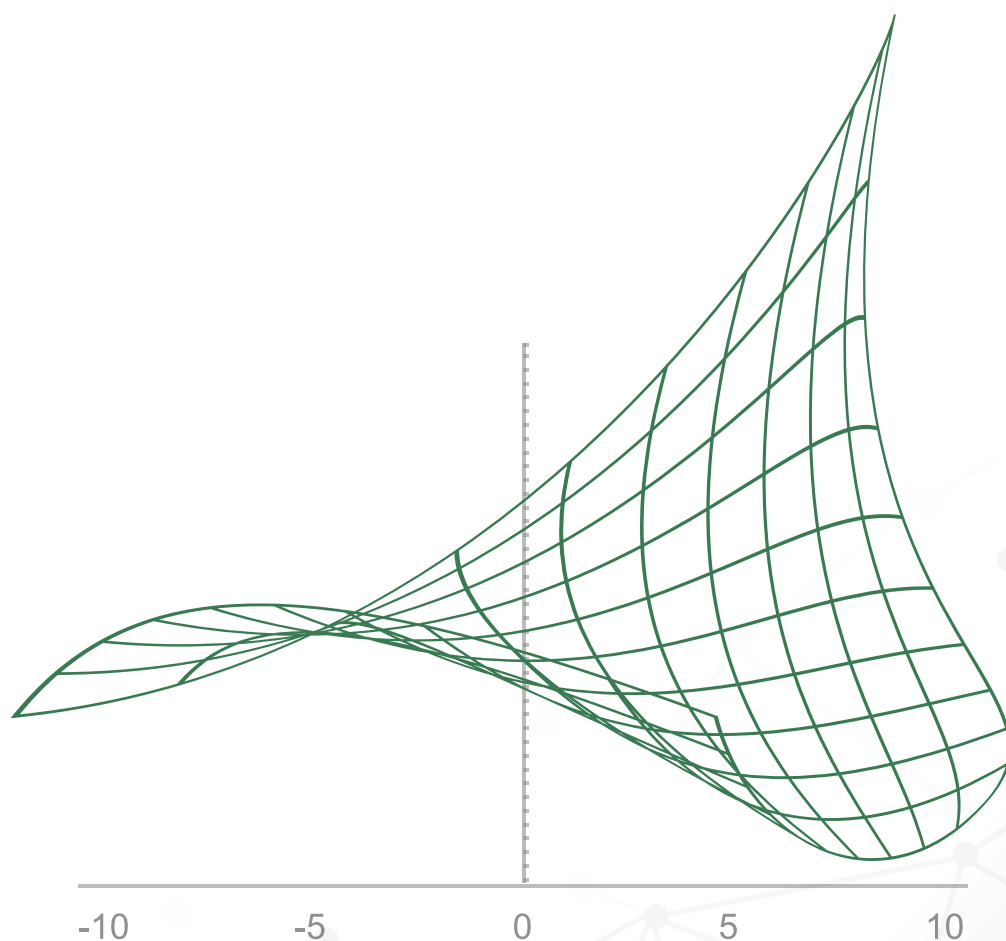




REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS



Página en blanco

Derechos reservados conforme a ley
© Banco Central de Reserva del Perú
Jr. Santa Rosa 441-445
Lima 15001
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 42

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ



AGOSTO 2023

Página en blanco

ESTUDIOS ECONÓMICOS

42

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ



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

COMITÉ EDITORIAL

Adrián Armas
(Presidente del Comité Editorial)

Paul Castillo Carlos Montoro Fernando Vásquez Marco Vega

EDITORES ASOCIADOS

Marco Ortiz (Universidad del Pacífico)

Gabriel Rodríguez (Pontificia Universidad Católica del Perú)

Diego Winkelried (Universidad del Pacífico)

EDITORES DE PUBLICACIÓN

Juan Carlos Aquino 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

Modelo de Proyección Trimestral: Una Actualización Hasta 2019 9

John Aguirre, Johar Arrieta, Luis E. Castillo, David Florián, Alan Ledesma, Jefferson Martinez, Valeria Morales y Amilcar Vélez

Este documento presenta una actualización del Modelo de Proyección Trimestral utilizado entre el 2014 y 2019 por la Gerencia Central de Estudios Económicos del BCRP con fines de proyección macroeconómica y de simulación de distintos escenarios de política monetaria y de riesgo. Se comentan los principales cambios en la estructura del modelo respecto de la última versión completa publicada. Asimismo, se documentan los resultados de la reestimación de los parámetros del modelo realizada con datos entre 2002-2017 y se evalúan las consecuencias de dichos cambios en términos de las propiedades dinámicas del modelo. En adición, se reporta la estimación de variables no observables implícitas del modelo entre las que destaca la brecha del producto y el crecimiento potencial del PBI. Finalmente, se narra la historia de los principales agregados macroeconómicos desde la perspectiva del modelo mediante un ejercicio de descomposición histórica.

Evaluación de los Indicadores de Inflación Subyacente para el Perú: 2002-2021 59

Erick Lahura y Alexander Grande

El objetivo de esta investigación es evaluar la utilidad de los indicadores de inflación subyacente publicados por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). El principal criterio para esta evaluación es que el indicador de inflación subyacente sea un atractor de la inflación general. Es decir, debe representar la tendencia hacia la cual revierte la inflación general. Dado el comportamiento no estacionario de la inflación general, el criterio requiere que se cumplan tres condiciones econométricas: (a) La inflación general y el indicador de inflación subyacente cointegran con un vector de cointegración unitario $[1, -1]$, (b) el indicador de inflación subyacente es débilmente exógeno, y (c) el indicador de inflación subyacente es fuertemente exógeno. Se evalúan cuatro indicadores de inflación subyacente: (i) la inflación subyacente por exclusión (Inf CORE), (ii) la inflación sin alimentos y bebidas (Inf SAB), (iii) la inflación sin alimentos y energía (Inf SAE), y (iv) la inflación subyacente sin alimentos y bebidas (Inf CORESAB). La información utilizada es de frecuencia mensual y cubre el período enero 2002 hasta diciembre 2021. Los resultados para el período previo al COVID-19 (enero 2002-febrero 2020) muestran que los indicadores Inf CORE, Inf SAB e Inf CORESAB cumplen con los criterios econométricos considerados, además de otros criterios estándar de la literatura. Los resultados son similares si se extiende la muestra y se incluye el período COVID-19 (marzo 2020-diciembre 2021).

Índice de Calidad de Gestión Pública de Municipalidades en Perú 83
Luis Eduardo Castillo

Esta investigación desarrolla un índice para medir la calidad de la gestión pública de las municipalidades distritales y provinciales en Perú entre 2012 y 2021. El indicador se construye asumiendo que el concepto de calidad posee dos dimensiones esenciales: eficiencia en la administración de recursos y capacidad para ejecutar políticas públicas y proveer servicios públicos. En primer lugar, se muestra que en promedio la calidad de la gestión pública a nivel provincial y distrital ha mejorado entre 2012 y 2021, a pesar de un retroceso notorio en 2019. Las mejoras han estado inducidas por avances en las dos dimensiones (eficiencia y capacidad). En segundo lugar, los datos sugieren que existe un efecto de convergencia en la calidad de gestión de municipalidades en el tiempo, y que mayor eficiencia está correlacionada con mayor capacidad dentro de una misma municipalidad. Finalmente, se realizan tres ejercicios de exploración para ejemplificar las líneas de investigación futura con este indicador. El primero muestra que hay una relación positiva entre i) la calidad de la gestión de distritos dentro de una provincia y ii) la calidad de la gestión de la municipalidad provincial respectiva. El segundo ejercicio evidencia una relación negativa débil entre la tasa de pobreza monetaria en 2018 y la calidad de gestión pública promedio entre 2012 y 2018. El tercero documenta que una mayor calidad de gestión pública en distritos previo a las elecciones municipales de 2014 estuvo asociada con la victoria electoral de alcaldes que buscaban la reelección. De tal forma, el indicador puede ser utilizado en trabajos adicionales para entender mejor los efectos de una gestión pública de calidad y su relación con resultados sociales y políticos en Perú.



CONTENTS

Quarterly Forecasting Model: an Update as of 2019	9
<i>John Aguirre, Johar Arrieta, Luis E. Castillo, David Florián, Alan Ledesma, Jefferson Martinez, Valeria Morales, and Amilcar Vélez</i>	

This study presents an update of the Quarterly Forecasting Model used between 2014 and 2019 by the Central Reserve Bank of Peru to perform both macroeconomic forecasting and simulation of several monetary policy and risk scenarios. We comment on the main changes in the structure of the model, compared to the latest published version. Furthermore, we document the results of the re-estimation of the model parameters based on data for the 2002-2017 period and evaluate the consequences of such changes in terms of the dynamic properties of the model. Additionally, we report the estimation of unobservable variables that are implicit to the model among which the output gap and the potential GDP growth stand out. Finally, we narrate the history of the main macroeconomic aggregates from the model standpoint by performing a historical decomposition exercise.

Evaluating the Core Inflation Indices for Peru: 2002-2021	59
<i>Erick Lahura and Alexander Grande</i>	

The goal of this investigation is to evaluate the usefulness of the core inflation indices published by the Central Reserve Bank of Peru. The main criterion for this evaluation is that the core inflation index must be an attractor of the headline inflation. That is, it must represent the trend the headline inflation reverts to. Given the nonstationary behavior of the headline inflation, the criterion requires three econometric conditions to be satisfied: (a) the headline inflation and the core inflation index co-integrate with a unit cointegration vector $[1,-1]$, (b) the core inflation index is weakly exogenous, and (c) the core inflation index is strongly exogenous. We evaluate four core inflation indices: (i) the exclusion-based core inflation (Inf CORE), (ii) the inflation without food and beverages (Inf SAB), (iii) the inflation without food and energy (Inf SAE), and (iv) the core inflation without food and beverages (Inf CORESAB). The employed information consists of monthly data and spans the period from January 2002 to December 2021. The results for the pre-COVID period (January 2002-February 2020) show that the indices denoted by Inf CORE, Inf SAB, and Inf CORESAB satisfy the econometric criteria considered, besides other standard criteria considered by the literature. The results remain similar if we increase the sample size and include the COVID period (March 2020-December 2021).

A Quality Index of Public Management in Municipalities in Peru 83
Luis Eduardo Castillo

This investigation develops an index to measure the quality of public management in municipalities both at the district and province levels in Peru between 2012 and 2021. The index is constructed by assuming that the notion of quality contains two essential dimensions: efficiency in resource management and capacity to implement public policies and provide public services. First, it is shown that on average the quality of public management at the provincial and district levels has improved between 2012 and 2021, despite a notorious reversal in 2019. The improvements have been induced by advances in both dimensions (efficiency and capacity). Second, the data suggest that there exists a convergence effect in the management capacity of municipalities along time, and that a higher efficiency is correlated with a higher capacity within the same municipality. Finally, we perform three exploratory exercises to exemplify future strands of research with this index. The first shows that there is a positive relation between i) the quality of district management within a province and ii) the management quality of the corresponding provincial municipality. The second exercise unveils a negative and weak relationship between the monetary poverty rate in 2018 and the average quality of public management between 2012 and 2018. The third documents that a higher quality of public management in districts prior to the municipal elections of 2014 was associated with the electoral victory of mayors that sought for re-election. Therefore, the index can be employed in subsequent work for a better understanding of the effects of a quality public management and its relationship with social and political outcomes in Peru.



