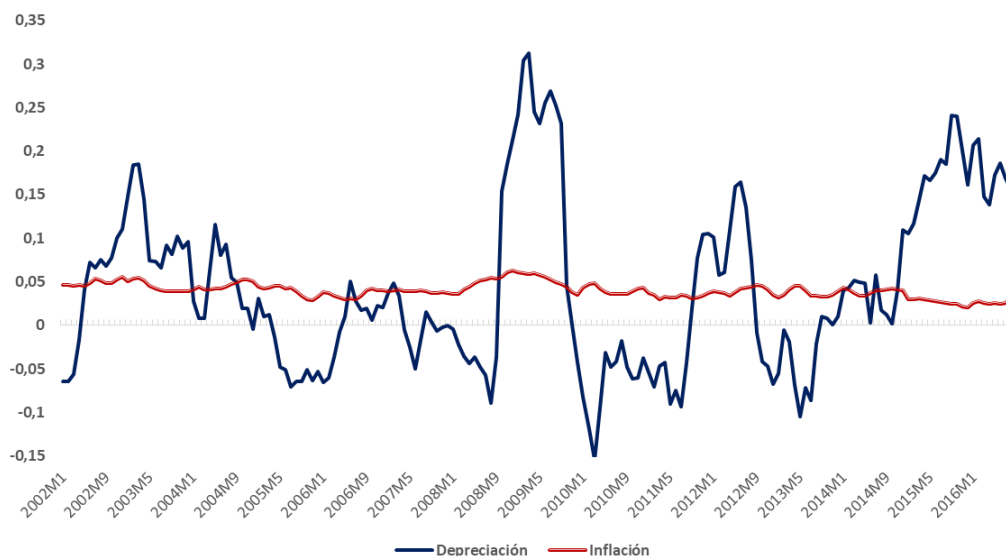
En el caso de México, la relación entre la inflación y la tasa de depreciación disminuyó desde fines de los años noventa, período que coincide con la adopción del esquema de objetivos de inflación. Asimismo, la depreciación entre los años 2008-2009 no tuvo efectos significativos en la inflación. Es más, la correlación entre ambas variables para todo el período de análisis es de 0.09, a diferencia del valor que toma la correlación entre los años 1996-2001, que es de 0.685.¹¹ Tal como señala Capistrán y otros (2012), estos resultados sugieren que la implementación del régimen de objetivos de inflación ha contribuido a anclar las expectativas de inflación lo que, en consecuencia, ha generado que las depreciaciones del tipo de cambio no tengan efectos permanentes sobre la inflación.¹²

En el caso peruano, la inflación también disminuyó hacia fines de la década de los noventa. Asimismo, durante los periodos 2013-2014 y 2015-2016, la depreciación no trajo como consecuencia incrementos del nivel de precios. Sin embargo, el mayor incremento de la inflación se dio durante el periodo de la

¹¹ La correlación entre los años 2002-2016 es de 0.0929.

¹² Estos resultados previos van de la mano con el análisis de Taylor (2000), quien plantea que un ambiente inflacionario bajo y estable conllevaría a un menor traspaso.

GRÁFICO 3. *Inflación y tasa de depreciación nominal en México: 2002-2016*
(Variación porcentual anual)



Fuente: Elaboración propia.

Gran Recesión en el que alcanzó un pico de 6 %. Por ello, la correlación entre ambas variables para todo el período de análisis es de 0.21 (mientras que entre los años 1996-2001 fue de 0.31).¹³ Lo mismo sugiere, que al igual que para el caso mexicano, el esquema de objetivos de inflación, permitió anclar las expectativas de esta última y, plausiblemente, disminuir cualquier traspaso en un cambio del valor de la moneda.

GRÁFICO 4. *Inflación y tasa de depreciación nominal en Perú: 2002-2016*
(Variación porcentual anual)



Fuente: Elaboración propia.

¹³ La correlación entre los años 2002-2016 fue de 0.21.

Estas correlaciones entre ambas variables también se observan en los anexos A1 y A2, en donde para el caso peruano los periodos de mayor depreciación también han significado periodos de mayor inflación, mientras que para el caso mexicano la relación parece ser más independiente. Asimismo, estas gráficas permiten obtener una primera idea de la relación depreciación/apreciación en ambos países. Para ninguna de las dos naciones, periodos de apreciación han significado también periodos de reducción del nivel de precios. De esta manera, podría hablarse de una rigidez inferior del nivel de precios y, por lo tanto, causa de asimetrías.

Previo a la estimación del traspaso, es importante caracterizar la medición de la inflación en ambos países. De acuerdo al Instituto Nacional de Estadística e Informática del Perú, el índice de precios al consumidor (IPC) se compone como se muestra en el Cuadro 1, mientras que el índice nacional de precios al consumidor (INPC) de México se muestra en el Cuadro 2.

CUADRO 1. *Composición del IPC en Perú*
(En porcentaje)

División	Ponderación
Alimentos y bebidas	37.82
Vestido y calzado	5.38
Alquiler de vivienda, combustible y electricidad	9.29
Muebles y mantenimiento de la vivienda	5.75
Cuidados de la salud y servicios médicos	3.69
Transporte y comunicaciones	16.45
Esparcimiento, cultura y diversión	14.93
Otros bienes y servicios	6.69
Total	100.00

Fuente: Metodología del cambio de año base 2009 del IPC de Lima Metropolitana. INEI (2010). Elaboración propia.

CUADRO 2. *Composición del INPC en México*
(En porcentaje)

División	Ponderación
Alimentos, bebidas y tabaco	23.29
Ropa, calzado y accesorios	5.04
Vivienda	28.18
Muebles y accesorios domésticos	4.10
Salud y cuidado personal	7.83
Transporte	14.64
Educación y esparcimiento	9.16
Otros servicios	7.76
Total	100.00

Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) (2010). Elaboración propia.

Como puede observarse, las ocho divisiones en las que se estructuran los índices de precios en México y Perú son similares para el periodo en análisis, lo que permitirá comparar los resultados entre ambos países. Sin embargo, es importante hacer una anotación: El peso que se asigna a los alimentos en Perú es considerablemente mayor al que se le da en México. En consecuencia, fluctuaciones o shocks en el precio

de estos bienes afectarán de mayor manera a la medición de la inflación en Perú que en México y, por ende, debería esperarse un traspaso mayor para el primero. De manera similar, la ponderación de gastos de vivienda es mayor en México que en Perú, y dado que los precios de alquiler y venta suelen ser más estables para esta categoría,¹⁴ fluctuaciones en el tipo de cambio en el caso mexicano serán traspasadas en menor medida al nivel de precios que para el caso peruano.¹⁵

Un análisis estadístico de los datos de depreciación e inflación (medidos con respecto al período anterior) entre los años 2002-2016, se presenta en el Cuadro 3.

CUADRO 3. Estadísticas descriptivas de la inflación y depreciación en México y Perú, 2012-2016

Estadísticas	(En porcentaje)			
	México		Perú	
	Depreciación	Inflación	Depreciación	Inflación
Mínimo	-15.40	2.11	-14.56	-1.12
Máximo	31.23	6.32	14.05	6.56
Promedio	4.37	4.03	-0.32	2.74
Desviación estándar	9.78	0.86	6.10	1.49

Fuente: FMI, BCRP y Banxico. Elaboración propia.

Como se observa, la depreciación promedio en el período de análisis ha sido mayor en México que en Perú, de hecho, en este último ha sido negativa. Asimismo, México presenta, en promedio, una inflación mayor a la peruana por casi 1.5 puntos porcentuales. A partir de los Gráficos 3 y 4, resulta fácil concluir que el mayor valor de la depreciación del peso mexicano en comparación al sol peruano se debe a lo ocurrido entre los años 2008-2009, periodo en el que la Gran Recesión empezaba a desarrollarse y que, claramente, tuvo un mayor impacto en la economía mexicana. Asimismo, el máximo valor de la inflación en Perú se dio en la misma época, si bien la depreciación de su moneda no superaba los 12 puntos porcentuales (a comparación de lo que ocurría con su par mexicano). A partir de esta información, ¿podría suponerse que el traspaso ha sido mayor en México que en Perú?

Otro aspecto de especial interés es que la inflación ha sido más volátil en Perú que en México (si bien en México ha sido considerablemente mayor). Esta mayor volatilidad podría, a su vez, ser un primer indicio de un mayor traspaso en este país que en el último.

Para poder estimar el traspaso para México y Perú, y realizar pruebas sobre este parámetro, se procederá a utilizar la técnica de proyecciones locales. El uso de LP consiste en obtener estimaciones para cada período s , al realizar una regresión de la variable dependiente en $t + s$ con la información disponible hasta el período t . Las FIR se obtienen a través del subconjunto de coeficientes de la variable independiente de interés para cada una de las s regresiones.

¹⁴ Además, que la dolarización de los precios está restringida en México a diferencia de Perú.

¹⁵ La cobertura en la elaboración de los índices de precios al consumidor tiene una ligera variación en cuanto a la cantidad de ciudades consideradas en ambos países. En México se realiza a partir de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH), representadas por 46 ciudades de las 7 regiones del país. En Perú se consideran a las 26 ciudades más importantes del país (24 capitales de departamento y Chimbote y Tarapoto) en la elaboración de la Encuesta Nacional de Presupuesto Familiar (ENAPREF).

De esta manera, la especificación para capturar el traspaso tiene la siguiente expresión¹⁶

$$\pi_{t+s} = \sum_{h=1}^p \gamma_{s,h} \pi_{t-h} + \beta_s \Delta er_t + \sum_{h=1}^p \delta_{s,h} \Delta er_{t-h} + \zeta_s \Delta F P_t + \eta_s \Delta OP + crisis_t + \epsilon_{t+h} \quad (17)$$

Donde π representa la inflación del país en el momento t ; Δer representa la fluctuación del tipo de cambio bilateral;¹⁷ $\Delta F P$ representa cambios en el precio internacional de alimentos en el período t ; ΔOP representa cambios en el precio del barril de petróleo y $crisis$ es una *dummy* con valor uno para el período entre los años 2009 y 2012. La data fue obtenida del *International Financial Statistics* (IFS) del Fondo Monetario Internacional, así como de los bancos centrales de México y Perú entre los años 2002-2016.

El uso de los rezagos de la inflación se debe al interés en capturar genuinamente el efecto que tiene una fluctuación del tipo de cambio (apreciación o depreciación) sobre el nivel general de precios de las economías mexicana y peruana. Por lo mismo, es importante evitar shocks que capturen dinámicas de variables omitidas. Responde al mismo criterio el uso de rezagos de las variaciones del tipo de cambio.

Luego, para capturar en cuanto se incrementa el nivel de precios finales de la economía por variaciones del tipo de cambio, es necesario aislar otra posible fuente de incremento de los precios como lo son variaciones en el nivel mundial de los precios de alimentos y variaciones en el precio del barril de petróleo. Es por ello que se utilizan esos controles. Finalmente, ϵ es un término de error que captura todas las otras fuentes de variación de la inflación entre los periodos t y $t + h$.

El interés central de esta investigación recae en estimar el efecto de una fluctuación del tipo de cambio sobre el nivel general de precios de la economía a fin de realizar pruebas de no linealidad y asimetría. El coeficiente β_s , por definición matemática, captura en cuánto varía el nivel de precios en el período $t + s$ por una variación del tipo de cambio en el momento t . Es decir, β_s representa el traspaso en el momento s .

Ya que es de interés obtener las funciones impulso-respuesta, la variable π fue definida para cada período s como el valor acumulado para cada siguiente periodo. Por ejemplo, para la regresión del período doce, π es la variación del nivel de precios respecto a la misma variable 12 períodos atrás.

La estimación de la ecuación (17) presenta ciertas dificultades. En primer lugar, y como explica Jordà (2005), el término ϵ presenta autocorrelación para cada período. En consecuencia, las estimaciones podrían estar sesgadas o presentar valores no significativos. Por lo mismo, en un primer momento de esta investigación se utilizaron estimadores HAC.¹⁸ En segundo lugar, el uso de LP tiene como desventaja un incremento de los intervalos de confianza a medida que se estiman períodos más lejanos. Para resolver estos dos desafíos, se optó por incluir en cada regresión el residuo de la regresión del período anterior,¹⁹ tal como se sugiere en Jordà (*ibid.*). De esta manera, y debido a la ortogonalidad de los errores, se estiman las ecuaciones utilizando mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con el uso de los residuos del período anterior.²⁰ De esta manera, se corrige la autocorrelación y se obtienen, a la vez, intervalos de confianza más estrechos.

¹⁶ Es posible realizar el conjunto de regresiones a través de un único vector como se especifica en Jordà (2005).

¹⁷ Comparando la moneda de cada país contra el US dólar.

¹⁸ Específicamente, el estimador de Newey-West.

¹⁹ Es decir, en el período 2, se utilizó como regresor el residuo de la estimación del periodo 1, y así sucesivamente.

²⁰ Dejando de utilizar los estimadores HAC del primer momento de la investigación.

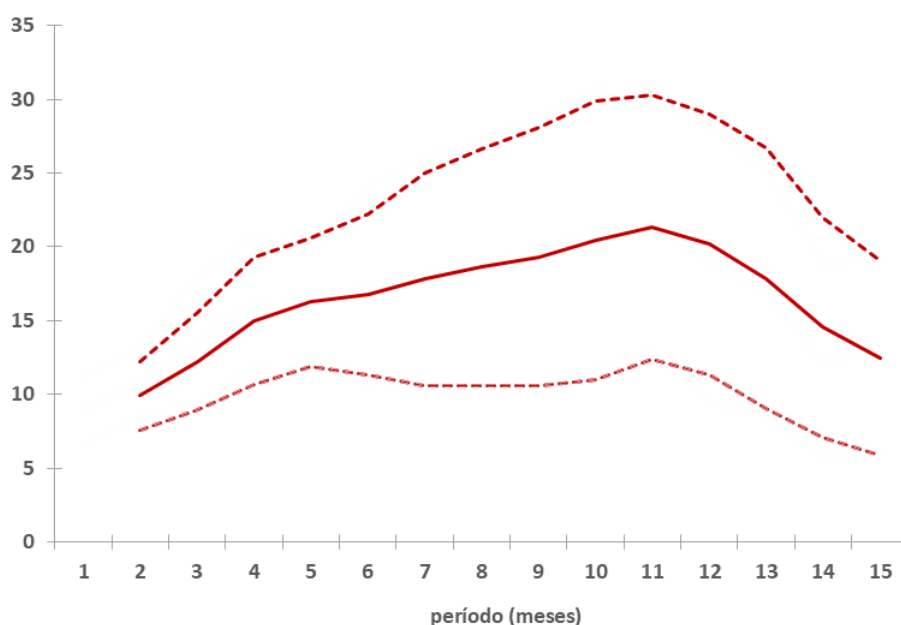
3.2. ESTIMACIÓN DEL TRASPASO EN MÉXICO Y PERÚ

La ecuación (17) fue estimada utilizando datos mensuales desde el año 2002 hasta fines del año 2016. Se computaron los traspasos para un horizonte de 1 a 15 meses (Gráficos 5 y 6). En el primer gráfico se aprecia que el traspaso hacia el IPC no es completo, con un valor cercano a 13 % en el largo plazo. En un año, 20 % de la depreciación es transferida a los precios a los consumidores. Por su parte, el traspaso en el caso mexicano es considerablemente menor: 10 % en el largo plazo, y un efecto de 8 % en un año (Gráfico 5).