Modelo de Proyección Trimestral: Una Actualización Hasta 2019¹

JOHN AGUIRRE, JOHAR ARRIETA, LUIS E. CASTILLO, DAVID FLORIÁN, ALAN LEDESMA, JEFFERSON MARTINEZ, VALERIA MORALES Y AMILCAR VÉLEZ*

Este documento presenta una actualización del Modelo de Proyección Trimestral utilizado entre el 2014 y 2019 por la Gerencia Central de Estudios Económicos del BCRP con fines de proyección macroeconómica y de simulación de distintos escenarios de política monetaria y de riesgo. Se comentan los principales cambios en la estructura del modelo respecto de la última versión completa publicada. Asimismo, se documentan los resultados de la reestimación de los parámetros del modelo realizada con datos entre 2002-2017 y se evalúan las consecuencias de dichos cambios en términos de las propiedades dinámicas del modelo. En adición, se reporta la estimación de variables no observables implícitas del modelo entre las que destaca la brecha del producto y el crecimiento potencial del PBI. Finalmente, se narra la historia de los principales agregados macroeconómicos desde la perspectiva del modelo mediante un ejercicio de descomposición histórica.

Palabras Clave : Modelo semiestructural, proyecciones macroeconómicas, variables no observables.
Clasificación JEL : C11, E37, E52, E58, F41.

1. INTRODUCCIÓN

En base al esquema de metas explícitas de inflación adoptado por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), la política monetaria tiene el propósito de mantener a la inflación dentro del rango meta. Esto hace que el diseño de política monetaria sea de naturaleza prospectiva². Por un lado, la inflación registra una dinámica marcadamente persistente ante los distintos choques de oferta y de demanda tanto de naturaleza

¹ La versión del Modelo de Proyección Trimestral (MPT) presentada en este documento corresponde a aquella solo con información disponible hasta diciembre de 2019. El estado de dicha versión del modelo se ha logrado a través de mejoras sucesivas que han sido fruto de múltiples sugerencias recibidas a lo largo de los (por entonces) últimos años y que comienzan en el año 2003, a partir de la creación del Departamento de Modelos Macroeconómicos dentro de la Gerencia de Política Monetaria del BCRP y de las primeras versiones del MPT.

* Los autores de este documento han sido parte del equipo del Departamento de Modelos Macroeconómicos del BCRP entre los años 2017 y 2022. Agradecemos los comentarios y sugerencias de Adrián Armas, Carlos Montoro, Fernando Perez y Marco Vega.

Las opiniones expresadas en este trabajo así como los posibles errores son de exclusiva responsabilidad de los autores.

² Esta naturaleza prospectiva es incluso más relevante para una economía pequeña y abierta con dolarización financiera como explican Rossini y Vega (2007).

externa como local; por lo que, la respuesta de política monetaria debe anticiparse a potenciales respuestas prolongadas de la inflación ante la posibilidad que las expectativas de inflación se contagien³. Por otro lado, se tiene un importante rezago, ampliamente documentado, entre los efectos sobre la inflación de las medidas de política monetaria⁴.

Esta característica prospectiva requerida para el diseño de política monetaria en el marco de un régimen de metas explícitas de inflación, introduce la necesidad de utilizar modelos cuantitativos parsimoniosos que produzcan proyecciones razonablemente precisas y condicionadas a la respuesta de la política monetaria. En línea con ello, y como parte del sistema de proyecciones macroeconómicas del BCRP, se ha desarrollado a lo largo de los últimos veinte años, el Modelo de Proyección Trimestral (MPT). El MPT es un modelo dinámico semi-estructural basado en el paradigma nuevo Keynesiano para economías pequeñas y abiertas y que incorpora particularidades propias de la economía peruana. Dicho modelo es utilizado por funcionarios del BCRP para elaborar proyecciones macroeconómicas y evaluar distintos escenarios. Estos escenarios contemplan, tanto cambios ante distintas respuestas de política monetaria como la materialización de diversos riesgos latentes. De esta forma, el BCRP está en la capacidad de proponer respuestas de política monetaria consistentes con la meta de inflación ante los posibles escenarios económicos previstos.

Sin embargo, el proceso de toma de decisiones de política monetaria es complejo y dinámico. Lo que se refleja en el constante escrutinio, revisión y actualización del MPT. Desde la primera versión desarrollada en el 2002 y publicada en [Luque y Vega \(2003\)](#), el MPT se viene mejorando continuamente. De hecho en [Llosa y Miller \(2004\)](#), [Armas y Grippa \(2006\)](#), [Rossini y Vega \(2007\)](#), [Vega y otros \(2009\)](#), [Salas \(2011\)](#), [Winkelried \(2013\)](#) y [Castillo y Florián \(2019a\)](#) se pueden apreciar distintas versiones del modelo utilizadas por en la Gerencia Central de Estudios Económicos del BCRP para elaborar las propuestas de política en cada Programa Monetario, estimar variables no observables o describir la dinámica macroeconómica ante el impacto de algún choque.

El propósito de este documento es describir las novedades en el MPT respecto de la última versión completa publicada en [Winkelried \(2013\)](#). Esto es, comentar los cambios en la estructura del modelo y los resultados de la estimación de sus parámetros utilizando una muestra de frecuencia trimestral entre los años 2002 a 2017 antes de la pandemia del Covid-19. Asimismo, se exponen los consecuentes cambios en las propiedades dinámicas del modelo. En adición, se presenta la narrativa histórica desde la perspectiva del MPT, tanto para el caso de algunas variables no observables relevantes (la brecha del producto, el crecimiento del producto potencial y la tasa natural de interés) como de las distintas medidas de inflación⁵.

Con respecto a los cambios en la estructura del modelo, se sustituye a la inflación subyacente por la inflación del IPC sin considerar los componentes de Alimentos y Energía (IPC-SAE). Esto debido a que la inflación del IPC-SAE incluye los grupos de bienes en la canasta de consumo con la menor volatilidad de precios. Asimismo, se permiten elasticidades diferenciadas en la brecha de producto de los componentes

³ Como se reporta en el recuadro 6 de [Banco Central de Reserva del Perú \(2017\)](#). En [Vega y Winkelried \(2006\)](#) se documenta una menor persistencia en economías que adoptan esquemas de metas de inflación (incluyendo a Perú), pero incluso en ese caso se identifica persistencias considerables.

⁴ En el caso peruano, dicho rezago se reporta en [Winkelried \(2005\)](#), [Castillo y otros \(2011\)](#), [Lahura \(2012\)](#), [Pérez Forero y Vega \(2014\)](#), [Pérez Forero \(2016\)](#) y [Portilla Goicochea y Rodríguez \(2020\)](#).

⁵ Esta narrativa se alimenta y es coherente con varios trabajos previos, entre ellos: [Ferreyra y Herrada \(2003\)](#), [Ferreyra y Salas \(2006\)](#), [Castillo y otros \(2006a\)](#), [Castillo y otros \(2006b\)](#), [Castillo y otros \(2006a\)](#), [Rodríguez y Winkelried \(2011\)](#), [Florián y otros \(2021b\)](#), [Pereda \(2011\)](#), [Castillo y Florián \(2019b\)](#).

de los términos de intercambio (precios de exportaciones e importaciones) y del impulso fiscal (gasto de gobierno y recaudación). Con respecto a las expectativas de depreciación, se asume que las expectativas se forman sobre el nivel de tipo de cambio. Finalmente, se admite la posibilidad de que la dinámica de los términos de intercambio afecte a la prima por riesgo en la ecuación de paridad no cubierta de tasas de interés.

Como producto de estos cambios en la estructura y en la reestimación del modelo con un conjunto de datos actualizado, se evidencia una mayor capacidad predictiva del modelo. De hecho, se reporta una mejora en la calidad de las predicciones del MPT cuando se insume la proyecciones sobre variables exógenas de expertos en las distintas áreas del BCRP.

Como se describe en Montoro (2009), la elaboración de las proyecciones del BCRP es un proceso complejo de varias etapas que son finalmente consolidadas con el MPT. Por un lado, se recopila información reciente sobre la situación actual de la economía nacional y se hace seguimiento a indicadores adelantados de la actividad económica⁶. Por otro lado, también se monitorea la economía mundial y se elaboran proyecciones de las variables más relevantes asociadas al entorno externo (como precios de *commodities*). Estos ejercicios de seguimiento y proyección incluyen una evaluación de la política fiscal, de los potenciales de crecimiento de largo plazo y de la evolución de corto plazo de la inflación y luego son consistenciadas mediante la metodología de programación financiera de las cuentas nacionales, la balanza de pagos, las cuentas fiscales y monetarias. Este proceso es exógeno al MPT y constituye lo que en el párrafo anterior se denominó proyección de variables exógenas. Así, las proyección de los agregados macroeconómicos del MPT es robusta a todo el análisis previo desarrollado por los expertos, con lo que el MPT insume eficientemente distintos supuestos de proyección (potencialmente no lineales).

Entre los resultados más resaltantes, es importante mencionar que el aparente aplanamiento de la curva de Phillips reportada, tiene dos fuentes probables. En primer lugar, la variable medible es la inflación del IPC-SAE en lugar de la inflación subyacente, y dada la menor volatilidad de la inflación del IPC-SAE es de esperar que el coeficiente estimado tienda a ser menor⁷. En segundo lugar, es posible que se esté identificando un aplanamiento de la curva de Phillips. En general, se ha reportado este aplanamiento en economías con inflación estable. Así algunos encargados de política monetaria referencian este fenómeno como, por ejemplo, el presidente de la Reserva Federal de los EE. UU. Jerome Powell en diciembre de 2019⁸. Sin embargo, la evidencia es mixta, por ejemplo, con datos de USA, Galí y Gambetti (2019) reportan aplanamientos menores a los reportados por encargados de política monetaria mientras que Kuttner y Robinson (2010) documenta aplanamientos importantes y significativos. Para el caso de la economía peruana, Aquino (2019) y Rojas (2019), identifican cambios en las propiedades dinámicas de la inflación mas la evidencia sobre el aplanamiento no es concluyente. En lo que concierne a este documento, el diagnostico sobre un aplanamiento de la curva de Phillips amerita evaluaciones adicionales para distinguir cual de las dos fuentes explica predominantemente la reducción del coeficiente asociado a la pendiente de la curva de Phillips debido principalmente a la naturaleza semiestructural del MPT.