Estos resultados van en línea con los avances de la literatura: Winkelried (2003) reporta un traspaso hacia el IPC peruano de 28 % en un año. Por otra parte, Cortés (2013) encuentra que el traspaso en México es cercano a 5 % en el corto y largo plazo y Amador y otros (2015) encuentran que el traspaso en el largo plazo es de 10 %. Asimismo, Caselli y Roitman (2016) reportan un coeficiente de traspaso cercano a 22 % en un año para países en desarrollo y Choudhri y Hakura (2001) reportan un traspaso de 24 % en el corto plazo.

¿Qué factores podrían explicar la presencia de un menor efecto de traspaso de movimiento del tipo de cambio en México que en Perú? ¿Son estos factores macroeconómicos o microeconómicos?

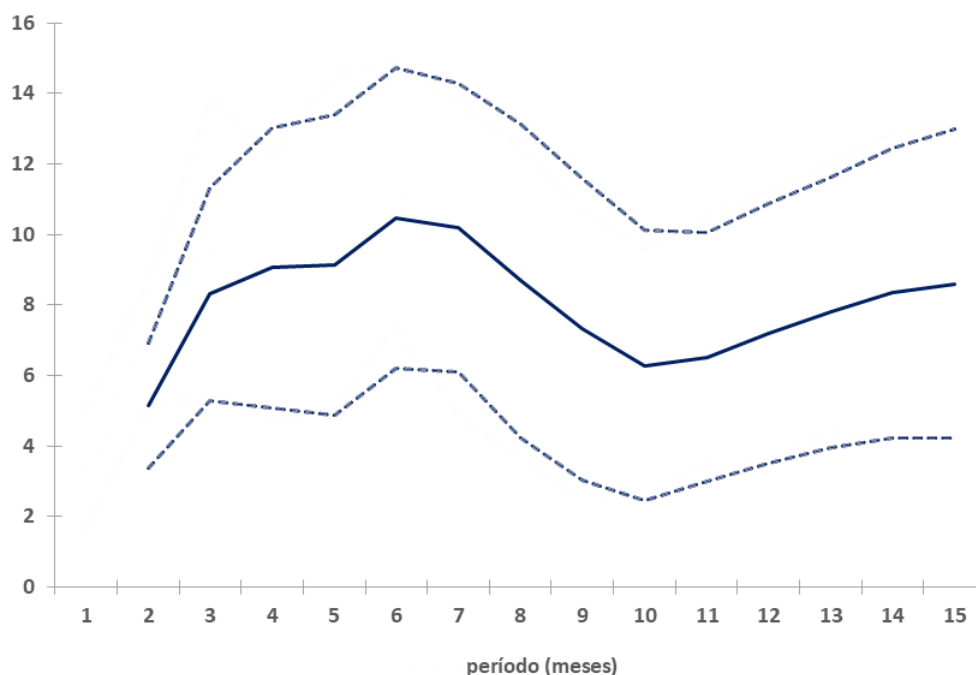
GRÁFICO 5. *Estimación del traspaso en Perú: 2002-2016*
(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia.

En el caso mexicano, el traspaso podría responder a la estabilidad de precios de los últimos años, así como a la mayor credibilidad en el Banco de México debido a su buen desempeño. Ambos factores, y tal como señalan Amador y otros (2015), podrían haber reducido (o eliminado) el efecto indirecto del movimiento del tipo de cambio sobre la inflación, aspecto presentado en la revisión de literatura como efectos de segundo orden o factores macroeconómicos. Lo que quiere decir que las expectativas de inflación se encuentran ancladas y que, ante cualquier movimiento del tipo de cambio, los agentes no responderán ajustando sus precios al alza, disminuyendo las presiones inflacionarias y, por ende, reduciendo el traspaso. Una muestra de ello se denotó en los años 2008-2009, en donde la depreciación del peso mexicano no trajo

GRÁFICO 6. Estimación del traspaso en México: 2002-2016
(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia.

consigo incrementos del nivel de precios (Gráfico 3). Entonces, y de acuerdo a lo anterior, el valor estimado del traspaso respondería a los canales directos a través de un incremento del precio de las importaciones, que tienen un peso de 19.7 por ciento en el índice general de precios al consumidor.

Mientras tanto, para el caso peruano, el traspaso también responde a la estabilidad de precios de la última década y a la credibilidad que ha ganado el ente emisor respecto a sus metas. Por lo mismo, estos factores podrían haber contribuido a anclar las expectativas inflacionarias y reducir los posibles efectos de segundo orden de movimientos del tipo de cambio. Por otro lado, en Perú, el peso de las importaciones sobre el índice general de precios representa 14.4 por ciento.

Si los bancos centrales de ambos países han logrado credibilidad y, por ende, el traspaso en México y Perú responde limitadamente a los efectos de segundo orden ¿cómo se explicaría la diferencia del valor estimado para ambos países? Una posible respuesta podría deberse a la construcción del índice general de precios en cada país (cómo se muestra en la sección 3). Mientras que en México la ponderación a los alimentos y bebidas es del 23 por ciento, en Perú tiene un orden del 38 por ciento.

Tal diferencia explicaría que, ante algún shock, la respuesta en la medición de la inflación peruana sería mayor a la mexicana y, por ende, el traspaso de una depreciación al nivel de precios sería de mayor orden para la primera.

Además, es importante recalcar el nivel de dolarización en cada una de estas dos economías. Mientras que en México la dolarización se encuentra por debajo del 10 por ciento, en Perú aún es superior al 50 por ciento (medida como el total de depósitos en moneda extranjera sobre el total de depósitos). Por lo mismo, y tal como Honohan y Shi (2001) señalan, el traspaso es mayor en este último, debido a un canal más grande de transmisión de fluctuaciones del tipo de cambio al nivel general de precios.

Finalmente, cabe resaltar estos resultados en dos puntos. En primer lugar, la reducción del traspaso,

CUADRO 4. Dolarización de los depósitos
(Porcentaje del total de depósitos)

	1990	2001	2002	2004
México	10.1	8.1	4.6	5.4
Perú	62.5	74.3	73.2	64.1

Fuente: Rennhack y Nozaki (2006).

tal y como señala Taylor (2000), se debe al mejor ambiente inflacionario en el que estas dos economías se encuentran a partir del nuevo milenio (ciertamente debido a la adopción de la política de Inflation Targeting como Caselli y Roitman (2016) señalan). En segundo lugar, la diferencia en la medida para Perú y México responde a la medición del nivel agregado de precios en cada economía. La ponderación de los alimentos es mayor en Perú que en México y, por lo tanto, ante cualquier shock, el traspaso será menor para este último.

3.3. ¿NO-LINEALIDAD EN EL TRASPASO?

Como se presume, la respuesta en el incremento del nivel de precios podría ser no proporcional a las fluctuaciones en el tipo de cambio. Lo mismo, como se explicó en la sección 1, podría deberse a que, a mayores niveles de depreciación del tipo de cambio, los importadores y empresas dejan de interiorizar estos cambios en sus costos y los asignan en sus precios a expensas de los consumidores.

Por ello, y para investigar la respuesta del nivel de precios durante periodos de mayor depreciación a comparación de periodos “normales”, se procederá a trabajar con diferentes umbrales de la siguiente manera:

$$\pi_{t+s} = \alpha_s + \sum_{h=1}^p \gamma_{s,h} \pi_{t-h} + \beta_s \Delta er_t + \sum_{h=1}^p \delta_{s,h} \Delta er_{t-h} + \zeta_s \Delta FP_t + \eta_s \Delta OP + crisis_t + \theta_s \Delta er_t \times D_t + \rho D_t + \epsilon_t \quad (18)$$

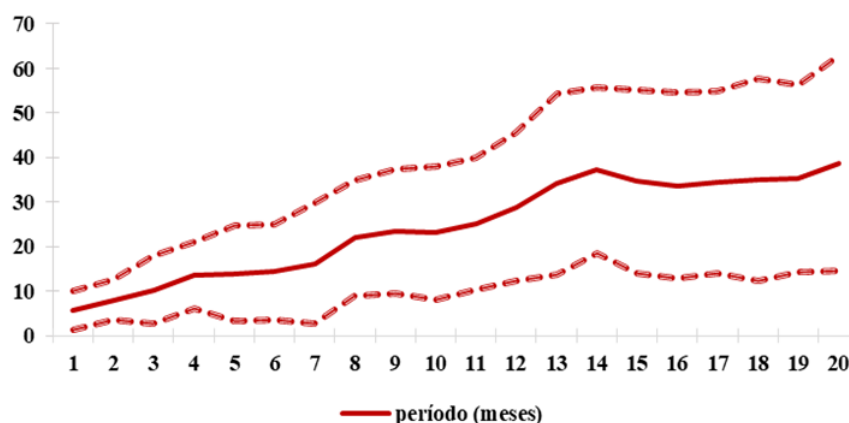
En donde D es una dummy con la siguiente definición: $D = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta er > \tau \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$

τ representa un umbral en términos de desviaciones estándares de la depreciación. Para esta parte de la investigación, se decidió trabajar en desviaciones estándares ya que, por ejemplo, una depreciación de 10 por ciento podría ser infrecuente en Perú, pero más frecuente en México. Los resultados de esta sección se presentan a continuación:

Como se observa en los Gráficos 7 y 8, la respuesta en el incremento del nivel de precios para el caso de Perú ante depreciaciones superiores a una desviación estándar es claramente distinto ante depreciaciones inferiores a ese nivel. Al considerar depreciaciones desde 0.5 desviaciones estándar, el efecto es de 40 por ciento en el largo plazo y de 22 por ciento en un año. Sin embargo, ante periodos de mayor depreciación, superiores a una desviación estándar, el traspase al nivel de precios es de hasta 60 por ciento en el largo plazo y poco mayor a 30 por ciento en un año. Resultados similares se evidencian en el caso mexicano para depreciaciones superiores a 1.5 desviaciones estándar. Tales resultados se muestran en los Gráficos 9 y 10.

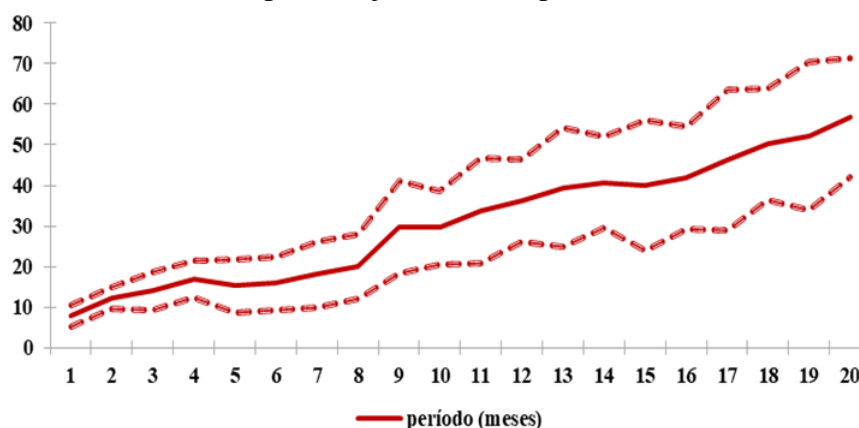
Como se muestra en los gráficos anteriores, los resultados en el caso mexicano exhiben que la respuesta

GRÁFICO 7. Estimación del traspaso en Perú ($> 0,5$ d.s.): 2002-2016
(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 8. Estimación del traspaso en Perú (> 1 d.s.): 2002-2016
(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia.

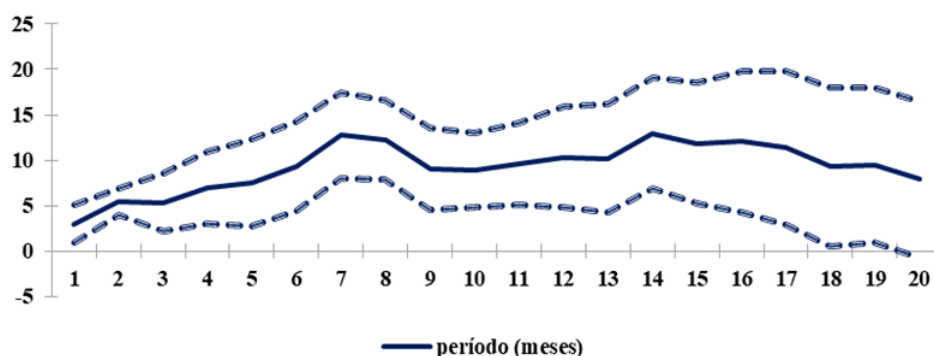
de la inflación durante periodos de depreciación superiores a 3.5 desviaciones estándar es distinta a niveles de 3 o 2 desviación estándar. En el caso de depreciaciones superiores al primer umbral, el nivel de precios absorbe cerca del 18 por ciento en el largo plazo y 1 por ciento en un año. Mientras que, en el caso de depreciaciones superiores a 3 desviaciones estándar, la inflación absorbe cerca de 11 por ciento en el largo plazo, nivel similar al del corto plazo.