⁶ Se realizan diversas encuestas sobre las expectativas de los agentes económicos (sobre inflación, tipo de cambio, crecimiento, confianza empresarial, etc.) y se cuenta con registros actualizados de consumo de energía eléctrica, despachos locales de cemento, etc.

⁷ En la muestra, la desviación estándar de la inflación del IPC-SAE es de 0.83 mientras que la de la inflación subyacente fue de 1.18. Esto es, la inflación del IPC-SAE es 29,8 por ciento menos volátil que la inflación subyacente.

⁸ Ver la conferencia de prensa de comunicación de políticas por parte de la Reserva Federal de EE. UU. de diciembre de 2019 en <https://www.federalreserve.gov/mediacenter/files/FOMCpresconf20191211.pdf>.

Si bien, el MPT es la herramienta más relevante de proyección utilizada por el BCRP, éste pertenece a un conjunto amplio de modelos utilizados por el BCRP en su sistema de proyecciones. Así, el BCRP, monitorea el estado actual de la economía y elabora escenarios de política monetaria y de riesgos. Por lo tanto, el BCRP cuenta tanto con modelos puramente estadísticos (ver Barrera (2005, 2007, 2013); Llosa y otros (2006); Winkelried (2012); Carrera y Ledesma (2015); Pérez Forero (2018, 2021) y Florián y otros (2021a)) como con modelos microfundados (ver Llosa (2004); Castillo y otros (2009, 2013) y Carrasco y otros (2019)). Por su parte, el MPT es un modelo semiestructural ya que se encuentra en el intermedio de los tipos de modelos descritos líneas arriba. Por un lado, la estructura fundamental del modelo se motiva con microfundamentos derivados de la teoría económica. Por el otro, los detalles específicos de las interacciones entre variables y estructura de rezagos son producto de la búsqueda de un mejor ajuste a los datos de tal manera que se priorice la precisión de la proyección en un horizonte de hasta dos años. Así, el MPT al ser un modelo flexible de una razonable capacidad predictiva (con mecanismos de transmisión claramente especificados), facilita la comunicación de las proyecciones y de los escenarios de riesgo.

El uso de modelos econométricos, microfundados y semi-estructurales para elaborar proyecciones macroeconómicas es una práctica común en la Banca Central. Por ejemplo, el Banco de la República de Colombia utiliza el PATACON descrito en González y otros (2011)⁹. El Banco Central de Chile tiene implementados los modelos MSEP y XMAS para el análisis de su economía doméstica y el GPM7 para el de la economía mundial, una descripción detallada de estos modelos se presentan en Arroyo Marioli y otros (2020), García y otros (2019) y Blagrove y otros (2013), respectivamente¹⁰. Por su parte, el Banco Central de Brasil hace uso de su modelo SAMBA, el cual se describe de forma detallada en de Castro y otros (2015)¹¹. Asimismo, en economías avanzadas, el Sistema de la Reserva Federal (FED) cuenta con el modelo FRB/US mientras que el Banco Central Europeo utiliza el modelo NAWM¹². Así, el MPT forma parte de este grupo de modelos empleados por distintos Banco Centrales.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La sección 2 presenta las novedades respecto de la estructura del MPT. La sección 3 describe los datos empleados en la estimación del modelo, los resultados de la estimación y compara las propiedades dinámicas estimadas del modelo con las reportadas en Winkelried (2013). Por su parte, la sección 4 reporta con más detalles dichas propiedades dinámicas, se comenta la historia consistente con el MPT y se evalúa la precisión de la predicción. Finalmente, en la 5 se hace una reflexión final.

2. NOVEDADES EN LA ESTRUCTURA DEL MODELO

Esta sección se enfoca en las modificaciones de la estructura básica del MPT con respecto a la versión descrita en Winkelried (2013) (MPT2013 de ahora en adelante). Los cambios se listan a continuación:

- Se reemplaza a la inflación subyacente por la inflación del IPC-SAE como medida tendencial de inflación. Adicionalmente, se agrega un factor inercial a la determinación de la inflación no tendencial o

⁹ Policy Analysis Tool Applied to Colombian Needs

¹⁰ MSEP, XMAS y GPM7 son acrónimos de Modelo Semi-Estructural de Proyecciones, Modelo Extendido para Análisis y Simulación y *Global Projection Model*, respectivamente. En el último caso, el Banco Central de Chile utiliza la versión de siete regiones del modelo presentado en Carabenciov y otros (2013).

¹¹ SAMBA es acrónimo de “*Stochastic Analytic Model with a Bayesian Approach*”.

¹² FRB/US es un modelo microfundado de gran escala para la economía Estadounidense, descrito en Brayton y otros (2014). Por su parte, NAWM es acrónimo de New Area-Wide Model y es discutido en Warne y otros (2008)

inflación de los componentes Alimentos y Energías del IPC (IPC-AE). Ello se observa en las ecuaciones (1), (2) y (4).

- Así como en la versión anterior del MPT, el proceso de formación de expectativas de inflación cuenta con un componente adaptativo. Esto es, la proporción ρ_{π^e} de los agentes no revisa su proyección. Por su parte, de la proporción de agentes que sí revisan su proyección, algunos lo hacen de forma racional ($E_t \Pi_{t+4}^{sae}$) mientras que otros lo hacen de forma adaptativa (Π_{t-1}). Es este último componente el nuevo elemento en esta versión del MPT, y su inclusión en el modelo (ver ecuación (3)) responde a criterios puramente estadísticos.
- El tipo de cambio real es sustituido por el desvío de la ley de un solo precio en la determinación de la inflación importada. En el proceso que determina la inflación importada (5), se incluye la primera diferencia de los precios externos de las importaciones relativo a su correspondiente precio doméstico. Este desvío de la ley de un solo precio equivale a la depreciación real y se define en (6).
- Con respecto a los determinantes de la demanda, se introducen efectos diferenciados de los componentes de los términos de intercambio y del impulso derivado del déficit primario estructural. Como se muestra en la ecuación (7), la brecha de producto depende, por separado, de los precios de exportaciones, de importaciones, del gasto de gobierno y de la recaudación fiscal.
- Se incluye la posibilidad de efectos de hoja de balance en las condiciones monetarias. Esto es, considerando el grado de dolarización de la economía y posibles descalces de monedas, las depreciaciones nominales podrían deteriorar las condiciones monetarias. Así, como se puede apreciar en la ecuación (8), se agrega la prima por riesgo cambiario al índice de condiciones monetaria. Cabe destacar que este mecanismo (no lineal), sólo se activa en escenarios de riesgo que implican una importante depreciación nominal. De esta forma, se pueden hacer evaluaciones de las políticas de intervención cambiaria.
- Las brechas de las tasas de interés reales se miden con respecto a su nivel de equilibrio y ya no con respecto a su nivel de estado estacionario (13) y (14). Estos niveles de equilibrio se caracterizan por las ecuaciones (11) y (12).
- Se considera una regla de política monetaria (19) prospectiva. Ello debido a que ésta ahora depende del desvío de la inflación observada sobre la inflación tendencial del IPC-SAE esperado para cuatro trimestres en adelante (Π_{t+4}^{sae}). El desvío de la inflación se define en la ecuación (20). Asimismo, la regla de política monetaria ahora también considera la información de la brecha del producto del trimestre anterior.
- Asimismo, la regla de política monetaria depende ya no de la tasa de interés doméstica en estado estacionario, sino, de la tasa de interés natural, cuya dinámica se describe en (21).
- Por último, se añade una relación, empíricamente relevante, entre los términos de intercambio y la depreciación nominal a través de la prima por riesgo en diferencial de tasas de interés (ver ecuación (23)).

A continuación se brindan detalles sobre estos cambios en la estructura del modelo. Anótese que en este documento se mantienen la notación y nomenclatura utilizada en el MPT2013¹³.

¹³ Esto es: *i*) Variables sin subíndice t denotan valores de estado estacionario. *ii*) Las letras griegas minúsculas π denotan inflación trimestral anualizada mientras que la letra griega mayúscula Π se refiere a la inflación interanual. *iii*) Las letras griegas minúsculas λ denotan depreciación nominal trimestral anualizada mientras que la letra griega mayúscula Λ se refiere a la depreciación nominal interanual.

2.1. INFLACIÓN

El rango meta de inflación para el BCRP se formula con respecto de la inflación del Índice de Precios al Consumidor (IPC). Así, la inflación trimestral anualizada (desestacionalizada) se denomina π_t y se descompone entre la inflación del IPC-SAE (π_t^{sae}) y del IPC-AE (π_t^{ae}):

$$\pi_t = c_{sae}\pi_t^{sae} + (1 - c_{sae})\pi_t^{ae} \quad (1)$$

El IPC-SAE es un indicador tendencial del IPC obtenido por la exclusión de los rubros de alimentos y energía. Así, este índice representa el $c_{sae} = 56\%$ de la canasta del IPC.

Se considera como componente sistemático de la inflación a la inflación del IPC-SAE (π_t^{sae}) en lugar de la inflación subyacente. Por un lado, los principales Bancos Centrales utilizan versiones equivalentes a la inflación del IPC-SAE lo que facilita la comparabilidad de modelos¹⁴. Asimismo, en los años que cubre esta actualización del MPT (años 2014 y 2019), la inflación del IPC-SAE fue la inflación tendencial de referencia utilizada en la comunicación del BCRP al público.

La ecuación (2) presenta la dinámica de la inflación del IPC-SAE. La forma específica de esta ecuación se motiva en la estructura típica de una curva de Phillips nuevo keynesiana para una economía abierta. Así, la inflación del IPC-SAE responde a la inflación importada tendencial denominada en soles (Π_t^m), un componente inercial de la inflación (π_{t-1}^{sae}), las expectativas de inflación a cuatro trimestres (Π_t^e) y de la brecha producto (y_t). Específicamente,

$$\pi_t^{sae} = b_m\Pi_t^m + (1 - b_m) [b_{sae}\pi_{t-1}^{sae} + (1 - b_{sae})\Pi_t^e] + b_y [c_y y_t + (1 - c_y)y_{t-1}] + \varepsilon_t. \quad (2)$$

Es oportuno mencionar que la inflación importada en soles contiene en su definición la variación trimestral del tipo de cambio, lo que asegura sensibilidad de los elementos no volátiles de la canasta del IPC al tipo de cambio.

Asimismo, las expectativas de inflación siguen

$$\Pi_t^e = \rho_{\pi^e}\Pi_{t-1}^e + (1 - \rho_{\pi^e})[(1 - c_p)E_t\Pi_{t+4}^{sae} + c_p\Pi_{t-1}^e] + \varepsilon_t, \quad (3)$$

Nótese que a diferencia del MPT2013, la formación de expectativas de inflación se modela ahora adicionando un componente adaptativo (Π_{t-1}^e), el cual es empíricamente relevante. Así, las expectativas incluye un factor de persistencia (Π_{t-1}^e), un factor que representa expectativas racionales prospectivas (Π_{t+4}^{sae}), un factor que representa expectativas adaptativas (Π_{t-1}^e) y movimientos inesperados de demanda en el choque. En adición, aquellos choques ‘suficientemente persistentes’ de oferta tal que afecten la medida tendencial de inflación pueden contaminar expectativas, lo que añade un canal adicional de oferta.