3.4. ¿ASIMETRÍAS?

En esta sección se explora la respuesta del nivel de precios ante casos de depreciación ($\Delta er > 0$) y de apreciación ($\Delta er < 0$) por separado. En la sección 1 se detallaron posibles explicaciones de la presencia de asimetrías en el traspaso, principalmente debidas a una rigidez inferior en el nivel de precios que establecen las empresas ante posibles apreciaciones.

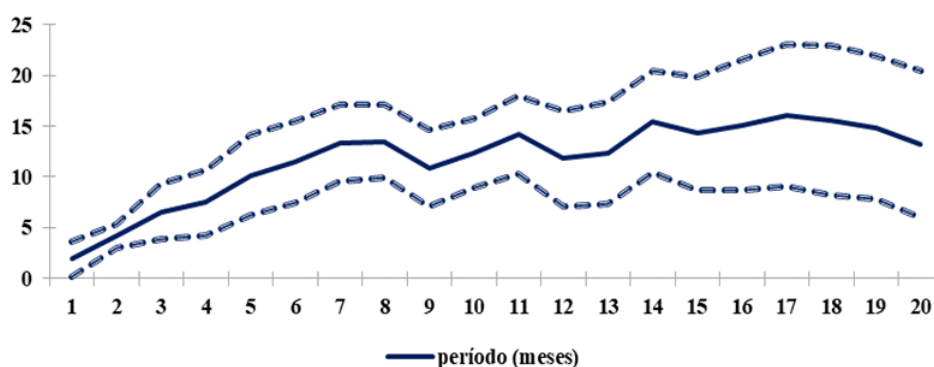
Para poder evidenciar la asimetría entre una apreciación y depreciación, se utiliza la siguiente

GRÁFICO 9. *Estimación del traspaso en México (> 1,5 d.s.): 2002-2016*
(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 10. *Estimación del traspaso en México (> 3 d.s.): 2002-2016*
(En porcentajes de una depreciación)



Fuente: Elaboración propia.

especificación:

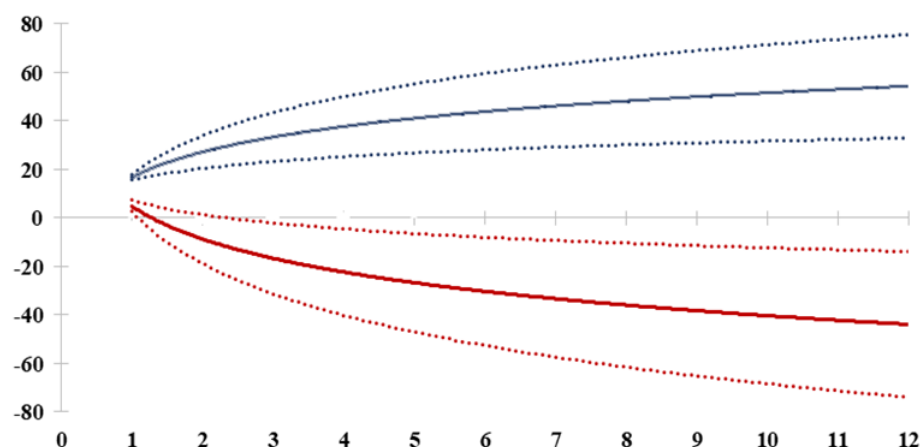
$$\pi_{t+s} = \alpha_s + \sum_{h=1}^p \gamma_{s,h} \pi_{t-h} + \beta_s \Delta er_t + \sum_{h=1}^p \delta_{s,h} \Delta er_{t-h} + \zeta_s \Delta FP_t + \eta_s \Delta OP + crisis_t + \theta_s \Delta er_t \times A_t + \rho A_t + \epsilon_t \quad (19)$$

En donde A es una dummy con la siguiente definición: $A = \begin{cases} 1 & \text{si } er < 0 \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$

Los resultados mostrados en los Gráficos 11 y 12 indican una notable evidencia de asimetría en la respuesta del nivel de precios ante una depreciación frente a una apreciación. Para poder comparar, se presentan los efectos de una apreciación con el signo opuesto, para mostrar en ambos gráficos el efecto ante el mismo shock. En el caso de existir simetría, las funciones impulso respuesta para ambos regímenes deberían coincidir o visto desde otro punto (con su respectivo signo), ser exactamente opuestas.

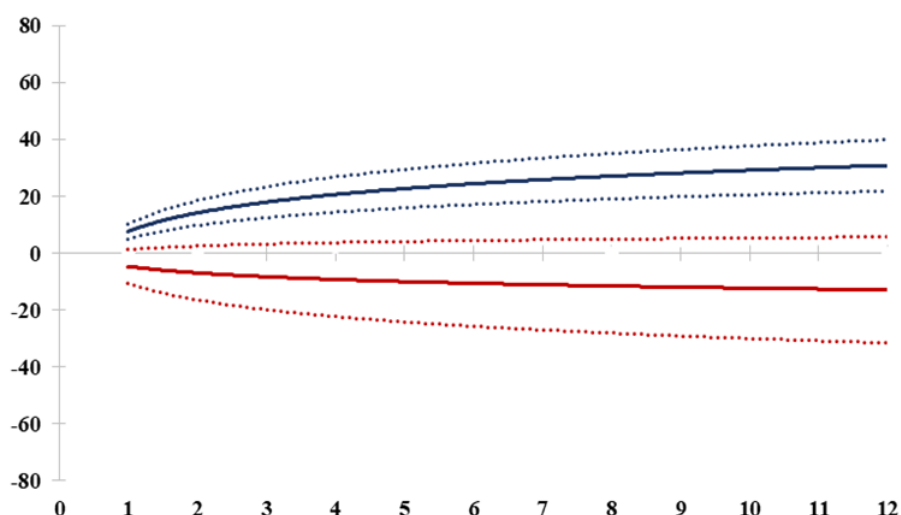
Por un lado, para el caso peruano (Gráfico 11), ante una depreciación de 1 por ciento, la inflación del IPC se incrementa hasta en 0.55 por ciento en un año. El efecto es persistente y estadísticamente significativo

GRÁFICO 11. *Estimación del traspaso en Perú: 2002-2016*
(La FIR de la apreciación muestra el signo opuesto)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 12. *Estimación del traspaso en México: 2002-2016*
(La FIR de la apreciación muestra el signo opuesto)



Fuente: Elaboración propia.

para los primeros doce meses.²¹ Por el otro lado, el incremento en el nivel de precios absorbe hasta el 0.46 por ciento de una apreciación de 1 por ciento. Este efecto también es persistente y estadísticamente significativo para 12 meses de análisis.

Para el caso mexicano, se evidencia también un notable nivel de asimetría. En el caso de una depreciación, el traspaso es de hasta 25 por ciento en un año. Sin embargo, exhibe una leve joroba a los seis meses, al llegar a 30 por ciento. No obstante, ante una apreciación, se observa que el nivel de precios absorbe el 17 por ciento en el corto plazo. El efecto es persistente durante el período de análisis.

Estos resultados indican la ausencia de una reacción simétrica de la inflación ante una

²¹ En este documento solo se presentan los resultados para los primeros doce meses debido a su significancia. Los efectos para períodos posteriores son significativos con un intervalo de confianza de 70 por ciento.

depreciación/apreciación. Es más, se observa una reacción positiva del nivel del precio debido a una apreciación (si bien mucho menor que ante una depreciación).

3.5. EL TRASPASO Y LA VOLATILIDAD DEL TIPO DE CAMBIO

En esta sección, se explora la relación entre el traspaso y la volatilidad del tipo de cambio. Específicamente, se intenta averiguar si el nivel del traspaso estimado en la segunda parte de la sección 3 se ve afectado en períodos en los que la fluctuación del tipo de cambio es mayor (más volátil).

Para responder a esta interrogante, se decidió trabajar con información diaria del tipo de cambio del sol y del peso mexicano con respecto al dólar americano. La información diaria del tipo de cambio nominal se obtuvo a través de *Bloomberg* para el período 2002-2016.²² A partir de ella, se calculó la desviación estándar mensual para el período (211 observaciones), variable que se utilizó para la siguiente especificación.

$$\pi_{t+s} = \sum_{h=1}^p \gamma_{s,h} \pi_{t-h} + \beta_s \Delta er_t + \sum_{h=1}^p \delta(s, h) \Delta er_{t-h} + \zeta_s \Delta FP_t + \eta_s \Delta OP + crisis_t + \theta_s \Delta er_t \times sd_t + \rho sd_t + \epsilon_t \quad (20)$$

En donde sd es una variable *dummy* con la siguiente definición: $sd = \begin{cases} 1 & \text{si } d.s. < x \\ 0 & \text{de otra manera} \end{cases}$

Los umbrales utilizados para esta regresión fueron la media y mediana de la desviación estándar en cada país, valores que se muestran a continuación.

CUADRO 5. Media y mediana de la desviación estándar mensual del tipo de cambio nominal en México y Perú, 2002-2016

	Media	Mediana
México	0.1332	0.1010
Perú	0.0141	0.0101

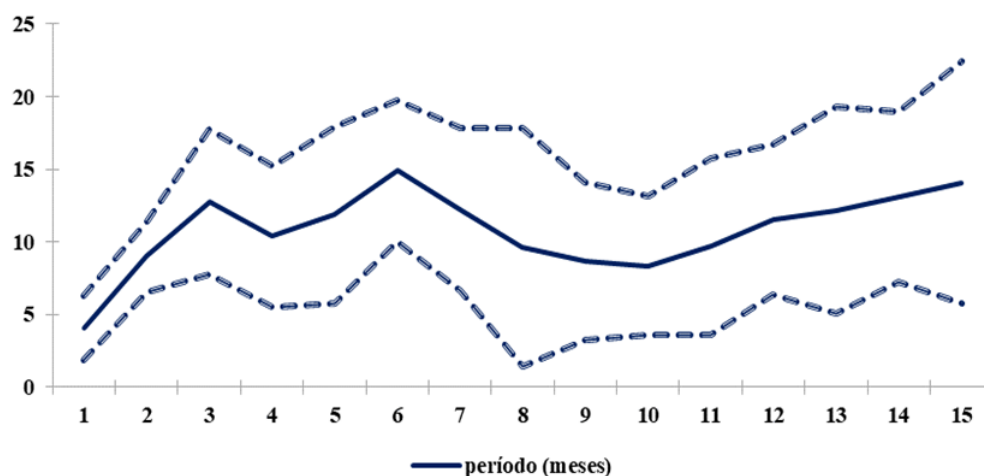
Fuente: *Bloomberg*. Elaboración propia.

Los resultados de la estimación para México y Perú se muestran en los Gráficos 13 y 14, respectivamente. El coeficiente $\hat{\theta}$, resultó ser no significativo dentro de las estimaciones, por lo mismo, no se encontró evidencia de una diferencia para el traspaso en períodos de más o menos volatilidad del tipo de cambio en ambos países. Es más, durante épocas normales el traspaso es estadísticamente igual al obtenido en la subsección 3.2.

Estos resultados sugieren que ante periodos de mayor o menor incertidumbre (medido a través de la volatilidad del tipo de cambio), los agentes no responderán con un movimiento del nivel de precios, sino que mantendrán su “carta de menú” fija.

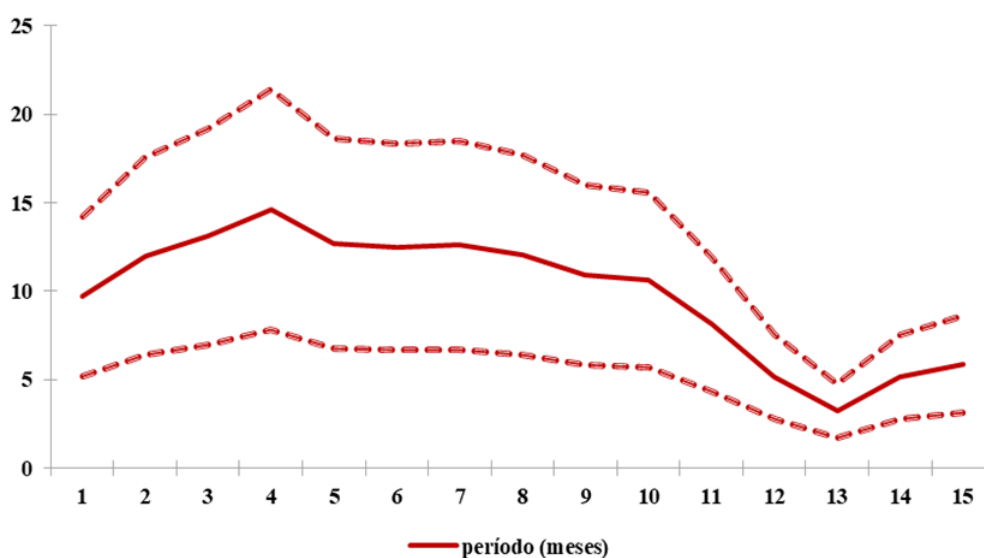
²² El total de observaciones en México, para el mismo periodo de análisis, era mayor al de Perú. Lo mismo se debe a la cantidad de feriados en cada país que restringieron la recolección de la información.

GRÁFICO 13. *Estimación del traspaso en México (modelo de volatilidad): 2002-2016*
(La FIR de la apreciación muestra el signo opuesto)



Fuente: Elaboración propia.

GRÁFICO 14. *Estimación del traspaso en Perú (modelo de volatilidad): 2002-2016*
(La FIR de la apreciación muestra el signo opuesto)



Fuente: Elaboración propia.

4. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

La pregunta central de este documento es si los precios responden de manera no lineal y asimétrica a choques del tipo de cambio. Se encontró evidencia agregada de respuestas no lineales en el caso peruano y mexicano. Para el primero, ante depreciaciones superiores a 1 desviación estándar, el traspaso llega hasta un 60 por ciento, mientras que, para el segundo, la transmisión de la fluctuación del tipo de cambio es considerablemente menor (hasta 15 por ciento). Además, se encontró evidencia de características asimétricas de esta transmisión, en donde periodos de apreciación no evidencian decrementos del nivel de precios, sino lo contrario (aunque incrementos menores a los de una depreciación).