Por su parte, la ecuación (4) reporta la dinámica de la inflación del IPC-AE (π_t^{ae}). Como consecuencia

¹⁴ Por ejemplo, la Reserva Federal utiliza el PCEPI (*Personal Consumption Expenditures Price Index*) excluyendo alimentos y energía. El Banco Central Europeo utiliza el HICP (*Harmonised Indices of Consumer Prices*) que excluye los rubros de alimentos, energía, alcohol y tabaco. De manera similar, México usa el IPC luego de excluir energía y productos agropecuarios. En Chile se utiliza el IPC sin rubros volátiles. El Banco Central de Brasil excluye alimentos, energía y vehículos. En Colombia excluyen alimentos básicos, energía y servicios básicos.

del supuesto sobre la inflación del IPC-SAE, se presume que la inflación del IPC-AE recoge las variaciones no sistemáticas de la inflación del IPC. Por consiguiente, estos movimientos se aíslan de la respuesta de política monetaria.

Se asume que la inflación del IPC-AE sigue,

$$\pi_t^{ae} = \rho_{\pi_t^{ae}} \pi_{t-1}^{ae} + (1 - \rho_{\pi_t^{ae}}) [b_s \pi_t^{sae} + (1 - b_s) \pi_t^m] + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Esto es, la inflación del IPC-AE depende de un componente inercial (no presente en el MPT2013) y un promedio ponderado entre la inflación del IPC-SAE e importada en soles (π_t^m).

Inflación Importada y el Desvío de la Ley de un Solo Precio

Se asume que la inflación importada en soles es función de su componente inercial, de su expectativa racional cuatro trimestres en adelante ($E_t \Pi_{t+4}^m$) y del rezago del cambio en el precio externo relativo de las importaciones (Δq_{t-1}^m). Esto es,

$$\pi_t^m = c_{mm} \pi_{t-1}^m + (1 - c_{mm}) E_t \Pi_{t+4}^m + c_{mq} \Delta q_{t-1}^m + \varepsilon_t. \quad (5)$$

Nótese que en el MPT2013, el equivalente a la ecuación (5) utiliza directamente los precios externos de las importaciones relativo a su correspondiente precio doméstico (q_{t-1}^m) en lugar de la primera diferencia.

Por su parte, por definición, Δq_{t-1}^m es producto de los desvíos de la ley de un sólo precio. Así,

$$\Delta q_t^m = \pi_t^{m\$} + \lambda_t - \pi_t^m, \quad (6)$$

donde $\pi_t^{m\$}$ y λ_t representan la inflación importada en dólares y la depreciación nominal, respectivamente¹⁵.

Bajo la ley de un sólo precio, el lado derecho de (6) es cero. Esto es, los bienes adquiridos en mercados internacionales (cotizados en dólares) deberían ser comercializados domésticamente al mismo precio pero convertido a soles con el tipo de cambio. Sin embargo, los datos no respaldan este principio lo que da pie al desvío de esta ley¹⁶. Esta modificación no es trivial, ya que, como se argumenta en Charles (2014), la inclusión explícita de los desvíos de la ley de un solo precio podrían motivar mejoras en el bienestar asociadas con la estabilización del tipo de cambio cuyo fundamento provendría por el lado de la determinación doméstica de los precios de los bienes importados.

En (5) y (6) se asume implícitamente que los precios en la economía doméstica de los bienes importados exhiben algún tipo de rigidez nominal. Así, los incrementos en la depreciación nominal (costos marginales de los importadores) crean un diferencial entre los precios internacionales de los bienes a importar (en dólares) y los precios en el mercado doméstico de dichos bienes importados. Así, variaciones del tipo de

¹⁵ Otro cambio adicional a la versión del MPT2013 es el reemplazo de la inflación externa expresada en dólares ($\pi_t^{*\$}$), por la inflación importada en dólares ($\pi_t^{m\$}$).

¹⁶ La magnitud, volatilidad y persistencia de estos desvíos están ampliamente documentados en la literatura, ver por ejemplo Rogoff y otros (2001).

cambio se trasladan a la inflación de los bienes importados¹⁷.

2.2. BRECHA DEL PRODUCTO Y SUS DETERMINANTES

El crecimiento potencial del PBI sigue un proceso exógeno idéntico al utilizado en el MPT2013¹⁸. En contraste, se introducen cambios importantes en la dinámica de la brecha del producto (y_t) cuya ecuación se especifica como,

$$y_t = a_{ye} [y_{t-1} + x_{t+1}^e] + a_{yy} y_{t-1} - a_{y\psi} \psi_{t-1} + a_{\tau^{px}} \tau_t^{px} - a_{\tau^{pi}} \tau_t^{pi} + \dots \quad (7)$$

$$\dots + a_q q_t + a_{y^*} y_t^* - a_t t_t + a_g g_t + \varepsilon_t.$$

En línea con la curva IS nuevo keynesiana estándar para una economía abierta, la brecha de producto esta determinada por sus expectativas (brecha producto esperada), su componente inercial, un índice de las condiciones monetarias reales (ψ_{t-1}), la brecha del producto de los principales socios comerciales del Perú (y_t^*), la brecha del tipo de cambio real (q_t) y otros impulsos asociados a la demanda agregada¹⁹. Sobre este último, la brecha del tipo de cambio real es el desvío porcentual entre el tipo de cambio real observado y el de equilibrio. El tipo de cambio real de equilibrio se obtiene con modelos satélites como se describe en Florián y otros (2021b)²⁰.

Estos impulsos de demanda agregada corresponden al impulso de precios de exportaciones (τ_t^{px}), de importaciones (τ_t^{pi}), de gasto fiscal (g_t) y de recaudación tributaria (t_t). En el MPT2013 implícitamente se asume que los precios de exportaciones e importaciones tienen el mismo impacto (en valor absoluto) sobre la brecha de producto; por lo tanto, solo se incluye el impulso de los términos de intercambio ($\tau = \tau_t^{px} - \tau_t^{pi}$). Sin embargo, como producto de la estimación para la presente actualización del MPT, se reportan efectos significativamente diferenciados sobre cada uno de estos componentes desagregados.

De manera análoga, en el MPT2013 se asume que el impulso fiscal ($\phi_t = g_t - t_t$) es suficiente para recoger las presiones de demanda generadas por la política fiscal. En contraste, en esta actualización, se asume que los impulsos de las políticas de gasto y recaudación fiscal exhiben multiplicadores diferenciados sobre la demanda agregada. En evaluaciones preliminares para este documento, se estima de manera recurrente que la elasticidad de la brecha ante impulsos de recaudación tributaria es muy cercana a cero. El hecho de que, la respuesta de la brecha al impulso fiscal estimada en el MPT2013 resulte significativamente menor a la respuesta ante impulsos de gasto (condicional a una respuesta reducida ante impulsos de recaudación) puede entenderse como evidencia en favor de los efectos diferenciados sobre la brecha de los componentes del impulso fiscal.

¹⁷ La medición de los precios importados en dólares se realiza a partir de dos variables. Para la historia (estimación) y el punto inicial se utiliza el índice de precios al por mayor importado cuya fuente es el INEI mientras que para los ejercicios de proyección se utiliza el adelanto del índice de precios a las importaciones.

¹⁸ En esta versión de la brecha del producto, se incorpora el cambio esperado en la brecha del producto para el siguiente trimestre y no el corriente como en el MPT2013, así, el modelo refuerza su idiosincrasia prospectiva.

¹⁹ Las expectativas de la brecha $y_{t-1} + x_{t+1}^e$ se modelan como la agregación de un componente adaptativo y_{t-1} y otro quasi racional x_{t+1}^e . Este último se modela, a su vez, de la siguiente manera: $x_{t+1}^e = \rho_{ye} x_t^e + (1 - \rho_{ye}) [E_t y_{t+1} - y_{t-1}] + \varepsilon_t$.

²⁰ El tipo de cambio real de equilibrio sigue las metodologías FEER (por las siglas en inglés de *Fundamental Equilibrium Exchange Rate*) y BEER (por las siglas en inglés de *Behavioural Effective Exchange Rate*). En el enfoque FEER, el equilibrio del tipo de cambio real es aquel que iguala la cuenta corriente con su valor sostenible. Por su parte, en el enfoque BEER, el equilibrio del tipo de cambio real es producto de su relación de largo plazo sus fundamentos macroeconómicos.

2.3. EL ÍNDICE DE CONDICIONES MONETARIAS REALES

La sustitución intertemporal entre consumo presente y consumo futuro presente en las curvas IS de los modelos nuevo keynesianos sugiere que la brecha de producto se ve directamente influenciada por las condiciones financieras que enfrentan los agentes. En ese sentido, en el MPT se hace un esfuerzo por resumir esta información financiera, que incluye a la posición de política monetaria convencional, en el índice de condiciones monetarias reales. De manera específica, el índice se formula de la siguiente manera:

$$\psi_t = c_{rmn}r_t^{mn} + c_{rme}r_t^{me}. \quad (8)$$

Como es natural, la brecha de la tasa de interés real doméstica (r_t^{mn}) es un componente importante de este índice. Asimismo, dada la apertura financiera de la economía peruana, el índice también incluye a la brecha de la tasa de interés real externa expresada en soles (r_t^{me}).

Específicamente, la tasa de interés real incluye una combinación lineal de las tasas de interés del mercado bancario ($I_t^{b,mn}$ y $I_t^{b,me}$) y del mercado monetario ($I_t^{c,mn}$ y $I_t^{c,me}$), ajustados por el nivel de expectativas de inflación (y de la depreciación esperada a cuatro trimestres en el caso de moneda extranjera). Con ello, se busca medir tasas de interés representativas del mercado que incluyen información de liquidez, estructura de plazos y primas de riesgo.

$$R_t^{mn} = c_b^{mn}I_t^{b,mn} + (1 - c_b^{mn})I_t^{c,mn} - \Pi_t^e. \quad (9)$$

$$R_t^{me} = c_b^{me}I_t^{b,me} + (1 - c_b^{me})I_t^{c,me} - \Pi_t^e + \Lambda_t^e. \quad (10)$$

Así, las brechas de las tasas de interés reales se definen como la diferencia entre las respectivas tasas de interés reales y sus niveles de equilibrio, los cuales vienen dados por

$$R_t^{mn-eq} = (1 - \rho_{r^{mn-eq}})(i_t^n - i + R^{mn}) + \rho_{r^{mn-eq}}R_{t-1}^{mn-eq} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$R_t^{me-eq} = (1 - \rho_{r^{me-eq}})(i_t^n - i + R^{me}) + \rho_{r^{me-eq}}R_{t-1}^{me-eq} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Ambos niveles de equilibrio son caracterizados como un promedio entre un factor inercial ($R_{t-1}^{mn-eq}/R_{t-1}^{me-eq}$) y un factor compuesto por el desvío de la tasa de interés natural con respecto al nivel de estado estacionario ($i_t^n - i$) y la respectiva tasa de interés real (R_t^{mn}/R_t^{me}). Finalmente, las brechas de tasas de interés reales se definen como

$$r_t^{mn} = R_t^{mn} - R_t^{mn-eq} \quad (13)$$

$$r_t^{me} = R_t^{me} - R_t^{me-eq} \quad (14)$$

2.4. IMPULSO DE PRECIOS DE EXPORTACIONES, IMPORTACIONES, GASTO DE GOBIERNO Y RECAUDACIÓN FISCAL

La medición de los impulsos de los precios de exportaciones e importaciones y de los impulsos de gasto y recaudación fiscal son análogos a las relaciones utilizadas en el MPT2013 para el impulso de los términos de intercambio y el impulso fiscal.

Los impulsos de los precios de las exportaciones (τ_t^{px}) y de las importaciones (τ_t^{pi}) evolucionan según

(15) y (16), respectivamente. Como se aprecia en dichas ecuaciones, ambos impulsos se identifican como una frecuencia intermedia entre variaciones de corto y largo plazo de los respectivos índices de precios. La especificación de estos impulsos corresponde a procesos autoregresivos de orden dos con media cero y raíces reales. Dichos procesos se alimentan adicionalmente de sus propios choques (esto es, $\varepsilon_t^{\tau^{px}}$ y $\varepsilon_t^{\tau^{pi}}$) así como de las variaciones de los precios internacionales de las exportaciones ($\pi_t^{x\$}$) e importaciones ($\pi_t^{m\$}$).

Específicamente,

$$\tau_t^{px} = (a_{\tau_{largo}} + a_{\tau_{corto}})\tau_{t-1}^{px} - a_{\tau_{largo}}a_{\tau_{corto}}\tau_{t-2}^{px} + (a_{\tau_{largo}} - a_{\tau_{corto}})\frac{\pi_t^{x\$} - \pi^*}{4} + \varepsilon_t^{\tau^{px}}, \quad (15)$$

$$\tau_t^{pi} = (a_{\tau_{largo}} + a_{\tau_{corto}})\tau_{t-1}^{pi} - a_{\tau_{largo}}a_{\tau_{corto}}\tau_{t-2}^{pi} + (a_{\tau_{largo}} - a_{\tau_{corto}})\frac{\pi_t^{m\$} - \pi^*}{4} + \varepsilon_t^{\tau^{pi}}, \quad (16)$$

Por su parte, t_t y g_t siguen procesos exógenos autorregresivos de primer orden como se aprecia en (17) y (18), respectivamente.

$$t_t = \rho_t t_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (17)$$

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (18)$$

2.5. LA REGLA DE POLÍTICA MONETARIA

La regla de política monetaria (19) adquiere en esta versión del MPT un carácter prospectivo al considerar en el cálculo del desvío de la inflación a la inflación del IPC-SAE cuatro trimestres adelante (Π_{t+4}^{sae}) y no la inflación subyacente corriente (Π_t^s) como en el MPT2013.

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i) \left[i_t^n + f_\pi \widehat{\Pi}_t + f_y [c_{fy} y_t + (1 - c_{fy}) y_{t-1}] \right] + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$\widehat{\Pi}_t = E_t \Pi_{t+4}^{sae} - \bar{\Pi} \quad (20)$$

En cuanto al desvío de la inflación con respecto a su meta (20), esta es la brecha entre la inflación tendencial del IPC-SAE cuatro trimestres adelante Π_{t+4}^{sae} y la meta de inflación $\bar{\Pi} = 2$. Asimismo, nótese que en la determinación de la tasa de interés de referencia (19), participa no solo la brecha del producto corriente, sino también la brecha del producto del trimestre anterior.

Adicionalmente, la regla de política monetaria depende ya no de la tasa de interés doméstica en estado estacionario, sino, de la tasa de interés natural, cuya dinámica se describe en

$$i_t^n = (1 - \rho_{in})i + \rho_{in}i_{t-1}^n + \varepsilon_t \quad (21)$$

Donde i_t^n es la tasa natural, y depende del valor de estado estacionario de la tasa de interés nominal y un factor inercial.

2.6. PARIDAD DESCUBIERTA DE TASAS DE INTERÉS

La última novedad con respecto a la estructura en el MPT2013 se presenta en la Paridad Descubierta de tasas de Interés (PDI). Específicamente, se asume que la prima de riesgo (país y cambiario) en la PDI es directamente afectada por los términos de intercambio. Como se muestra en el Anexo C, la depreciación

nominal es determinada por su expectativa racional ($E_t \lambda_{t+1}$), el diferencial de tasas de interés interbancaria por monedas ($i_t^{me} - i_t^{mn}$), por la prima por riesgo (ξ_t) y un choque (ε_t), de la siguiente manera:

$$\lambda_t = \rho_\lambda E_t \lambda_{t+1} + (1 + \rho_\lambda) [i_t^{me} + \xi_t - i_t^{mn} + \varepsilon_t]. \quad (22)$$

La prima por riesgo en (22) se mantiene al rededor de su nivel de equilibrio (ξ_t^{eq}). Los desvíos de su equilibrio son producto de un choque exógeno y del impulso de los precios de exportaciones (τ_t^{px}),

$$\xi_t = \xi_t^{eq} - \rho_\tau \tau_t^{px} + \varepsilon_t, \quad (23)$$

En (23) se asume que los mayores precios de exportaciones, mejoran los ingresos provenientes del comercio internacional y la posición neta de activos externos. Así, dicho mayor ingreso eventualmente se traduce en una menor prima de riesgo.

3. DATOS Y ESTIMACIÓN

3.1. CALIBRACIÓN Y ESTADO ESTACIONARIO

El MPT es un modelo diseñado para estudiar la dinámica de corto plazo, esto es, no se modelan cambios sistemáticos permanentes entre variables. De acuerdo a ello, la mayoría de variables del MPT se encuentran expresadas como brechas e impulsos y se calibran en cero en el estado estacionario. Los Cuadros 1 y 2 resumen la calibración de largo plazo de todas las variables cuyos valores difieren de cero.

El Cuadro 1 reporta la calibración de largo plazo la cual esta asociada al estado estacionario al que el modelo converge. Como se observa en dicho cuadro, todas las medidas de inflación convergen a dos por ciento en el largo plazo (meta de inflación), incluyendo a las tasas de inflación externas. Una consecuencia de esta calibración es que las tasas de depreciación, (nominal, real y esperada) convergen a cero en el largo plazo.

CUADRO 1. Estado Estacionario en el MPT (1/2)

Variables	Estado estacionario	Observables
Tasas de inflación: Total (1 y 4 Trim.), del IPC-SAE (1 y 4 Trim.), del IPC-AE, importada (1 y 4 Trim.), expectativas, meta, externa IPE puro (1 y 4 Trim.), externa IPE en US\$ e importada en US\$	2	Medidas de precios, Encuesta de Expectativas Macroeconómicas e inflaciones externas
Prima por liquidez en moneda nacional y moneda extranjera	1	Diferencial entre tasa de largo plazo y promedio futuro de interbancaria por moneda
Prima por liquidez externa	0,5	Diferencial entre LIBOR a 1 año y promedio futuro de LIBOR a 3 meses
Encaje en moneda nacional	6,0	Tasas BCRP
Encaje en moneda extranjera	30	Tasas BCRP

Como se aprecia en el Cuadro 2, algunos valores de largo plazo se han recalibrado hacia diciembre 2019. En dicho cuadro y en el resto del documento, MPT2019 hace referencia a la versión del MPT descrita en este texto. Principalmente, se modificaron las tasas de interés en moneda nacional y extranjera: la tasa de política monetaria, la nominal y la natural nominal en moneda nacional pasan de 6 por ciento a 4,5 por ciento mientras la nominal en moneda extranjera pasa de 4 por ciento a 3 por ciento, ajustes justificados por el menor nivel promedio de las tasas en el periodo de análisis. Esta reducción de tasas se traslada también a las tasas del mercado de capitales o tasas monetarias.

Por su parte, las tasas de interés real y real de equilibrio en moneda nacional disminuyeron de 8,82 por ciento a 7,75 por ciento en el periodo de análisis (promedio de 6,8 por ciento entre 2002 y 2012 a uno de 6,6 por ciento en el periodo de análisis), mientras las tasas de interés real y real de equilibrio en moneda extranjera disminuyeron de 7 por ciento a 4 por ciento. Finalmente, se realiza un ajuste en la prima por riesgo y la de equilibrio en 0,50 pbs, dado el menor perfil de riesgo del país (promedio de 2.70 entre 2002 y 2012 frente a uno de 2.3 durante el periodo de análisis).

Se estimaron la mayoría de los parámetros que regulan la dinámica del modelo, con excepción de los parámetros descritos en este párrafo. Se calibra el impacto sobre la brecha del impulso fiscal de recaudación (a_t) y de la brecha del tipo de cambio real (a_q). Ambos coeficientes se fijan en valores cercanos a cero (0.01) como producto de varios ejercicios previos de estimación. En estos ejercicios, tanto a_t como a_q siempre se calculaban cerca del ínfimo del soporte de la distribución *prior*, lo que acarrea problemas de estabilidad en la estimación conjunta. Asimismo, también se optó por calibrar las persistencias en los procesos de depreciación nominal ρ_λ y ρ_{λ^e} en los valores utilizados en el MPT2013 (esto es, $\rho_\lambda = 0,4$ y $\rho_{\lambda^e} = 0,75$). Esto se debe a la elevada incertidumbre observada en estimaciones previas que podrían sugerir problemas de identificación. Además, la contribución de las condiciones monetarias por moneda a las agregadas (c_{rmn} y c_{rme}) y la contribución de las tasas bancarias a las tasas representativas por moneda (c_b^{mn} y c_b^{me}) también se calibran con el propósito de reproducir observaciones contables de los libros del sistema financiero. Finalmente, se calibraron los parámetros de las ecuaciones que describen la dinámica del sector externo: la curva de Phillips externa ($b_\pi^* = 0,3$), la regla de política externa ($\rho_i^* = 0,7$, $f_\pi^* = 1,5$ y $f_y^* = 0,5$), la prima por liquidez externa (ρ_{μ^*}), la demanda agregada externa ($a_{Ey}^* = 0,2$, $a_y^* = 0,6$ y $a_r^* = 0,15$) y la inflación importada en dólares ($c_\pi^{m\$} = 0,2$).