Asimismo, la distinción del nivel de traspaso entre estos dos países se debe a la dolarización de sus economías, fuertemente elevada en Perú a comparación de México. Además, otra explicación se encontraría en la ponderación de los alimentos y bebidas en sus respectivos índices de precios (mayor en Perú que en México por cerca de en 15 puntos porcentuales). Por último, no se encontró un efecto diferenciado de traspaso para períodos de mayor volatilidad del tipo de cambio, aspecto que podría explicarse bajo los modelos de desatención racional. Sin embargo, este último queda a una futura agenda de investigación.

Estos resultados son importantes en términos de política monetaria y su diseño. Las diferentes reacciones del nivel agregado de precios ante distintos regímenes de fluctuación del tipo de cambio cumplen un rol sustancial frente a un objetivo de estabilidad de precios de los bancos centrales mexicano y peruano.

REFERENCIAS

- Amador, J., Dos Santos, E., González, H., Grippa, F., Manías, J. y C. Posadas (2015). “¿Ha aumentado el traspaso de tipo de cambio a precios en América Latina?”. España: BBVA Research.
- Armas, A., Grippa, F., Quispe, Z. y L. Valdivia (2001). “De metas monetarias de inflación en una economía con dolarización parcial: El caso peruano”. Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2001-008.
- Berman, N., Martin, P. y T. Mayer (2012). “How do different exporters react to exchange rate changes?”. *The Quarterly Journal of Economics*, 127(1), 437–492.
- Björg, E. (2015). “Asymmetric and Non-linear Exchange Rate Pass-Through. An Empirical Analysis for Six Different Countries”. Erasmus School of Economics, Department of Economics Erasmus University Rotterdam, Netherlands.
- Borensztein, E. y J. De Gregorio (1999). “Devaluation and Inflation after Currency Crises”. International Monetary Fund (mimeo).
- Borensztein, E. y V. Queijo von Heideken (2016). “Exchange Rate Pass-through in South America”. IDB-WP-710.
- Bussière, M. (2013). “Exchange rate pass-through to trade prices: The role of nonlinearities and asymmetries”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(5), 731–758.
- Capistrán, C., Ibarra-Ramírez, R. y M. Ramos-Francia (2012). “El Traspaso de Movimientos del Tipo de Cambio a los Precios: Un Análisis para la Economía Mexicana”. *El Trimestre Económico*, LXXIX,4(316), 813-838.
- Caselli, F. y A. Roitman (2016). “Non-Linear Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets”. IMF Working Paper 16/1.
- Chew, J., Ouliaris, S. y S. Meng Tan (2011). “Exchange Rate Pass-Through over the Business Cycle in Singapore”. IMF Working Paper 11/141.
- Choudhri, E. y D. Hakura (2001). “Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter”. IMF Working Paper 01/194.
- Clinton, K. y J. Perrault (2001). “Metas de inflación y tipos de cambio flexibles en economías emergentes”. Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 07, 1-22.

- Cortés, J. (2013). "Estimating the Exchange Rate Pass-through to Prices in Mexico". *Monetaria*, 1(2), 287-316.
- Da Silva, A. y A. Minella (2016). "Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: A Phillips curve model with threshold for Brazil". Rio de Janeiro: *Revista Brasileira de Economia*, 64(3), 231-243.
- Frankel, J., Parsley, D. y S. Wei (2005). "Slow Pass-through around the World: A new import for Developing Countries?". NBER Working Paper 11199.
- Gagg, P. (2009). "The Role of Exchange Rate Movements for Prices in the Euro Area". *Monetary Policy and The Economy*, 2(9), 83-103.
- Gagnon, J. y J. Ihrig (2004). "Monetary policy and exchange rate pass-through". *International Journal of Finance & Economics*, 9(4), 315-338.
- Ghosh, A. (2013). "Exchange rate pass through, macro fundamentals and regime choice in Latin America". *Journal of Macroeconomics*, 35, 163-171.
- Goldberg, P. y M. Knetter (1996). "Goods Prices and Exchange Rates: What have we learned?". *Journal of Economic Literature*, 35(3), 1243-1272.
- Guillermo, S. y M. Rodríguez (2014). "Analyzing the Exchange Rate Pass-through in Mexico: Evidence Post Inflation Targeting Implementation". *Ensayos sobre Política Económica*, 32(74), 18-35.
- Hamilton, J. (1994). "Time Series Analysis". New Jersey, USA: Princeton University Press.
- Jarotschkin, A. y A. Kraay (2013). "Aid, Disbursement Delays, and the Real Exchange Rate". The World Bank. Policy Research Working Paper 6501.
- Honohan, P. y Shi, A. (2001). "Deposit dollarization and the financial sector in emerging economies". Banco Mundial, Policy Research Working Paper Series 2748.
- Jordà, O. (2005). "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections". *The American Economic Review*, 95(1), 161-182.
- Krugman, P. (1987). "Pricing to Market when the Exchange Rate Changes". NBER Working Paper 1926.
- Larraín, F. y J. Sachs (2011). "Macroeconomía en la economía global". México: Pearson Educación.
- Miller, S. (2003). "Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995 – 2002". Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2003-005.
- Mishkin, F. y K. Schmidt-Hebbel (2007). "Does Inflation Targeting Make a Difference?". NBER Working Paper 12876.
- Mishkin, F. (2008). "Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy". Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Mordechai, K. (1977). "The Effect of Exchange Rate Changes on the Prices and Volume of Foreign Trade". IMF Staff Papers, 24(2), 297-329.
- Pérez, F. y M. Vega (2015). "Asymmetric Exchange Rate Pass-Through: Evidence from Peru". Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2015-011.

- Pollard, P. y C. Coughlin (2004). "Size matters: asymmetric exchange rate pass-through at the industry level". Working Paper 2003-029C. Missouri: Federal Reserve Bank of St. Louis, Research Division.
- Reis, R. (2006). "Inattentive Consumers". *Journal of Monetary Economics*, 53(8), 1761-1800.
- Rennhack, R. y M. Nozaki (2006). "Financial Dollarization" in Latin America in Armas, A., A. Ize, and E. Levy, eds, (2006). "Financial Dollarization—The Policy Agenda" IMF: Palgrave Macmillan, New York.
- Rincón, H. y N. Rodríguez (2016). "Nonlinear Pass-Through of Exchange Rate Shocks on Inflation: A Bayesian Smooth Transition VAR Approach". Banco de la República, Working Paper 930.
- Romer, C. y D. Romer (2015). "New Evidence on the Impact of Financial Crises in Advanced Countries". NBER Working Paper 21021.
- Ronayne, D. (2011). "Which Impulse Response Function?". Warwick Economic Research Papers.
- Rossini, R. (2001). "Aspectos de la Adopción de un Régimen de Metas de Inflación en el Perú". Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 7, 11-23.
- Sekine, A. y T. Tsuruga (2014). "Effects of Commodity Price Shocks on Inflation: A Cross-Country Analysis". Tokyo: The University of Tokyo.
- Sims, C. (2003). "Implications of Rational Inattention". *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 665-690.
- Taylor, J. (2000). "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms". *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.
- Winkelried, D. (2003). "¿Es asimétrico el Pass-Through en el Perú?: Un análisis agregado". Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 10, 1-29.

A. ANEXOS

GRÁFICO A1. *Depreciación en inflación en Perú: 2002-2016*

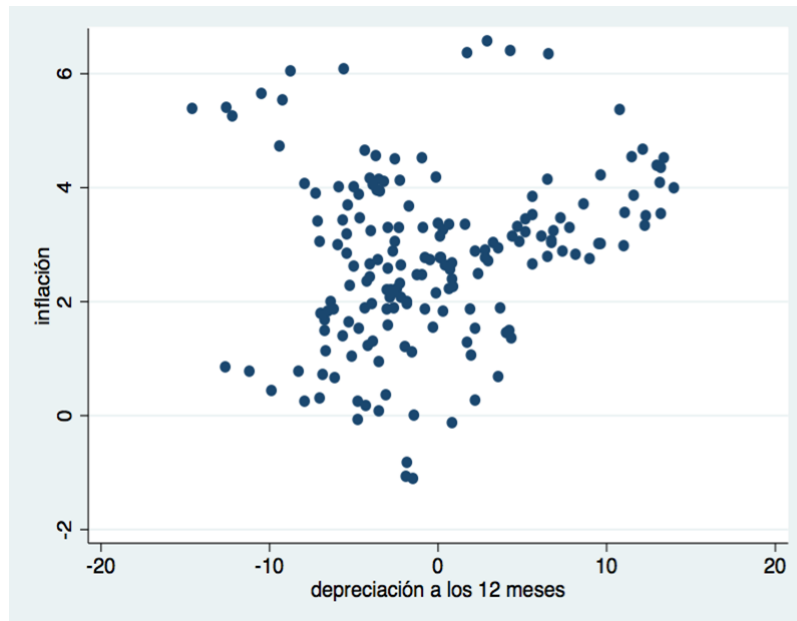
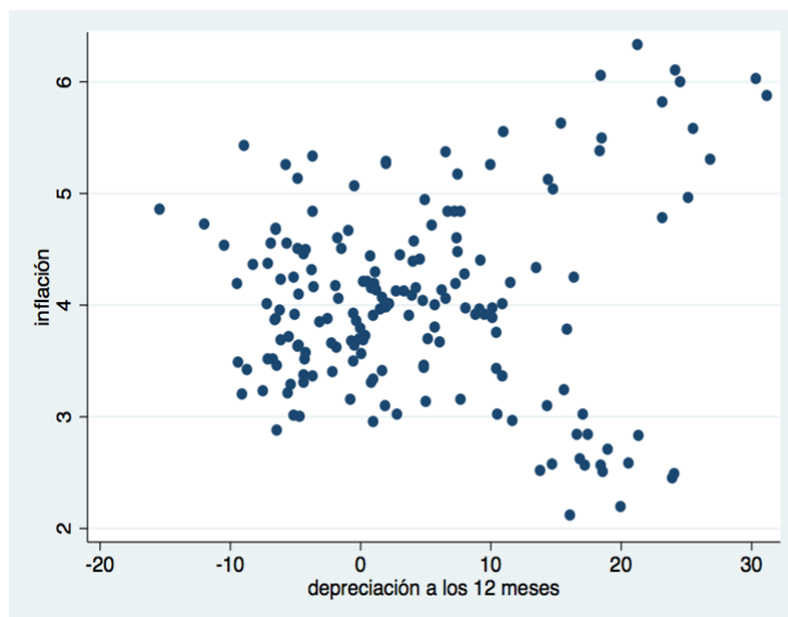


GRÁFICO A2. *Depreciación en inflación en México: 2002-2016*





Identificando el riesgo fiscal de los gobiernos subnacionales en el Perú

ALVARO JIMÉNEZ Y CARLOS MONTORO*

Este trabajo usa dos métodos para identificar a aquellos gobiernos subnacionales que presentan una mayor incidencia al riesgo fiscal agregado: el análisis de conglomerados (clustering) y la construcción de indicadores cuantitativos (scoring). Estos métodos permiten vigilar los riesgos fiscales de los gobiernos subnacionales de forma eficiente, teniendo en cuenta su contribución al riesgo agregado y la heterogeneidad existente entre los mismos, con el objetivo de asegurar cuentas fiscales sólidas y sostenibles. Para ello, se analiza tres dimensiones que capturan la incidencia al riesgo fiscal agregado: el tamaño económico, el grado de apalancamiento y el grado de dependencia de sus ingresos a fuentes de financiamiento que no son de su control. El análisis se realiza para los 1861 gobiernos subnacionales con los que se cuenta de información disponible al 2015. La primera metodología permite identificar 134 gobiernos subnacionales con mayor incidencia al riesgo fiscal agregado, y la segunda metodología permite refinar dicha clasificación, estableciendo un ordenamiento más transparente entre cada uno de los gobiernos subnacionales.

Palabras Clave : riesgos fiscales, gobiernos subnacionales, conglomerados.
Clasificación JEL : H74, G38.

En el Perú se inició en el año 2001 un proceso de descentralización con el cual se transfieren recursos, competencias y funciones a los gobiernos subnacionales. Para que este proceso sea exitoso es imprescindible que las finanzas de los gobiernos regionales y locales sean sólidas y sostenibles. Sin embargo, las finanzas subnacionales constituyen una potencial fuente de riesgos fiscales,¹ que pueden poner en riesgo la estabilidad macroeconómica y la sostenibilidad de las finanzas públicas.

Entre los factores que sustentan este potencial riesgo fiscal se encuentran: (i) su importancia económica, los gobiernos subnacionales ejecutan casi dos tercios de la inversión pública (un tercio en términos de gastos corrientes) y acumulan deuda en alrededor de 4 % del PBI al 2016; (ii) su autonomía política, económica y

* Jiménez: Consejo Fiscal (email: alvaro.jimenez@cf.gob.pe). Montoro: Banco Central de Reserva del Perú (email: carlos.montoro@bcrp.gob.pe).

Los autores agradecen los comentarios de Juan Carlos Sosa. Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Consejo Fiscal.

¹ Riesgos fiscales son entendidos como desviaciones respecto a la proyección inicial o al valor esperado de las variables fiscales (FMI, 2016).

administrativa, otorgada por la Constitución² y sus respectivas leyes orgánicas,³ lo cual les permite ejercer su autonomía para recaudar, presupuestar y endeudarse sin tener necesariamente objetivos alineados a una política macrofiscal prudente; y (iii) el problema de riesgo moral, asociado a la garantía de rescate implícita del gobierno nacional a gobiernos subnacionales en caso de dificultades financieras (Jenker y Lu, 2014), lo cual puede fomentar indisciplina fiscal. Por ejemplo, Bova y otros (2016) encuentran, para una muestra de economías avanzadas y emergentes, que el costo promedio de rescate financiero a gobiernos subnacionales ha sido de alrededor de 3.7 % del PBI.

La vigilancia de las cuentas fiscales de los gobiernos subnacionales es una medida sustancial para asegurar que se mantengan ordenadas. Sin embargo, teniendo en cuenta que a la fecha existen alrededor de 1900 gobiernos subnacionales,⁴ que son altamente heterogéneos, la labor de supervisión y seguimiento puede ser muy intensiva en uso de recursos. Una forma eficiente para orientar esfuerzos puede ser su focalización en aquellos gobiernos subnacionales cuya contribución al riesgo de sostenibilidad fiscal sea mayor.

En este trabajo se presenta dos métodos que pueden ser útiles para identificar aquellos gobiernos subnacionales que presentan una mayor incidencia en el riesgo fiscal agregado, la metodología de agrupación por conglomerados (*clustering* en inglés) y la de indicadores cuantitativos o puntajes (*scoring* en inglés). Bajo la primera metodología, se agrupa a los gobiernos subnacionales de forma tal que la varianza entre las características de estos gobiernos sea mínima dentro de cada grupo y máxima entre grupos. En la segunda metodología, que por ejemplo ha sido utilizada recientemente en regulación bancaria, se le asigna un puntaje a cada gobierno de acuerdo a sus características. Según una ponderación, estos puntajes determinan un ordenamiento de gobiernos según su incidencia al riesgo fiscal. Una aplicación de esta metodología se puede ver en Montoro y Rojas-Suarez (2012), donde se genera un indicador para capturar la resistencia de la tasa de crecimiento real del crédito de diversos países emergentes frente a choques externos.

Entre las características que utilizamos para capturar la incidencia al riesgo fiscal se encuentra: el tamaño económico, el grado de apalancamiento y el grado de dependencia de sus ingresos a fuentes de financiamiento que no pueden controlar (por ejemplo, aquellos asociados a la explotación de recursos naturales como el Canon y las Regalías). Cabe mencionar que existen otras características que capturan la incidencia al riesgo fiscal que no han sido incorporadas en el análisis por disponibilidad de información, como son la capacidad de gestión, institucionalidad y transparencia.

Hasta donde se sabe, no existen otras investigaciones que analicen la identificación de riesgos fiscales de gobiernos subnacionales para el caso peruano. No obstante, documentos como los de LaGarda y otros (2016) y Hurduzeu y Lazar (2014) utilizan la metodología de *clustering* para analizar las características fiscales entre grupos de países. El primero clasifica países en Centroamérica y el Caribe según niveles de deuda y *rating* crediticio, mientras que el segundo clasifica países europeos según su estructura de ingresos fiscales. Otras aplicaciones de esta metodología son la de Iskandar (2016) y el caso de Colombia (Departamento Nacional de Planeación de Colombia, 2015). En el primer documento, el análisis por

² El artículo 191 de la Constitución Política del Perú establece que: “Los gobiernos regionales tienen autonomía política, económica y administrativa en los asuntos de su competencia. Coordinan con las municipalidades sin interferir sus funciones y atribuciones”, y el 194: “Las municipalidades provinciales y distritales son los órganos de gobierno local. Tienen autonomía política, económica y administrativa en los asuntos de su competencia”.

³ El artículo 2 de la Ley Orgánica de los Gobiernos Regionales (Ley 27867) establece que los Gobiernos Regionales “son personas jurídicas de derecho público, con autonomía política, económica y administrativa en asuntos de su competencia”. De igual manera, el artículo 2 de Ley Orgánica de Municipalidades (Ley 27972) establece que “los gobiernos locales gozan de autonomía política, económica y administrativa en los asuntos de su competencia”.

⁴ Según el INEI, a 2016 existen 1874 gobiernos locales y 26 gobiernos regionales.

conglomerados se usa como parte del proceso para medir la efectividad de las reglas fiscales en 26 cantones de Suiza; y en el segundo caso, la metodología se usa para definir una tipología oficial de municipalidades y departamentos en Colombia.

En el caso peruano, el análisis económico con la metodología de conglomerados ha sido utilizada para medir la eficiencia del gasto de los gobiernos locales (Francke y Herrera, 2007), y para clasificar a los gobiernos locales según sus necesidades y capacidades de gestión y financiamiento (Torero y Valdivia, 2002). Por otro lado, Terrones y Vargas (2013) realizan un análisis de conglomerados jerárquicos para agrupar a los bancos del sistema financiero peruano según sus principales actividades económicas.

A través del análisis de conglomerados, se identifican 134 gobiernos subnacionales que concentran la mayor incidencia al riesgo fiscal, los cuales se caracterizan por ser los de mayor tamaño, grado de apalancamiento y grado de dependencia fiscal, acumulando el 82 % del total de la deuda subnacional en el 2015. Por otro lado, el análisis por indicadores permite obtener un ordenamiento más fino de la contribución de los gobiernos subnacionales al riesgo fiscal. Los resultados son relativamente robustos entre ambos métodos.

Los resultados y los métodos presentados pueden ser usados como guía para el enfoque de políticas de supervisión y vigilancia de los gobiernos subnacionales. La principal ventaja de este estudio es la simplicidad del cálculo y la aplicación práctica de sus resultados. Sin embargo, una desventaja puede ser que existan otros factores a tener en cuenta para el análisis de riesgo fiscal que no se encuentren reflejados en las dimensiones propuestas. Para ello, el diagnóstico de este trabajo debería ser complementado con información adicional de expertos en supervisión subnacional.

El resto del documento se divide como sigue: En la sección 1 se describe los datos utilizados para identificar las características de los gobiernos subnacionales y los métodos utilizados, mientras que en la sección 2 se presenta los resultados de identificación de la contribución a los riesgos fiscales. Finalmente, en la sección 3 se muestra los ejercicios de robustez de los resultados obtenidos.

1. METODOLOGÍA

1.1. DATOS UTILIZADOS

Se analiza tres dimensiones que capturan la incidencia de los gobiernos subnacionales al riesgo fiscal agregado: el tamaño económico, el grado de apalancamiento y el grado de dependencia fiscal. Cabe mencionar que existen otras dimensiones que podrían incidir en el riesgo fiscal, como son la capacidad de gestión, la institucionalidad y la transparencia. Sin embargo, estas otras dimensiones no son consideradas en el análisis debido a la dificultad para construir indicadores cualitativos para todos los gobiernos subnacionales. Para el análisis central se utiliza la información disponible al año 2015 y se realiza un análisis de robustez utilizando información disponible al 2014. La información fue proporcionada por el Ministerio de Economía y Finanzas (MEF). Las variables utilizadas para cuantificar cada dimensión son las señaladas en el Cuadro 1 (p. 86).

Tamaño económico

La primera dimensión captura la incidencia al riesgo fiscal de los gobiernos subnacionales asociadas a su tamaño económico, teniendo en cuenta que cuando el nivel de operaciones económicas es mayor, el costo fiscal en caso de rescate o dificultades financieras también lo es. Las variables utilizadas en esta dimensión son los ingresos totales, los gastos no financieros totales y el saldo de deuda total, todos en términos nominales.

CUADRO 1. Variables según dimensión

Tamaño económico	- Ingresos totales 2015 (millones de soles) - Gastos no financieros totales 2015 (millones de soles) - Saldo de deuda total 2015 (millones de soles)
Grado de apalancamiento	- Ratio de saldo de deuda total 2015 entre ingresos corrientes promedio (2012-2015). - Ratio de déficit primario 2015 entre ingresos totales promedio (2012-2015).
Dependencia fiscal	- Ratio de ingresos provenientes de recursos naturales entre ingresos totales 2015. - Ratios de ingresos propios entre ingresos totales 2015.

Grado de apalancamiento

La segunda dimensión captura la capacidad financiera de los gobiernos subnacionales, teniendo en cuenta que el grado de apalancamiento incide en la probabilidad de incumplimiento de obligaciones financieras y operativas. En esta dimensión se utiliza un indicador de nivel, el ratio de deuda sobre el promedio de ingresos corrientes de los últimos cuatro años,⁵ y un indicador de flujo, el promedio de los últimos cuatro años del resultado primario como porcentaje de los ingresos totales, que captura el grado de acumulación de deuda en periodos recientes. Para el segundo indicador el resultado primario se define como gastos no financieros totales menos ingresos totales.

Dependencia fiscal

Por último, la tercera dimensión captura el grado en que los ingresos de los gobiernos subnacionales dependen de fuentes de financiamiento que no son estables o no están bajo su control. Un mayor grado de dependencia fiscal implica riesgos fiscales en la medida que los ingresos se vuelven más vulnerables a choques externos como caídas de precios de los *commodities*. Para esta dimensión se utiliza la participación de los ingresos provenientes de la explotación de recursos naturales⁶ y la participación de los ingresos propios,⁷ en el total de los ingresos. El primer ratio refleja la importancia relativa de los ingresos dependientes de recursos naturales y el segundo captura la capacidad que tiene cada gobierno subnacional para recaudar recursos propios. Los gobiernos con alta dependencia respecto a los recursos naturales y poca capacidad para recaudar recursos propios son considerados los de mayor vulnerabilidad fiscal.

Del total de 1900 gobiernos subnacionales existentes a la fecha, se obtuvo información para 1861 gobiernos, de los cuales 1835 corresponden a gobiernos locales⁸ y 26 a gobiernos regionales. Según se puede observar en el Cuadro 2, que muestra una descripción estadística de las variables analizadas, los gobiernos subnacionales presentan características bastante heterogéneas.

⁵ Se utilizó la definición de la regla fiscal del Marco de Responsabilidad y Transparencia Fiscal de los Gobiernos Regionales y Gobiernos Locales (MRTF-SN), establecido según Decreto Legislativo 1275. Se define que: el Saldo de Deuda Total: “comprende el Saldo de Pasivos de los Estados de Situación Financiera; la Deuda Exigible con entidades del Estado; y la Deuda Real con las Administradoras Privadas de Fondos de Pensiones (AFP)”.

⁶ Corresponden a los ingresos por concepto de canon, sobrecanon, regalías y FOCAM.

⁷ Corresponden a los ingresos provenientes de ingresos tributarios, contribuciones, ingresos no tributarios, venta de activos y otros ingresos de capital.

⁸ De los cuales 194 son municipalidades provinciales y 1641 son municipalidades distritales.

CUADRO 2. Estadística descriptiva
(con información hasta el 2015)

Variables	Media	Des.est.	Mínimo	Mediana	Máximo
Ingresos totales (millones de S/)	24.63	126.90	0.43	4.71	1633
Gastos totales (millones de S/)	24.57	127.80	0.29	4.73	1779
Deuda total (millones de S/)	13.92	86.95	0.00	0.63	1296
Deuda/Ingresos corrientes (%)	34.49	67.48	0.00	18.06	714.8
Déficit primario relativo (%)	6.35	16.73	-34.3	3.02	194.9
Ingresos RRNN/Totales (%)	21.11	21.60	0.00	14.80	93.5
Ingresos propios/Totales (%)	8.10	14.28	0.00	2.54	99.1

Además de la alta heterogeneidad, se observa también que las variables tienen escalas distintas, por lo que no son comparables entre sí. Para tomar en cuenta las diferencias en escala en el análisis, se normalizó cada variable, restando su media y dividiendo entre su desviación estándar. De esa forma, la información es comparable para la aplicación de cualquiera de las dos metodologías.

1.2. ANÁLISIS DE CONGLOMERADOS (clustering)

El método de agrupación por conglomerados consiste en clasificar el conjunto de gobiernos subnacionales en subgrupos mutuamente excluyentes. Lo que se busca es que las entidades pertenecientes a cada subgrupo sean parecidas entre sí y que cada subgrupo represente a un “tipo” de gobierno subnacional distinto (Maimon y Rokach, 2005). La principal ventaja de este método es que para conglomerar solo se utiliza la información o las características proporcionadas para cada entidad, por lo que la clasificación se puede entender como una “agrupación natural” dentro de los datos (Tan y otros, 2006). La aplicación de este método es común en diversas ramas del conocimiento. En este estudio se aplica esta metodología para clasificar a cada gobierno subnacional según características que capturan su incidencia al riesgo fiscal agregado.

De estudios previos aplicados al caso peruano, Francke y Herrera (2007) utilizan esta metodología para hacer comparable la eficiencia entre un municipio y otro. Tras considerar las dimensiones de tamaño poblacional, el grado de urbanidad y el nivel de pobreza; y unir todas las variables en un solo análisis de conglomerados, se genera 10 categorías, 6 para gobiernos municipales y 4 para gobiernos provinciales.

Torero y Valdivia (2002) definen dos dimensiones para focalizar políticas de descentralización: la de necesidades y la de capacidad financiera y/o gestión. Para la primera dimensión encuentran 2 grupos (baja escala y alta escala). Mientras que en la segunda dimensión encuentran 3 grupos (baja gestión, gestión media, y alta gestión). Tras aplicar el análisis de conglomerados a cada dimensión por separado, definen nuevos grupos combinando los resultados de las dos dimensiones.

Por último, Terrones y Vargas (2013) agrupan 15 bancos en 4 categorías distintas a lo largo del tiempo usando indicadores de calidad de activos, liquidez, riesgo cambiario, rentabilidad, solvencia, estructura de activos y pasivos a través de distintos métodos jerárquicos. Estos autores encuentran que en la mayoría de especificaciones hay 4 clasificaciones bien definidas y estables en el tiempo.

Para definir los conglomerados se utilizó el algoritmo de k-medianas (Kaufman y Rousseeuw, 1987), el cual es robusto ante la presencia de observaciones atípicas (*outliers*) que suele encontrarse en muestras altamente heterogéneas, a diferencia de los métodos jerárquicos aglomerativos que son

tradicionalmente utilizados en el análisis por conglomerados. Según los métodos jerárquicos, cada objeto representa inicialmente un clúster en sí mismo, y se van uniendo entre ellos formando una jerarquía de acuerdo al número de conglomerados deseado. Bajo esas metodologías, el criterio para unir a los conglomerados depende de la forma en la que se define una medida de similitud, siendo las más comunes las de eslabonamiento simple, completo, promedio y el método de Ward.⁹ A diferencia de los métodos jerárquicos, en el método de k-medias no hay una “jerarquía” al conglomerar, sino más bien, teniendo predefinido el número de conglomerados o particiones, los miembros se mueven entre los grupos para satisfacer algún criterio de convergencia.

Luego de haber definido y normalizado las variables a utilizar, el método consiste en los siguientes pasos:

Paso 1: Definir el número “k” de conglomerados.

Paso 2: Seleccionar de forma aleatoria un gobierno subnacional como “centro” para cada conglomerado.

Paso 3: Agrupar al resto de gobiernos subnacionales según su distancia al centro de cada conglomerado.

Paso 4: Recalcular el centro de cada conglomerado como la mediana de cada grupo.