3.2. DATOS Y ESTIMACIÓN

El conjunto de información utilizado para la estimación se construye en base a los datos recopilados desde la adopción del esquema de metas explícitas de inflación. Así, en esta actualización del MPT, la muestra para la estimación inicia el 2002 y termina en el 2017²¹. Se utiliza la información contenida en 27 variables medibles, las cuales se reportan en el cuadro 3. Algunas de las variables medibles tienen una media muestral que difiere del estado estacionario calibrado²² en los Cuadros 1 y 2. En esos casos, se optó por centrar dichas variables en sus valores de largo plazo. Esto es, a cada variable se le suma la diferencia entre el estado estacionario y su media muestral.

Con esta información se estima la gran mayoría de coeficientes del MPT, incluyendo las varianzas de

²¹ En el entorno internacional la muestra incluye al superciclo de *commodities*, la gran recesión (2007-2010) y a la crisis de deuda europea (2009-2010).

²² Por ejemplo, la inflación trimestral promedio en la muestra es de 2,8 por ciento; sin embargo, la meta de inflación es dos por ciento.

los choques exógenos. Al igual que en el MPT2013, se utiliza el método estadístico actualmente preferido para estimaciones de modelos macroeconómicos dinámicos cuya solución posee una representación en el espacio de estados: La econometría Bayesiana. Este enfoque cuenta hoy con una larga tradición que se populariza con el trabajo seminal de [Smets y Wouters \(2003, 2007\)](#). En el caso particular del MPT, estimaciones bayesianas de versiones previas se pueden apreciar en [Salas \(2011\)](#) y [Winkelried \(2013\)](#).

CUADRO 2. Estado Estacionario en el MPT (2/2)

Variables	Estado estacionario		Observables
	MPT2013	MPT2019	
Tasa de interés nominal en moneda nacional: interbancaria, política monetaria y natural nominal	6	4,5	Tasa interbancaria, de política monetaria
Tasa de interés nominal en moneda extranjera	4	3	Tasa interbancaria
Tasa de interés monetaria en moneda nacional	7	5,5	Tasa interbancaria en moneda nacional y Tasa preferencial corporativa a 90 días en moneda nacional
Tasa de interés monetaria en moneda extranjera	5	4	Tasa interbancaria en moneda extranjera y Tasa preferencial corporativa a 90 días en moneda extranjera
Tasa de interés bancaria en moneda nacional	13,37	16,5	Promedio ponderado de las tasas activas a 360 días de empresas corporativas, grandes, medianas y pequeñas
Tasa de interés bancaria en moneda extranjera	11,67	8	Promedio ponderado de las tasas activas a 360 días de empresas corporativas, grandes, medianas y pequeñas
Tasa de interés nominal externa de corto plazo	4	3	Libor a 3 meses
Tasa de interés nominal externa de largo plazo	4,5	3,5	Libor a 12 meses
Tasa de interés real en moneda nacional: real y real de equilibrio	8,82	7,75	Promedio ponderado de las tasas bancaria, monetaria, netas de la inflación esperada
Tasa de interés real en moneda extranjera: real y real de equilibrio	7	4	Promedio ponderado de las tasas bancaria, monetaria, netas de la inflación y depreciación esperada
Prima por riesgo y prima por riesgo de equilibrio	2	1,5	EMBIG Perú

CUADRO 3. Variables observables

Variable	Descripción
π^{sae}	Inflación trimestral del IPC-SAE
π^{ae}	Inflación trimestral del IPC-AE
π	Inflación trimestral
π^m	Inflación importada en S/.
Π^e	Expectativa de inflación 4 trimestres en adelante
i	Tasa de interés de referencia
i^{mn}	Tasa de interés interbancaria en S/.
$I^{c,mn}$	Tasa de interés monetaria en S/.
$I^{b,mn}$	Tasa de interés bancaria en S/.
i^{me}	Tasa de interés interbancaria en US\$
$I^{c,me}$	Tasa de interés monetaria en US\$
$I^{b,me}$	Tasa de interés bancaria en US\$
λ	Depreciación nominal
ξ	Prima por riesgo (riesgo país + riesgo cambiario)
Λ^e	Expectativa de depreciación 4 trimestres en adelante
ΔTI	Crecimiento de los términos de intercambio (Solo MPT 2013)
$\pi^{x\$}$	Crecimiento del precio de las exportaciones en US\$
x^e	Expectativas del crecimiento de la brecha producto
y^*	Brecha del producto de socios comerciales
π^*	Inflación externa (IPE puro)
u	Crecimiento del dólar canasta
i^*	Tasa de interés nominal externa de corto plazo
I^*	Tasa de interés nominal externa de largo plazo
γ	Crecimiento del PBI
$\pi^{m\$}$	Crecimiento del precio de las importaciones en US\$
g	Impulso Fiscal de gasto
t	Impulso Fiscal de impuestos

Nota: se utiliza TRAMO-SEATS (desarrollado en Bógalo (2004)) para identificar y remover factores estacionales. En el caso de las medidas de inflación, tipo de cambio y los precios de exportaciones e importaciones, los índices trimestrales (con los que se calcula la variación trimestral) se obtiene con los promedios trimestrales de los índices mensuales. Las tasas de interés trimestrales son las tasas promedio del mes que cierra el trimestre. Finalmente, los componentes del impulso fiscal se calculan a partir de la desagregación del cambio en el déficit primario estructural, la medida de déficit primario neto de los ingresos cíclicos del gobierno general.

Los Cuadros 4 y 5 resumen los resultados de la estimación. Se presentan la distribuciones *prior* y *posterior*, así como el ratio de varianzas (RV). Asimismo, las dos últimas columnas reportan los valores efectivamente utilizados por los técnicos del BCRP al operar el MPT. Con respecto al RV se resaltan los coeficientes que poseen problemas de dominancia del *prior*. En esta actualización, así como en la estimación del MPT2013, se considera dominancia del *prior* si $RV > 0,35^{23}$. Por lo general, las dos últimas columnas de estos cuadros corresponden con la media de la distribución *posterior*. Sin embargo, en algunos casos se hacen redondeos y ajustes menores tras considerar el juicio de expertos dentro del intervalo de confianza.

Las diferencias más notables se pueden apreciar en la estimación de los parámetros de la curva de Phillips (ecuación (2)). Estos cambios se deben principalmente al cambio de medida tendencial de inflación (ya que la inflación del IPC-SAE es 29,8 por ciento menos volátil que la inflación subyacente) y

²³ El ratio de varianzas (RV) se define como la varianza de la distribución *posterior* relativa a la varianza de la distribución *prior*. De esta forma, se entiende por un RV cercano a uno/cero que los resultados *posterior* presentan una fuerte/débil influencia del *prior*.

a un potencial aplanamiento de la curva. Específicamente, el parámetro referido a la inercia de la inflación se reduce de $b_p = 0,35$ (subyacente en el MPT2013) a $b_{sae} = 0,22$ (SAE en esta versión); y, en línea con la hipótesis del aplanamiento de la curva de Phillips, la pendiente de dicha curva se reduce de $b_y = 0,15$ a $b_y = 0,12$. Sin embargo, concluir que en efecto la curva de Phillips se ha aplanado requiere de evaluaciones adicionales, ya que se utilizaron diferentes medidas entre ambas estimaciones.

Producto de la nueva estimación destaca la mayor persistencia de las primas por liquidez, si bien se mantienen desviaciones estándar similares ($\rho_{\mu^{mn}}$ y $\rho_{\mu^{me}}$ pasan de 0,50 y 0,50 a 0,87 y 0,86, respectivamente). Aunque, la tasa bancaria en soles resulta menos inercial (ρ_b^{mn} se reduce de 0,70 a 0,54).

Uno de los mayores cambios en esta actualización del MPT es sobre la especificación de la brecha de producto en la ecuación (7). Específicamente, se desagrega el impulso fiscal y los términos de intercambio por la contribución de sus componentes. Con respecto al impulso fiscal, en MPT2013 se estima una contribución conjunta de $a_\phi = 0,15$. En cambio, en esta actualización del MPT se calibra la contribución de la recaudación en $a_t = 0,01$ con lo que se estima el impulso de gasto de gobierno en $a_g = 0,15$. De manera similar, la contribución agregada de los términos de intercambio se estimaba en $\bar{a}_\tau = 0,01$ (en el MPT2013); sin embargo, la contribución de los precios de importaciones ($a_{\tau^{pi}} = 0,01$) y exportaciones ($a_{\tau^{px}} = 0,02$) se estiman significativamente diferentes entre sí, con un mayor peso asociado a los precios de importaciones.

Con respecto a los otros determinantes de la brecha de producto, se estima un menor peso de la inercia y de la confianza (a_y y a_{y^e} se reducen de 0,60 y 0,25 a 0,55 y 0,11). En contraste, se incrementa la contribución de la brecha de socios comerciales (a_{y^*} se incrementa de 0,15 a 0,36). Asimismo, se incrementa ligeramente la contribución de las condiciones monetarias en la determinación de la brecha del producto (a_{ψ} se incrementa de 0,10 a 0,11).

3.3. CAMBIOS EN LAS PROPIEDADES DINÁMICAS DEL MPT

Una forma directa de evaluar las implicancias de la nueva especificación del modelo, y de la reestimación de sus parámetros, es a través de la comparación de la Función de Respuesta a los Impulsos (FRI). De esta forma, se pueden contrastar las propiedades dinámicas de ambas versiones del MPT. En esta sección se coteja una selección de FRIs de la versión del MPT presentada en este documento contra las del MPT2013 ante algunos choques domésticos y externos. Es importante mencionar que los FRIs presentados en este documento corresponden a choques de un solo periodo y no a una secuencia predeterminada de los mismos como es el caso en Winkelried (2013).

CUADRO 4. Estimación (1/2)

	Distribución prior			Distribución posterior				RV	MPT2013	MPT2019
	Forma	Media	Std.	Moda	Media	Std.	Intervalo 90 %			
<i>Inflaciones</i>										
b_s	\mathcal{B}	0,50	0,20	0,65	0,65	0,08	[0,52; 0,77]	0,15	0,65	0,65
b_m	\mathcal{B}	0,50	0,20	0,07	0,08	0,02	[0,04; 0,11]	0,01	0,10	0,08
b_{sae}	\mathcal{B}	0,50	0,20	0,22	0,22	0,06	[0,11; 0,32]	0,09	-	0,22
b_p	-	-	-	-	-	-	-	-	0,35	-
b_y	\mathcal{B}	0,50	0,20	0,13	0,12	0,04	[0,06; 0,18]	0,04	0,15	0,12
σ_{suby}	-	-	-	-	-	-	-	-	0,75	-
σ_{sae}	\mathcal{IG}	0,90	2,00	0,85	0,87	0,07	[0,74; 0,99]	0,00	-	0,87
σ_{ae}	\mathcal{IG}	3,56	2,00	3,62	3,71	0,31	[3,18; 4,23]	0,02	-	3,71
<i>Expectativas de inflación</i>										
ρ_{π^e}	\mathcal{B}	0,50	0,20	0,43	0,45	0,06	[0,35; 0,54]	0,08	0,75	0,45
c_p	\mathcal{B}	0,50	0,20	0,19	0,20	0,03	[0,15; 0,25]	0,02	-	0,20
σ_{π^e}	\mathcal{IG}	0,25	2,00	0,15	0,16	0,01	[0,13; 0,19]	0,00	0,33	0,16
<i>Inflación Importada</i>										
c_{mm}	\mathcal{B}	0,50	0,20	0,34	0,34	0,08	[0,21; 0,47]	0,16	0,50	0,34
c_{mq}	\mathcal{B}	0,50	0,20	0,30	0,31	0,06	[0,21; 0,41]	0,09	0,30	0,31
σ_m	\mathcal{IG}	5,05	2,00	4,45	4,61	0,38	[3,93; 5,26]	0,04	5,25	4,61
<i>Tasas de interés en moneda nacional</i>										
σ_i	\mathcal{IG}	0,60	2,00	0,60	0,61	0,06	[0,52; 0,71]	0,00	0,50	0,61
σ_{imn}	\mathcal{IG}	0,18	2,00	0,17	0,17	0,01	[0,14; 0,19]	0,00	0,20	0,17
<i>Prima por liquidez en soles</i>										
$\rho_{\mu^{mn}}$	\mathcal{B}	0,50	0,20	0,88	0,87	0,06	[0,78; 0,96]	0,08	0,50	0,87
$\sigma_{\mu^{mn}}$	\mathcal{IG}	0,34	2,00	0,28	0,29	0,03	[0,24; 0,34]	0,00	0,36	0,29
<i>Curva de rendimiento en soles</i>										
$\sigma_{Ic,mn}$	\mathcal{IG}	0,16	2,00	0,06	0,07	0,02	[0,04; 0,10]	0,00	0,16	0,07
<i>Encaje en soles</i>										
$\sigma_{e^{mn}}$	\mathcal{IG}	2,24	2,00	1,48	1,85	0,45	[0,94; 2,80]	0,05	1,30	1,85
<i>Tasa Bancaria en soles</i>										
ρ_b^{mn}	\mathcal{B}	0,50	0,20	0,50	0,54	0,09	[0,38; 0,69]	0,21	0,70	0,54
$c_{b,e}^{mn}$	\mathcal{B}	0,50	0,20	0,59	0,56	0,18	[0,29; 0,82]	0,83*	0,30	0,60
$\sigma_{Ib,mn}$	\mathcal{IG}	0,64	2,00	0,24	0,27	0,06	[0,16; 0,38]	0,00	0,75	0,27
M^{mn}	\mathcal{N}	1,00	0,50	0,56	0,56	0,04	[0,49; 0,63]	0,01	0,60	0,56
<i>Tasas de interés en moneda extranjera</i>										
σ_{ime}	\mathcal{IG}	0,95	2,00	0,90	0,92	0,08	[0,78; 1,05]	0,00	0,95	0,92
<i>Prima por liquidez en moneda extranjera</i>										
$\rho_{\mu^{me}}$	\mathcal{B}	0,50	0,20	0,87	0,86	0,05	[0,78; 0,93]	0,06	0,50	0,86
$\sigma_{\mu^{me}}$	\mathcal{IG}	0,53	2,00	0,38	0,39	0,03	[0,33; 0,45]	0,00	0,35	0,39
<i>Curva de rendimiento en moneda extranjera</i>										
$\sigma_{Ic,me}$	\mathcal{IG}	0,17	2,00	0,07	0,08	0,02	[0,04; 0,12]	0,00	0,19	0,08
<i>Encaje en moneda extranjera</i>										
$\sigma_{e^{me}}$	\mathcal{IG}	2,54	2,00	1,64	2,04	0,50	[0,99; 3,14]	0,06	1,00	2,04
<i>Tasa Bancaria en moneda extranjera</i>										
ρ_b^{me}	\mathcal{B}	0,50	0,20	0,69	0,71	0,05	[0,62; 0,80]	0,07	0,70	0,71
$c_{b,e}^{me}$	\mathcal{B}	0,50	0,20	0,55	0,51	0,17	[0,24; 0,77]	0,76*	0,60	0,50
$\sigma_{Ib,me}$	\mathcal{IG}	0,39	2,00	0,16	0,19	0,05	[0,10; 0,27]	0,00	0,50	0,19
M^{me}	\mathcal{N}	1,00	0,50	0,98	0,98	0,05	[0,90; 1,07]	0,01	1,00	0,98

* Coeficientes con problema de dominancia a priori. Nota: \mathcal{B} =beta, \mathcal{IG} =Gamma inversa y \mathcal{N} =normal.

CUADRO 5. Estimación (2/2)

Distribución a priori				Distribución a posteriori				RV	MPT2013	MPT2019
Forma	Media	Std.	Moda	Media	Std.	Intervalo 90 %				
<i>Tipo de cambio</i>										
σ_λ	IG	7,25	2,00	9,96	10,19	0,83	[8,77; 11,59]	0,17	6,21	10,19
<i>Depreciación esperada</i>										
σ_{λ^e}	IG	1,17	2,00	0,83	0,85	0,07	[0,72; 0,96]	0,00	0,75	0,85
<i>Prima por riesgo</i>										
ρ_ξ	B	0,50	0,20	0,78	0,78	0,04	[0,70; 0,85]	0,05	0,80	0,78
σ_ξ	IG	0,11	2,00	0,65	0,66	0,06	[0,57; 0,76]	0,00	0,25	0,66
<i>Depreciación real de equilibrio</i>										
ρ_κ	B	0,50	0,20	0,65	0,54	0,22	[0,24; 0,87]	1,21*	-	0,40
σ_κ	IG	1,48	2,00	0,79	1,34	0,30	[0,41; 2,34]	0,02	3,67	1,34
<i>Brecha producto</i>										
a_y	B	0,50	0,20	0,66	0,66	0,06	[0,55; 0,76]	0,10	0,60	0,55
a_{y^e}	B	0,14	0,10	0,10	0,11	0,05	[0,02; 0,19]	0,28	0,25	0,11
a_ψ	B	0,14	0,10	0,10	0,11	0,05	[0,02; 0,20]	0,29	0,10	0,11
a_ϕ	-	-	-	-	-	-	-	-	0,15	-
a_g	B	0,14	0,10	0,15	0,15	0,06	[0,06; 0,25]	0,32	-	0,15
\bar{a}_τ	-	-	-	-	-	-	-	-	0,15	-
$a_{\tau^{px}}$	B	0,14	0,10	0,06	0,10	0,05	[0,01; 0,18]	0,26	-	0,01
$a_{\tau^{pi}}$	B	0,14	0,10	0,05	0,08	0,05	[0,00; 0,16]	0,28	-	0,02
a_{y^*}	B	0,14	0,10	0,36	0,36	0,12	[0,17; 0,55]	1,48*	0,15	0,36
σ_y	IG	0,62	2,00	0,61	0,64	0,06	[0,54; 0,75]	0,00	0,50	0,64
<i>Expectativas de crecimiento</i>										
ρ_{x^e}	B	0,50	0,20	0,69	0,69	0,07	[0,58; 0,81]	0,12	0,50	0,69
σ_{x^e}	IG	0,97	2,00	1,01	1,03	0,09	[0,87; 1,18]	0,00	1,00	1,03
<i>Impulso fiscal</i>										
ρ_t	B	0,50	0,20	0,43	0,44	0,11	[0,26; 0,61]	0,28	-	0,44
ρ_g	B	0,50	0,20	0,39	0,39	0,10	[0,23; 0,56]	0,26	-	0,39
<i>Economía externa</i>										
σ_{m^s}	IG	8,18	2,00	7,91	8,05	0,64	[6,94; 9,11]	0,10	-	8,05
σ_{π^*}	IG	1,59	2,00	1,39	1,41	0,12	[1,22; 1,62]	0,00	-	1,42
σ_{i^*}	IG	0,54	2,00	0,64	0,65	0,06	[0,56; 0,74]	0,00	-	0,65
σ_{I^*}	IG	0,15	2,00	0,40	0,41	0,07	[0,29; 0,52]	0,00	-	0,41

* Coeficientes con problema de dominancia a priori. Nota: B =beta y IG =Gamma inversa.

Choque de Política Monetaria

En el Gráfico 1 se compara las FRI ante un choque de política monetaria. La columna izquierda presenta las respuestas elaboradas con la versión del MPT2013, mientras que la columna derecha la versión de este documento. Un incremento de 25 puntos básicos de la tasa de interés de referencia afecta directamente las condiciones monetarias reales a través de su impacto sobre la estructura de tasas de interés nominales (subgráficos 1g y 1h en el Gráfico 1) e indirectamente a través de la inflación y la depreciación esperadas. La respuesta inicial es similar en ambas versiones del modelo; sin embargo, en esta versión del modelo se registra una mayor persistencia. En el MPT se cuenta con tres canales de transmisión de este choque: el canal de tasas de interés (mediante el efecto directo sobre las condiciones monetarias), el canal del tipo de cambio y de la depreciación esperada (vía PDI) y el canal de expectativas (asociado al ajuste de expectativas de inflación y actividad de los agentes).

El choque de política monetaria afecta rápidamente las expectativas de los agentes tanto sobre actividad (brecha de producto) como sobre la inflación. Así, menores expectativas de crecimiento económico, junto

con la consecuente contracción de las condiciones monetarias y la apreciación real generada contraen la brecha de producto. Nótese que este canal es más pronunciado y persistente en esta versión del MPT (subgráficos 1i contra 1j del Gráfico 1). Las expectativas de inflación responden de manera casi equivalente en ambas versiones del MPT (subgráficos 1c contra 1d del Gráfico 1), aunque en MPT2013 se reporta un mayor impacto en las expectativas de depreciación.

La suma de las menores brecha de producto y de expectativas de inflación contraen todas las medidas de inflación (total, tendencial y no tendencial). Sin embargo, hay importantes diferencias cuantitativas entre las versiones del MPT aquí discutidas. En el MPT2013 la contribución de la inflación tendencial (subyacente) alcanza un máximo mayor al de la contribución de la inflación no tendencial ($-3,63$ y $-3,03$ puntos porcentuales, respectivamente). En contraste, en esta versión del MPT, la inflación tendencial (SAE) alcanza un máximo menor al de la inflación no tendencial ($-1,90$ y $-3,40$ puntos porcentuales, respectivamente). En ambas versiones, la inflación no tendencial responde más rápido y con menos inercia. Sin embargo, en esta versión del MPT, no se reporta el rebote que se observa en el MPT2013 en todas las medidas de inflación. Así, en el MPT2013 las inflación total muestra la respuesta más pronunciada aunque menos persistente. De hecho, en esta versión del MPT, la inflación total converge lentamente y monótonamente a su valor de estado estacionario.