Paso 5: Reagrupar a los gobiernos subnacionales según su distancia a los nuevos centros.

Paso 6: Repetir los pasos 4 y 5 hasta encontrar convergencia.

De esa forma, el algoritmo determina que gobiernos subnacionales pertenecen y componen cada conglomerado. Debido a que todas las variables utilizadas son continuas, se usa como medida de distancia la métrica de Minkowski:

$$d(x_i, x_j) = \left(|x_{i,1} - x_{j,1}|^g + |x_{i,2} - x_{j,2}|^g + \dots + |x_{i,p} - x_{j,p}|^g \right)^{1/g} \quad (1)$$

donde $d(x_i, x_j)$ es la distancia entre el gobierno subnacional i y el j , hay p características para cada gobierno subnacional, y g es un número mayor o igual a uno. En este caso se elige g igual a 1, lo que brinda la suma de distancias absolutas o la métrica de Manhattan ($L1$). De esa manera este ejercicio de conglomerados se puede entender como un ejercicio de minimización (Tan y otros, 2006), donde el objeto a minimizar es la suma de errores absolutos (SEA).

$$SEA = \sum_{k=1}^K \sum_{\forall x_i \in c_k} \|x_i - mediana_k\| \quad (2)$$

donde x_i es el vector de características del individuo i y $mediana_k$ es el vector de características de la mediana del conglomerado C_k .

Las principales ventajas del método utilizado son la versatilidad de su uso y la facilidad y velocidad para obtener y replicar resultados parsimoniosos. En particular, la agrupación bajo el método de k-medias

⁹ Véase Maimon y Rokach (2005) para una revisión de la teoría estadística y Terrones y Vargas (2013) para una aplicación de las 4 medidas de similitud.

tiene ventajas respecto al método tradicional de k-medias o métodos jerárquicos debido a que no genera sesgos en el agrupamiento ante la presencia de observaciones atípicas (*outliers*). Asimismo, las medidas alternativas de distancia ($L1$) y de error (SEA) utilizadas son de utilidad en un contexto donde no se puede dejar de evaluar gobiernos subnacionales por muy atípicos que sean (Estivill-Castro y Yang, 2004). Finalmente, la pérdida en términos de eficiencia o tiempo de procesamiento por aplicar estas modificaciones a la metodología tradicional ha sido marginal o nula para el tamaño de muestra usado en este estudio.

Sin embargo, el método utilizado tiene la limitación de que la optimización global del criterio a minimizar es sensible a los valores iniciales utilizados. Por ello, se realizó un análisis de robustez teniendo en cuenta varias agrupaciones y se seleccionó aquellos valores iniciales que minimizaron globalmente la suma de errores absolutos. Además, se limitó el número de particiones a analizar¹⁰ debido a que el problema se agrava bajo una mayor cantidad de conglomerados (Tan y otros, 2006). También, hay que resaltar que el método es muy sensible al número de conglomerados elegido, a diferencia de los métodos jerárquicos, en el método de “k-medianas” la pertenencia a una agrupación predefinida puede cambiar sustancialmente al aumentar el número de conglomerados.

Para determinar el número de conglomerados a utilizar en el análisis no existe una regla universal, sino más bien se usa tres criterios: (1) el criterio estadístico basado en la suma de errores absolutos (SEA), con el cual se cuantifica las ganancias de agregar un grupo adicional; (2) el criterio de parsimonia, con el cual se busca de agrupaciones sencillas de fácil lectura; y (3) el criterio económico, mediante el cual se busca que los grupos reflejen las características económicas que se necesita monitorear.

Para el criterio estadístico se utiliza cuatro indicadores basados en la SEA (Makles, 2012): (1) la SEA; (2) el logaritmo de la SEA; (3) el coeficiente de bondad de ajuste (η^2); y (4) la reducción proporcional del error (RPE), que consiste en la cambio porcentual en el SEA al agregar un conglomerado adicional. Estos cuatro indicadores miden las ganancias en términos de ajuste por cada número de conglomerados, los tres primeros miden el nivel de dispersión asociado a cada número de conglomerados y el cuarto la reducción en la dispersión al ampliar el número de conglomerados. El Cuadro 3 (p. 89) muestra cómo se calcula estos estadísticos.

CUADRO 3. Estadísticas para seleccionar el número de conglomerados

Definición	Nomenclatura	Fórmula
Suma de errores absolutos	SEA(k)	$\sum_{k=1}^K \sum_{x_i \in c_k} \ x_i - \text{mediana}_k\ $
Logaritmo de suma de errores absolutos	Log[SEA(k)]	$\text{Log} \left(\sum_{k=1}^K \sum_{x_i \in c_k} \ x_i - \text{mediana}_k\ \right)$
Coeficiente de bondad de ajuste	η_k^2	$1 - \frac{\text{SEA}(k)}{\text{SEA}(1)}$
Reducción proporcional del error	RPE _k	$\frac{\text{SEA}(k-1) - \text{SEA}(k)}{\text{SEA}(k-1)}, \forall k > 2$

Nota: K representa al número de conglomerados y k al índice de conglomerado.

1.3. INDICADORES CUANTITATIVOS (scoring)

El análisis de conglomerados se complementa con la generación de un indicador cuantitativo. Para ello, se utiliza los principios metodológicos aplicados en la regulación bancaria para la identificación de bancos de importancia sistémica global (G-SIBs), mediante los cuales se cuantifica la importancia en términos

¹⁰ En este estudio se realizó 100 agrupaciones para particiones de 2, 3, 4 y 5 conglomerados en cada dimensión.

del impacto que puede tener el fracaso de un banco en el sistema financiero global y en la economía BIS (2013). De esta forma, se define un indicador cuantitativo que mide la contribución al riesgo fiscal, de mayor a menor, de cada gobierno subnacional.

Para ello, se utiliza las mismas dimensiones y variables normalizadas del análisis de conglomerados. Luego, se genera un puntaje para cada dimensión promediando las variables normalizadas dentro de las mismas (ver Cuadro 4, p. 90).

Para definir el indicador cuantitativo es necesario definir una ponderación a cada dimensión para obtener el puntaje final. Se definió una ponderación de 65 % para la dimensión de tamaño económico, 10 % para la dimensión de grado de apalancamiento y 25 % para la dimensión de dependencia de los ingresos. Esta ponderación ha sido elegida teniendo en cuenta valores que hagan consistente la clasificación de gobiernos subnacionales de mayor incidencia al riesgo fiscal bajo ambas metodologías. Finalmente, el puntaje final se normaliza de 0 a 10000, donde 10000 es el puntaje asignado al gobierno subnacional con mayor contribución al riesgo fiscal, y 0 al de menos contribución.

CUADRO 4. *Puntaje según dimensión*

Dimensión (peso)	Indicador individual (peso)
Tamaño económico (65 %)	- Ingresos totales (21.67 %)
	- Gastos no financieros (21.67 %)
	- Saldo de deuda total (21.67 %)
Grado de apalancamiento (10 %)	- Saldo de deuda entre ingresos corrientes (5.00 %)
	- Déficit primario entre ingresos totales (5.00 %)
Dependencia fiscal (25 %)	- Ingresos por recursos naturales entre totales (12.50 %)
	- Ingresos propios entre totales (12.50 %)

2. RESULTADOS

2.1. CONGLOMERADOS (CLUSTERING)

A continuación se presenta la clasificación por conglomerados de los 1861 gobiernos subnacionales de los que se cuenta con información disponible al año 2015. Se analiza primero cada una de las tres dimensiones, las cuales se combinan luego para identificar a los gobiernos subnacionales con mayor incidencia al riesgo fiscal.

Tamaño económico

Para la dimensión de tamaño económico, el criterio estadístico favorece definir el número de conglomerados en 2: el coeficiente de bondad de ajuste (η^2) aumenta sustancialmente al pasar de 1 a 2 conglomerados y la mayor reducción proporcional del error (RPE) es con 2 conglomerados. Sin embargo, cuando se definen 2 conglomerados estos consisten en un grupo de 22 y otro de 1839 gobiernos subnacionales que es bastante heterogéneo.¹¹ Para capturar la heterogeneidad observada se define en 4 el número de conglomerados para

¹¹ Bajo el supuesto de dos conglomerados, el grupo de 1839 gobiernos subnacionales de menor tamaño económico pequeño es altamente heterogéneo. Si bien poco menos de 1800 gobiernos subnacionales tienen entre S/ 0 y 50 millones de ingresos, gastos y deudas; alrededor de 60 gobiernos subnacionales cuyos ingresos, gastos y deudas fluctúan entre S/ 50 y más de 600 millones.

esta dimensión, teniendo en cuenta que las ganancias en términos de ajuste son muy pequeñas luego del cuarto conglomerado (ver Cuadro 5).

De acuerdo a esta dimensión, con la información disponible a 2015, se agrupan a los gobiernos subnacionales en muy grandes, grandes, medianos y pequeños. En la categoría muy grandes se encuentran 21 gobiernos subnacionales (de los cuales 1 es local) que tienen en promedio S/ 1137, S/ 1142 y S/ 667 millones de soles en ingresos, gastos y deudas. Los 69 gobiernos subnacionales grandes tienen en promedio S/ 120 millones de ingresos, S/ 118 millones de gastos y S/ 113 millones de deuda. Los 371 gobiernos subnacionales medianos tienen en promedio ingresos y gastos por S/ 22 millones, y deuda por S/ 8 millones. Por último, los 1400 gobiernos subnacionales pequeños son 1400 tienen en promedio S/ 4 millones de ingresos y gastos y S/ 1 millón de deuda.

CUADRO 5. *Clasificación y características según tamaño económico*
(con información hasta el 2015)

Tamaño	Número de Gobiernos (regionales)	Ingresos promedio	Gastos promedio	Deuda promedio
Muy grandes	21(20)	1137	1142	667
Grandes	69(5)	120	118	113
Medianos	371(1)	22	22	8
Pequeños	1400	4	4	1

Nota: Ingresos, gastos y deuda expresados en millones de soles.

Grado de apalancamiento

Según el criterio estadístico, el número adecuado de conglomerados en la dimensión de apalancamiento es 3: al pasar de 3 a 4 conglomerados el coeficiente de bondad de ajuste (η^2) presenta un cambio de pendiente y la reducción proporcional del error (RPE) se reduce sustancialmente, lo cual indica que la mayor ganancia en términos de ajuste en esta dimensión se da con 3 conglomerados.

El grupo de apalancamiento alto está compuesto por 177 gobiernos subnacionales y tiene en promedio un ratio de deuda entre ingresos corrientes de 200 % y un ratio de déficit primario entre ingresos de 12 %. El grupo de apalancamiento medio está compuesto por 659 gobiernos subnacionales y tiene en promedio un ratio de deuda de 23 % y un ratio de déficit primario de 16 %. Por último, el grupo de apalancamiento bajo tiene 1025 integrantes, tiene en promedio un ratio de deuda de 23 % y un ratio de superávit primario de 1 % (ver Cuadro 6 (p. 92)).

CUADRO 6. *Clasificación y características según nivel de apalancamiento*
(con información hasta el 2015)

Apalancamiento	Número de Gobiernos (regionales)	Deuda total / ingresos corrientes (%)	Déficit primario relativo (%)
Alto	177(9)	200	12
Medio	659(3)	23	16
Bajo	1025(14)	23	-1

Dependencia fiscal

Para esta dimensión el número de conglomerados se define en 2, el cual maximiza la ganancia en términos de ajuste. De esa manera, se definen dos grupos denominados como de alta y baja dependencia fiscal (ver Cuadro 7). El grupo de alta dependencia está conformado por 611 gobiernos subnacionales y tiene en promedio 47 % de ingresos provenientes de recursos naturales y 7 % de ingresos propios. En contraste, el grupo de baja dependencia, compuesto por los 1250 gobiernos subnacionales restantes, tiene 8 % de ingresos por recursos naturales y 9 % de ingresos propios.

CUADRO 7. *Clasificación y características según dependencia de ingresos*
(con información hasta el 2015)

Dependencia de ingresos	Número de Gobiernos (regionales)	Ingresos RRNN / Ingresos totales (%)	Ingresos propios / Ingresos totales (%)
Alta	611	47	7
Baja	1250(26)	8	9

Identificación a los gobiernos subnacionales con mayor incidencia al riesgo fiscal

Para identificar a los gobiernos subnacionales con mayor incidencia al riesgo fiscal es necesario combinar la información proveniente de la agrupación por conglomerados de las tres dimensiones analizadas, teniendo en cuenta un criterio respecto a la importancia relativa de cada una de estas características

Para esta clasificación se considera, en primer lugar, a todos los gobiernos identificados como muy grandes, independientemente de su clasificación en otras dimensiones. Debido a su importancia económica, el accionar individual de cada uno de estos gobiernos subnacionales puede poner en riesgo la estabilidad macrofiscal.

En segundo lugar, se considera a los gobiernos subnacionales grandes con dependencia fiscal alta o con apalancamiento alto o medio. Esto debido a que además de ser importantes en tamaño, estos gobiernos están sujetos a riesgos fiscales asociados a fluctuaciones en los precios de commodities y en las condiciones de financiamiento.

Por último, se considera también a los gobiernos subnacionales medianos con dependencia fiscal alta y con apalancamiento alto o medio. Si bien estas entidades son relativamente menos importantes en términos de tamaño económico, siguen siendo altamente vulnerables a choques de ingresos o de financiamiento, en especial si estos ocurren al mismo tiempo, por lo que deben ser tomados en cuenta.

El Cuadro 8 (p. 93) resume la clasificación de los 1861 gobiernos subnacionales para los que se tuvo

información a 2015, en las tres dimensiones. Las áreas sombreadas corresponden a los 134 gobiernos subnacionales clasificados de mayor incidencia al riesgo fiscal.

CUADRO 8. *Clasificación de los gobiernos subnacionales por conglomerados*
(con información hasta el 2015)

	Baja depen- dencia	Alta depen- dencia	Baja depen- dencia	Alta depen- dencia	Baja depen- dencia	Alta depen- dencia
Muy grandes	12(11)	0	2(2)	0	7(7)	0
Grandes	23(2)	3	3(1)	8	27(2)	5
Medianas	153(1)	51	51	64	49	3
Pequeñas	526	257	326	205	71	15
	Apalancamiento bajo		Apalancamiento medio		Apalancamiento alto	

Nota: Entre paréntesis número de gobiernos regionales.

En el Cuadro 9 se muestra las características de aquellos gobiernos subnacionales clasificados de mayor incidencia al riesgo fiscal, en relación a los demás. Según el tamaño económico, se observa que el promedio de los ingresos, gastos y deuda del grupo de mayor incidencia es sustancialmente mayor al del grupo complementario. En particular, este grupo acumula el 82 % de toda la deuda subnacional. En términos del grado de apalancamiento, el grupo de mayor incidencia presenta ratios de deuda y de déficit primario mucho mayores a los del grupo complementario. Finalmente, en relación a la dependencia fiscal, el grupo de mayor incidencia presenta en promedio una mayor proporción de ingresos asociados a recursos naturales y recursos propios que los del grupo complementario. Esta mayor participación de los recursos propios estaría explicada principalmente por la contribución de los gobiernos subnacionales de mayor tamaño en el promedio.

CUADRO 9. *Indicadores Económicos según Clasificación por Conglomerados*
(con información hasta el 2015)

Variables	Total	Mayor incidencia	Menor incidencia
Ingreso promedio (Millones de S/)	25	227(66)	9(34)
Gasto promedio (Millones de S/)	25	227(67)	9(33)
Deuda promedio (Millones de S/)	14	159(82)	3(18)
Deuda / ingresos corrientes (%)	39	89	36
Déficit primario (%)	6	10	6
Ingresos RRNN / Total (%)	21	36	20
Ingresos propios / Total (%)	8	19	7

Nota: Entre paréntesis porcentaje acumulado respecto al total.

2.2. INDICADORES CUANTITATIVOS (scoring)

En el Cuadro 10 (p. 94) se muestran los 10 gobiernos subnacionales con mayor incidencia en el riesgo fiscal, de acuerdo a la metodología de indicadores cuantitativos. En este grupo el único gobierno local en la lista es la Municipalidad Provincial de Lima, que se encuentra en el puesto 6, lo cual indica que según sus características económicas esta municipalidad se parece más a un gobierno regional que a otros

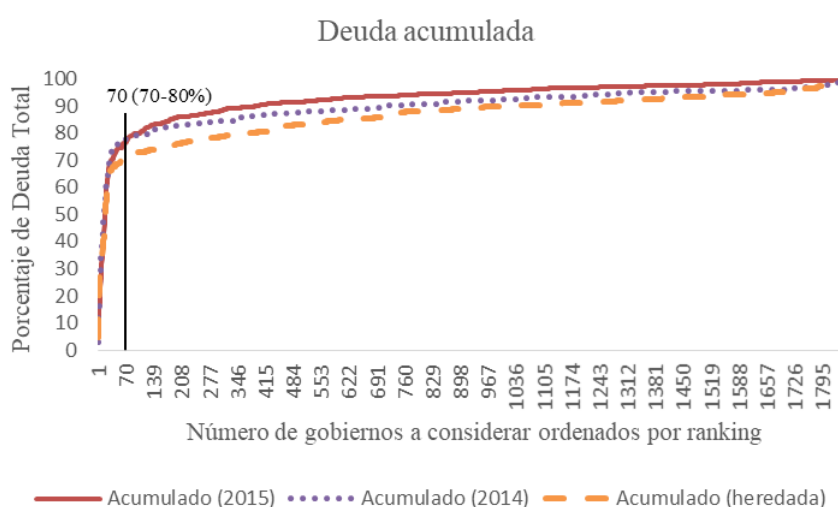
gobiernos locales.¹²

CUADRO 10. *Gobiernos subnacionales con mayor incidencia al riesgo fiscal (2015)*

Departamento	Municipalidad	Puntaje	Ranking
La Libertad	Gobierno Regional de la Libertad	10000	1
Cusco	Gobierno Regional de Cusco	9713	2
Arequipa	Gobierno Regional de Arequipa	8256	3
Cajamarca	Gobierno Regional de Cajamarca	7304	4
Callao	Gobierno Regional de Callao	6997	5
Lima	Municipalidad Provincial de Lima	6894	6
Junín	Gobierno Regional de Junín	6890	7
Ancash	Gobierno Regional de Ancash	6852	8
Piura	Gobierno Regional de Piura	6844	9
Huancavelica	Gobierno Regional de Huancavelica	6713	10

En el Gráfico 1 se muestra el porcentaje de la deuda total acumulada de los gobiernos subnacionales teniendo en cuenta el ordenamiento proveniente de la metodología de indicadores cuantitativos. Se presenta la distribución utilizando la información disponible al año 2015 y la de los ejercicios de robustez presentados en la siguiente sección. Se puede observar que, en el ejercicio base, los primeros 70 gobiernos subnacionales con mayor puntaje acumulan el 75 % de la deuda subnacional. Asimismo, según la forma de la función de distribución, la contribución marginal en la acumulación de la deuda disminuye considerablemente para los siguientes gobiernos subnacionales. De estas 70 entidades, el 80 % fue identificado también como de mayor incidencia al riesgo fiscal bajo la metodología de conglomerados. De esta forma, si el monitoreo de riesgos fiscales se concentrase en los primeros 70 gobiernos subnacionales, esta cobertura incluiría a las entidades que han acumulan la mayor parte de la deuda subnacional.

GRÁFICO 1. *Deuda acumulada según “n” primeros gobiernos subnacionales de mayor riesgo*



Nota: Entre paréntesis, el porcentaje de la deuda total capturada por los 70 primeros gobiernos de mayor incidencia en el riesgo fiscal.

¹² El siguiente Gobierno Local en la lista es La Municipalidad Provincial del Callao en el puesto 23.

En el Cuadro 11 (p. 95) se muestra las características de los 70 gobiernos subnacionales con mayor incidencia en el riesgo fiscal con relación a los demás. Se observa que las diferencias entre los promedios de ambos grupos se mantienen cualitativamente respecto a la clasificación obtenida bajo el método de conglomerados, sin embargo las diferencias promedio entre los grupos son mayores en casi todas las variables.¹³

CUADRO 11. *Indicadores Económicos según Clasificación por Puntajes 2015*

Variables	Total	Primeros 70	Resto 30
Ingreso promedio (Millones de S/)	25	408(62)	10(38)
Gasto promedio (Millones de S/)	25	409(63)	10(37)
Deuda promedio (Millones de S/)	14	227(75)	4(25)
Deuda / ingresos corrientes (%)	39	146	35
Déficit primario (%)	6	22	6
Ingresos RRNN / Total (%)	21	36	21
Ingresos propios / Total (%)	8	10	8

Nota: Entre paréntesis porcentaje acumulado respecto al total.

Estos resultados sugieren que ambas propuestas metodológicas son relativamente compatibles entre sí y que pueden ser usadas complementariamente. Por un lado, la metodología de conglomerados permite tipificar (de forma más agregada) la distribución de los gobiernos subnacionales entre las dimensiones consideradas para identificar la incidencia al riesgo fiscal. Por otro lado, la metodología de indicadores cuantitativos permite refinar dicha clasificación, al establecer un ordenamiento más transparente en los gobiernos subnacionales.

Sin embargo, ambas metodologías tienen un componente discrecional: los resultados del primer método son sensibles a la selección de las combinaciones entre conglomerados utilizada para clasificar la incidencia al riesgo fiscal, mientras que la segunda depende de las ponderaciones utilizadas para cada dimensión.

3. EJERCICIOS DE ROBUSTEZ

En esta sección se realiza dos ejercicios de robustez a la clasificación de los gobiernos subnacionales bajo ambas metodologías: se analiza la clasificación utilizando la información disponible a 2014 y se hace un análisis contrafactual de la clasificación con información disponible a 2015 eliminando la deuda heredada de administraciones anteriores. En segundo lugar, se realiza un análisis de sensibilidad de los resultados bajo la metodología de indicadores cuantitativos para distintas combinaciones en los pesos relativos de cada dimensión.

3.1. CAMBIOS EN EL TIEMPO

La primera prueba de robustez consiste en aplicar la metodología en distintos años para verificar la consistencia temporal. En este caso, por disponibilidad de datos, el año a analizar sería el 2014 y el total de gobiernos subnacionales se reduce de 1861 a 1857.

¹³ La excepción es el ratio promedio de ingresos propios entre ingresos totales, que disminuyó de 19 con el método de conglomerados a 10 con el método de indicadores cuantitativos.

En términos de estructura, se obtienen resultados relativamente robustos respecto al número y la composición de conglomerados. En la dimensión de tamaño económico, los criterios estadísticos también sugieren una estructura de 2 conglomerados. Sin embargo, al elegir 4, se obtiene una composición más gradual muy similar a los datos originales con 19 gobiernos muy grandes, 66 grandes, 364 medianos y 1408 pequeños.

En la dimensión de grado de apalancamiento, las pruebas estadísticas sugieren aun con más fuerza una estructura de 3 grupos, los cuales se distribuyen de forma parecida al año siguiente, con 235 gobiernos de apalancamiento alto, 586 de apalancamiento medio y 1025 de apalancamiento bajo.

Para la dimensión de dependencia de los ingresos, también se sugiere una estructura de 2 conglomerados compuestos por 723 gobiernos altamente dependientes y 1134 de baja dependencia. Estos resultados se combinan de la misma forma que se hizo con la información para el 2015 y se resumen en el Cuadro 12.

CUADRO 12. *Clasificación de los gobiernos subnacionales por conglomerados 2014*

	Baja depen- dencia	Alta depen- dencia	Baja depen- dencia	Alta depen- dencia	Baja depen- dencia	Alta depen- dencia
Muy grandes	2(2)	1(1)	3(3)	0	13(12)	0
Grandes	18(2)	8	3(1)	6	23(4)	8
Medianas	114(1)	88	38	60	56	8
Pequeñas	506	299	252	224	106	21
	Apalancamiento bajo		Apalancamiento medio		Apalancamiento alto	

Nota: Entre paréntesis el número de gobiernos regionales.

Usando los mismos criterios que en los resultados de la sección anterior, para el 2014 se encuentran 135 gobiernos subnacionales con mayor incidencia en el riesgo fiscal a través de la metodología de conglomerados, de los cuales 92 son también clasificados de mayor incidencia con información a 2015. Asimismo, se encuentra también que de los primeros 70 gobiernos subnacionales bajo la metodología de indicadores cuantitativos, se mantienen 58 de la clasificación con información a 2015. La razón principal detrás de estos cambios en la clasificación de los gobiernos subnacionales ha sido la variación de un año a otro del grado de apalancamiento de estos gobiernos. Se muestra también que se mantienen cualitativamente la relación entre las características promedio bajo ambas metodologías (ver Cuadro 13).

CUADRO 13. *Indicadores Económicos según Clasificación 2014*

Variables	Total	Conglomerados (135)	Primeros 70
Ingreso promedio (Millones de S/)	25	226(65)	415(62)
Gasto promedio (Millones de S/)	26	238(65)	431(61)
Deuda promedio (Millones de S/)	12	136(83)	246(78)
Deuda / ingresos corrientes (%)	29	70	109
Déficit primario (%)	2	7	14
Ingresos RRNN / Total (%)	24	40	36
Ingresos propios / Total (%)	8	17	12

Nota: Entre paréntesis porcentaje acumulado respecto al total.

3.2. DEUDA HEREDADA

Un componente del saldo de la deuda de los gobiernos subnacionales en el año 2015 se puede identificar como deuda heredada de administraciones anteriores, el cual representa alrededor de 24 % de la deuda subnacional. El Marco de Responsabilidad y Transparencia Fiscal de los Gobiernos Regionales y Gobiernos Locales (MRTF-SN), publicado en diciembre de 2016, ha establecido un conjunto de medidas para disminuir esta deuda heredada.¹⁴

En este ejercicio se resta el componente heredado¹⁵ del saldo de deuda total y se vuelve a realizar el análisis por conglomerados. La distribución en la dimensión de tamaño económico no cambia sustancialmente y se obtienen 20 gobiernos muy grandes, 57 grandes, 377 medianos y 1407 pequeños.

En relación al grado de apalancamiento, si bien el número de conglomerados no cambia, la distribución entre conglomerados cambia con un sesgo hacia la clasificación a mayor apalancamiento: se identifica 300 gobiernos con alto, 601 gobiernos con medio y 960 con bajo apalancamiento. La dimensión de dependencia de ingresos no presenta cambios pues las variables que la conforman no han sido modificadas. Los resultados son presentados en el Cuadro 14.

CUADRO 14. *Clasificación de los gobiernos subnacionales por conglomerados 2015*
(sin deuda Heredada)

	Baja depen- dencia	Alta depen- dencia	Baja depen- dencia	Alta depen- dencia	Baja depen- dencia	Alta depen- dencia
Muy grandes	11(11)	0	1(1)	0	8(7)	0
Grandes	23(2)	2	2	6	19(4)	5
Medianas	134(1)	47	42	61	82	11
Pequeñas	490	253	293	196	145	30
	Apalancamiento bajo		Apalancamiento medio		Apalancamiento alto	

Nota: Entre paréntesis el número de gobiernos regionales.

Siguiendo los criterios establecidos en la sección anterior y eliminando el componente heredado, se identifican 126 gobiernos subnacionales de mayor incidencia al riesgo fiscal, de los cuales 119 coinciden con el ejercicio base. Asimismo, de los primeros 70 gobiernos subnacionales bajo la metodología de indicadores cuantitativos, 62 mantienen esa clasificación luego de eliminar el componente heredado. En líneas generales, las características promedio de los grupos son bastante similares a los iniciales (Cuadro 15, p. 98), a excepción de la reducción de la deuda promedio y el ratio de deuda entre ingresos corrientes debido a la eliminación del componente heredado. Asimismo, los grupos identificados capturan un porcentaje ligeramente menor del total de la deuda respecto a la situación original sin eliminar la deuda heredada.

¹⁴ En particular, el MRTF-SN establece un conjunto de medidas para sanear y sincerar la deuda de gobiernos subnacionales con las Administradoras de Fondos de Pensiones (deuda real) y con organismos públicos cuya recaudación está a cargo de la Superintendencia Nacional de Administración Tributaria y Aduanas (deuda exigible) de donde se origina esta deuda. Con ello se reduce la carga financiera (intereses moratorios, multas, entre otros) generada por dichas deudas y se otorgan facilidades para el pago del principal; además se establece disposiciones para evitar que este tipo de deudas se vuelva a generar.