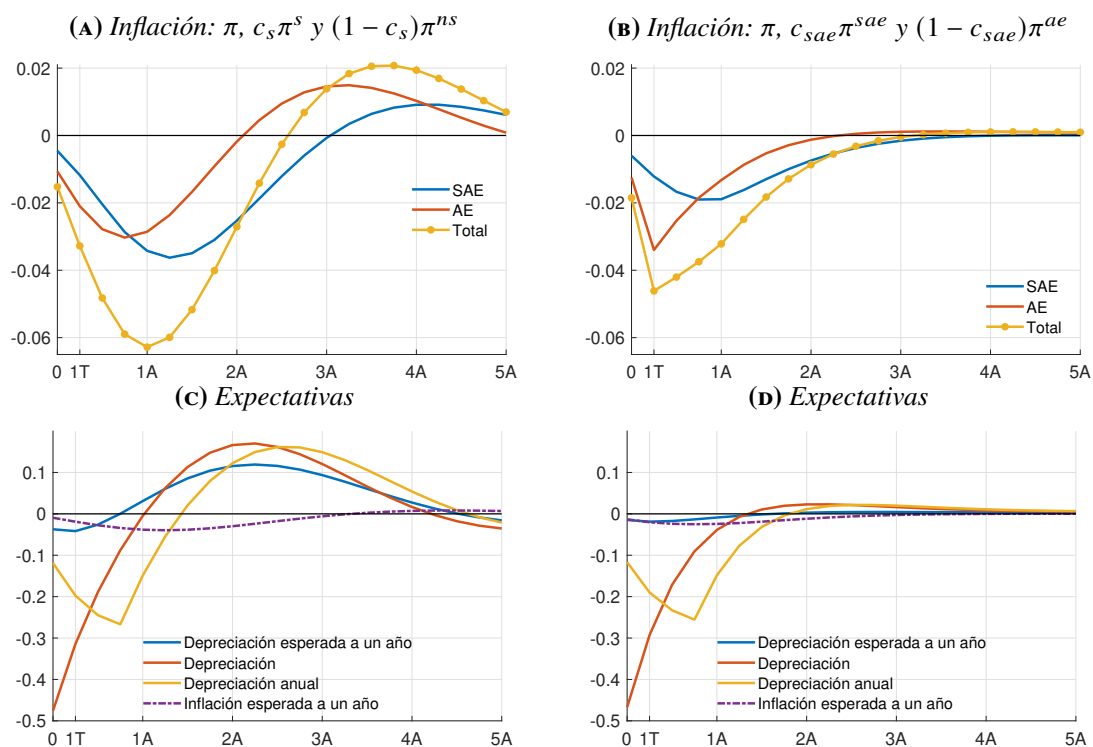
Este es un cambio importante en las propiedades dinámicas del modelo. Implícitamente, esta actualización del MPT asigna una mayor capacidad al BCRP de regular la inflación. Ya que, si bien la máxima repuesta de la inflación es menor, los efectos de la política monetaria convencional resultan más duraderos.

Con respecto al canal de tasas de interés, en los subgráficos 1g y 1h del Gráfico 1 se muestran los efectos del choque sobre las tasas de interés nominales de corto y largo plazo. El incremento de la tasa de interés de política monetaria se traspasa inmediatamente a la tasa interbancaria, la cual produce un incremento en el costo de fondeo del mercado de capitales y a través de esta, en la tasa de interés del mercado bancario. Este traspaso incompleto a las tasas de mercado es consistente con hallazgos reportados en Lahura (2006, 2017) y Rodríguez (2009).

Debido a la PDI, este menor e imprevisto estímulo monetario produce también una apreciación nominal del tipo de cambio al ampliar el diferencial de tasas de corto plazo. Este mecanismo constituye el canal del tipo de cambio, en el que la apreciación nominal reduce la inflación importada y la consecuente brecha negativa del tipo de cambio real se traduce en una menor brecha de producto.

En el agregado, el canal de tasas y de tipo de cambio se materializan en unas condiciones monetarias reales contractivas, al inicio tanto en moneda nacional y extranjera, lo que se observa en los subgráficos 1e y 1f del Gráfico 1. Por un lado, las condiciones monetarias externas caen por las expectativas de apreciación y un mayor flujo de capitales en la economía. Asimismo, se ve beneficiada por las menores expectativas de inflación, lo cual tiene un efecto significativo en una economía parcialmente dolarizada como la peruana. Por otro lado, las condiciones monetarias en moneda nacional se ven afectadas por el aumento de la tasa de interés de política monetaria y su consiguiente efecto traspaso incompleto en las tasas bancarias y monetarias de corto y largo plazo. Cabe resaltar que el MPT2013 otorga una ponderación homogénea a ambas monedas para la elaboración del índice de condiciones monetarias. Por su parte, el MPT2019 otorga una ponderación de 0.60 para la moneda nacional y de 0.40 para la extranjera, a raíz de

GRÁFICO 1. Respuestas ante un incremento de 25 pbs en la tasa de interés de referencia MPT2013 (izquierda) vs MPT2019 (derecha)



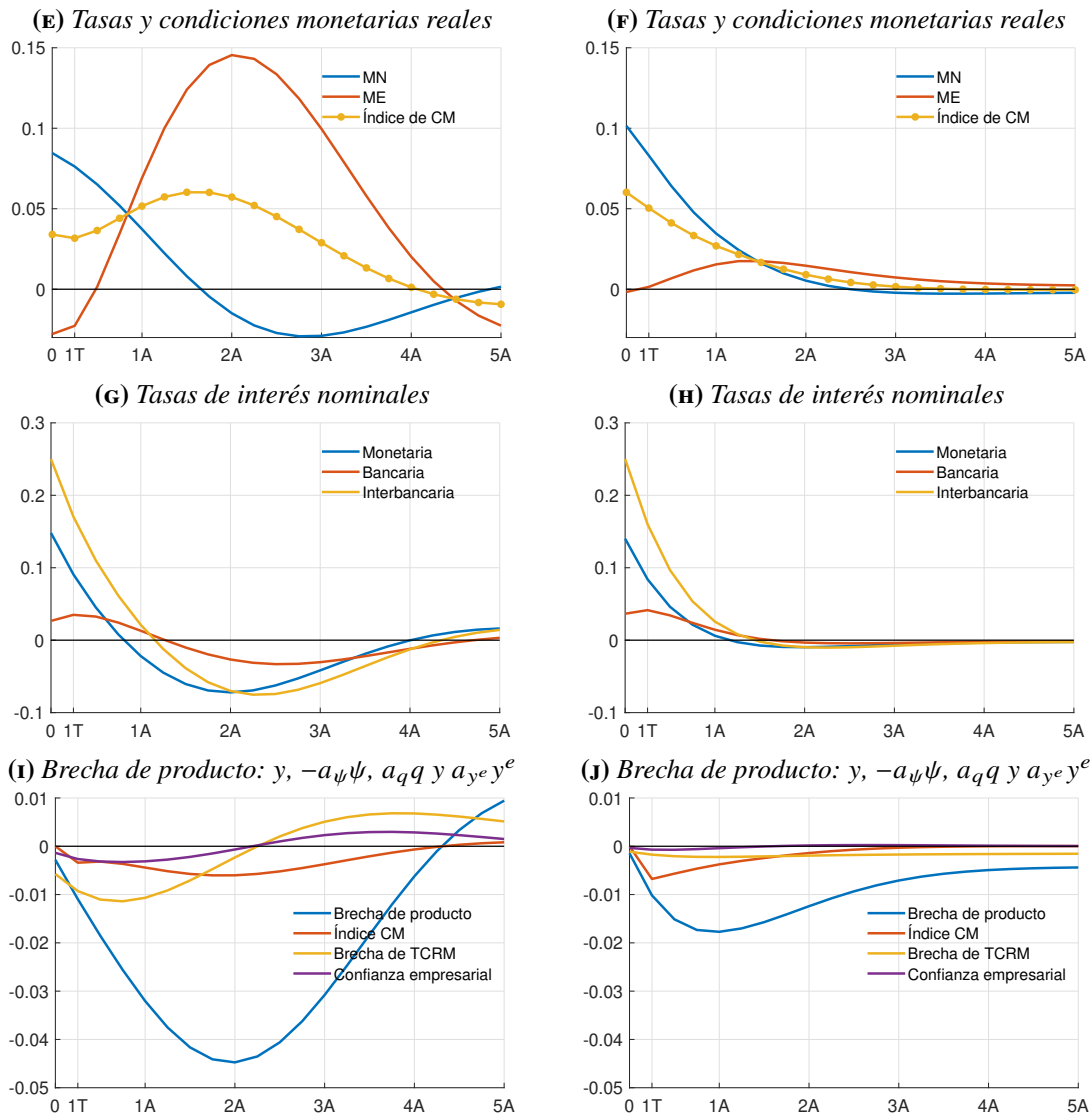
la menor dolarización financiera experimentada en la economía peruana [Castillo y otros \(2009\)](#); [Rossini y Vega \(2007\)](#); [Armas y Grippa \(2006\)](#); [Salas \(2011\)](#).

En adición, tanto la menor brecha del tipo de cambio real como el deterioro de las condiciones monetarias reales contraen la brecha del producto. Como se aprecia en los subgráficos 1i y 1j, el canal de condiciones monetarias es relevante al determinar la respuesta de la brecha de producto. Asimismo, se debe considerar el rol importante de la inercia en la respuesta de esta variable, tanto directa como indirectamente (por medio de las expectativas).

La respuesta, en términos de brecha de producto e inflación, refleja el poder del BCRP de regular la economía en el corto plazo. Esta respuesta es ciertamente menos pronunciada que en MPT2013 y se mantiene en el rango estimado con distintas metodologías en [Winkelried \(2005\)](#); [Bigio y Salas \(2006\)](#); [Castillo y otros \(2011\)](#); [Lahura \(2012\)](#) y [Pérez Forero \(2016\)](#).

Choque de tasa de interés de la FED

Por su parte, en el Gráfico 2, se presenta la respuesta dinámica del modelo ante un choque de 25 puntos básicos de la tasa de interés internacional. En el MPT, el sector externo se modela como una economía cerrada estilizada nuevo keynesiana. Así, el choque de tasa contrae la brecha de socios comerciales y la inflación externa como se observa los subgráficos 2i y 2j del Gráfico 2. Los efectos sobre la depreciación de la menor inflación externa se ven contrarrestados por la depreciación derivada de un mayor diferencial de tasas en la PDI. Así, la brecha de tipo de cambio real contrarresta en parte la contribución de la brecha de socios sobre la brecha doméstica. Sin embargo, la brecha de producto se contrae como consecuencia del choque. Esta dinámica sobre la actividad económica se estima más pronunciados en el MPT2013