¹⁵ Se estima la deuda heredada como la suma del principal de la deuda real y exigible en el año 2014 y los intereses por dichos conceptos en el 2015.

CUADRO 15. *Indicadores Económicos según Clasificación 2015 (Deuda Heredada)*

Variables	Total	Conglomerados	Primeros 70
Ingreso promedio (Millones de S/)	25	237(65)	404(62)
Gasto promedio (Millones de S/)	25	239(65)	407(62)
Deuda promedio (Millones de S/)	8	85(77)	143(71)
Deuda / ingresos corrientes (%)	28	43	97
Déficit primario (%)	6	11	27
Ingresos RRNN / Total (%)	21	39	37
Ingresos propios / Total (%)	8	16	9

Nota: Entre paréntesis porcentaje acumulado respecto al total.

3.3. CAMBIOS EN LAS PONDERACIONES

Como se mencionó en la sección anterior, los resultados de la metodología de indicadores cuantitativos son sensibles a los valores que se definan para las ponderaciones. Como ejercicio de sensibilidad, se analiza primero un cambio en el peso relativo de cada dimensión, teniendo en cuenta un peso homogéneo (1/3) para cada una de ellas.

Los resultados obtenidos son comparados en el Cuadro 16. En la dimensión de tamaño y de apalancamiento, los resultados promedio son muy similares aunque ligeramente menores para la primera dimensión y mayores para la segunda dimensión. Sin embargo, en la dimensión de dependencia fiscal la ponderación original captura mejor el riesgo al tener un ratio de ingresos por recursos naturales mayor al promedio y a la nueva ponderación original. Asimismo, vale la pena mencionar que de los 70 gobiernos identificados por la ponderación original, 48 (69 %) siguen siendo considerados como de mayor riesgo fiscal en la nueva ponderación y 37 (53 %) en la metodología por conglomerados original.

CUADRO 16. *Indicadores Económicos según Clasificación por Puntajes 2015*
(cambios en la ponderación para los primeros 70 indicadores)

Variables	Total	Original	Modificado
Ingreso promedio (Millones de S/)	25	408(62)	385(59)
Gasto promedio (Millones de S/)	25	409(63)	388(59)
Deuda promedio (Millones de S/)	14	277(75)	268(72)
Deuda / ingresos corrientes (%)	39	146	193
Déficit primario (%)	6	22	42
Ingresos RRNN / Total (%)	21	36	18
Ingresos propios / Total (%)	8	10	9

Nota: Entre paréntesis porcentaje acumulado respecto al total.

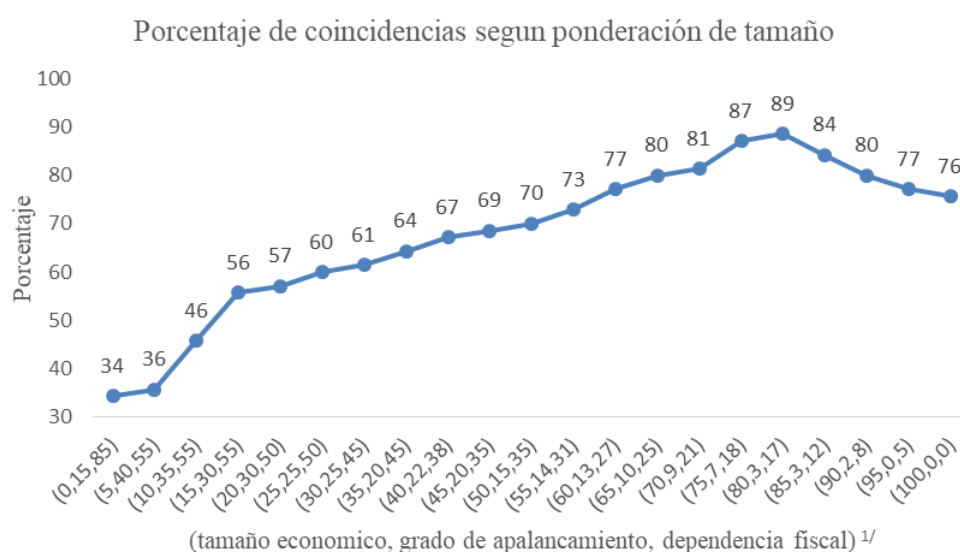
Para analizar una mayor combinación de ponderaciones posibles, se establece una secuencia de ponderaciones de acuerdo a la siguiente función:

$$Puntaje = T + A + D \quad (3)$$

donde T , A y D son, respectivamente, los pesos relativos de la dimensión tamaño económico, del grado de apalancamiento y de la dependencia fiscal (de forma tal que $T + A + D = 100$).

Para evaluar la sensibilidad de la metodología de indicadores cuantitativos a los pesos relativos de cada dimensión, se analiza el porcentaje de coincidencia de los primeros 70 gobiernos subnacionales bajo esta metodología respecto a la metodología de conglomerados original. El ordenamiento de los gobiernos subnacionales se simula para valores de $T=0,5,10,\dots,100$ y para distintos valores de A y D . En el Gráfico 2 se muestra la combinación entre A y D que maximiza el porcentaje de coincidencias para cada nivel de T .

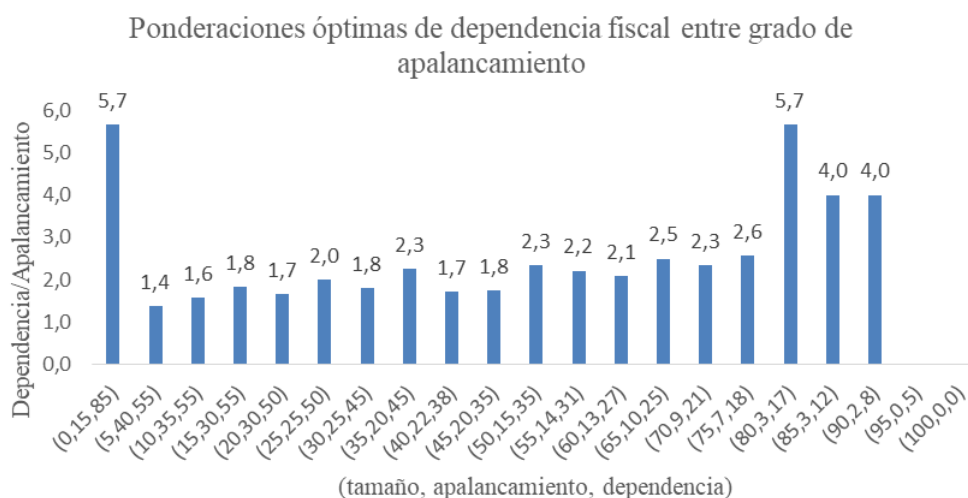
GRÁFICO 2. *Porcentaje de gobiernos identificados como de mayor riesgo*



Nota: Entre paréntesis, para determinadas ponderaciones de tamaño económico, se muestran las ponderaciones óptimas de grado de apalancamiento y dependencia fiscal tal que se maximiza la coincidencia entre las metodologías de puntajes y conglomerados.

Se observa que conforme crece la ponderación para tamaño económico, las coincidencias entre metodologías mejoran hasta llegar a casi 90 %, para la combinación ($T=80, A=3, D=17$). Asimismo, se observa que una mayor coincidencia entre metodologías se da cuando la ponderación de dependencia fiscal es relativamente mayor que la de grado de apalancamiento. En el Gráfico 3 se muestra que en promedio, la ponderación de dependencia fiscal debe ser al menos 2 veces mayor que la de grado de apalancamiento para obtener una coincidencia óptima.

En líneas generales, los resultados tanto por la metodología de conglomerados como por la de indicador cuantitativo han sido robustos a distintos cambios a las especificaciones. Ni rezagar la información un año hacia atrás, ni eliminar el componente heredado de la deuda han modificado sustancialmente la estructura, las características y el número de gobiernos identificados como de mayor incidencia en el riesgo fiscal. Asimismo, los resultados de ambas metodologías son compatibles bajo ponderaciones altas para tamaño económico y ponderaciones de dependencia fiscal relativamente mayores a las de grado de apalancamiento (ver Gráfico 3).

GRÁFICO 3. Porcentaje de gobiernos identificados como de mayor riesgo

Nota: Entre paréntesis, para determinadas ponderaciones de tamaño económico, se muestran las ponderaciones óptimas de grado de apalancamiento y dependencia fiscal tal que se maximiza la coincidencia entre las metodologías de puntajes y conglomerados.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo se presenta dos métodos que pueden ser útiles para identificar a aquellos gobiernos subnacionales que presentan una mayor incidencia al riesgo fiscal agregado: la metodología de agrupación por conglomerados (*clustering*) y la de indicadores cuantitativos (*scoring*). El análisis de conglomerados permite tipificar de forma más agregada la distribución de los gobiernos subnacionales entre las dimensiones que capturan la incidencia al riesgo fiscal. Esto permite identificar 134 gobiernos subnacionales que concentran la mayor incidencia al riesgo fiscal, los cuales se caracterizan por ser los de mayor tamaño, grado de apalancamiento y de dependencia fiscal y acumulan el 82 % de la deuda subnacional de 2015. Por otro lado, el análisis de indicadores cuantitativos permite refinar dicha clasificación, al establecer un ordenamiento más transparente de la contribución de los gobiernos subnacionales al riesgo fiscal. Así, mediante la segunda metodología, se identifica 70 entidades de mayor contribución al riesgo fiscal, las cuales acumulan el 75 % de la deuda subnacional. Los resultados sugieren que ambas propuestas metodológicas son relativamente compatibles entre sí y que pueden ser usadas complementariamente.

Los resultados y las metodologías presentadas pueden ser usados como guía para el enfoque de políticas de supervisión y vigilancia de los gobiernos subnacionales. La principal ventaja de este estudio es la simplicidad del cálculo y la aplicación práctica de sus resultados. Sin embargo, una desventaja puede ser que existan otros factores a tener en cuenta para el análisis de riesgo fiscal que no se encuentren reflejados en las dimensiones propuestas. Para ello, el diagnóstico de este trabajo debería ser complementado con información adicional de expertos en supervisión subnacional.

La agenda de investigación futura debe tomar en cuenta la incidencia de otras dimensiones no considerados en este trabajo como la institucionalidad, la eficiencia, las necesidades de gasto, las capacidades técnicas o la vulnerabilidad a desastres naturales de cada gobierno subnacional. Asimismo, se debe incorporar variables adelantadas a la realización de riesgos fiscales, así como ampliar el horizonte de información para capturar vulnerabilidades en un mayor plazo. Si bien el documento logra identificar a los gobiernos subnacionales con mayor incidencia sobre el riesgo fiscal, aún queda pendiente la tarea de

cuantificar y estimar el impacto macroeconómico de que se materialicen estos riesgos.

REFERENCIAS

- Basel Committee on Banking Supervision (2013). “Global systemically important banks: updated assessment methodology and the higher loss absorbency requirement”, Bank for International Settlements.
<https://www.bis.org/publ/bcbs255.htm>
- Bova, E., Ruiz-Arranz, M., Tusciani, F. y H. Elif (2016). “The Fiscal Costs of Contingent Liabilities: A New Dataset”. IMF Working Paper 16/14.
- Cebotari, A., Davis, J. Lusinyan, L., Mati, A., Mauro, P., Petrie, M. y R. Velloso (2009). “Fiscal Risks: Sources, Disclosure and Management”. IMF Policy Papers 09/01.
- Departamento Nacional de Planeación, Republica de Colombia (2015). Modelo de Jerarquización y Categorización de los Departamentos y Municipios. Subdirección Territorial y de Inversión Pública, Dirección de Inversiones y Finanzas Públicas.
- Estivill-Castro, V. y J. Yang (2004). “A fast and general purpose clustering algorithm”. *Journal of Data Mining and Knowledge Discovery*, 8(2), 127-150.
- Fondo Monetario Internacional (2016). “Analyzing and managing fiscal risks – Best Practices”. FMI.
- Francke, P. y P. Herrera (2009). “Análisis de la eficiencia del gasto municipal y de sus determinantes”. *Economía XXXII*(63), 113-178.
- Hurduzeu, G. e I. Lazar (2014), “Euro Area Fiscal Structures. A Multivariate Analysis”. *The Annals of The University Of Oradea. Economic Sciences*, XXIII(1), 136-142.
- Iskandar, M. (2016). “The Effectiveness of Fiscal Rules – The Case of Switzerland”. *Journal of Social and Administrative Sciences*, 3(3), 214-217.
- Jenker, E. y Z. Lu (2014). “Sub-National Credit Risk and Sovereign Bailouts – Who Pays the Premium?”. IMF Working Paper 14/20.
- Kaufman, L. y P. Rousseeuw (1987). “Clustering by means of medoids”, en Dodge, Y. (ed), *Statistical Data Analysis Based on the L1 Norm and Related Methods*, North-Holland, 405–416.
- LaGarda, G., Prat, J., Sorela, M. y J. Beverinotti (2016), “Debt and Credit Quality in Central America, Panama and the Dominican Republic”. University Library of Munich, MPRA Paper 74163.
- Ma, J. y H. Polackova (2002). “Monitoring fiscal risks of subnational governments”. Banco Mundial, Notes Economic Policy 64.
- Maimon, O. y L. Rokach (2005). *Handbook of Data Mining and Knowledge Discovery In Databases*, Springer.
- Makles, A. (2012). “How to get the optimal k-means cluster solution”. *The Stata Journal*, 12(2), 347-351.
- Montoro, C. y L. Rojas-Suarez (2012). “Credit at times of stress: Latin American lessons from the global financial crisis”. BIS Working Papers 370.

- Tan, P., Steinbach M. y V. Kumar (2006). *Introduction to Data Mining*, Pearson.
- Terrones, C. y P. Vargas (2013). “Clasificación de la banca comercial peruana: un análisis de clúster jerárquico”. Superintendencia de Banca y Seguros, Documentos de Trabajo 004.
- Torero, M. y M. Valdivia (2002). “La Heterogeneidad de las Municipalidades y el Proceso de Descentralización en el Perú”. Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE).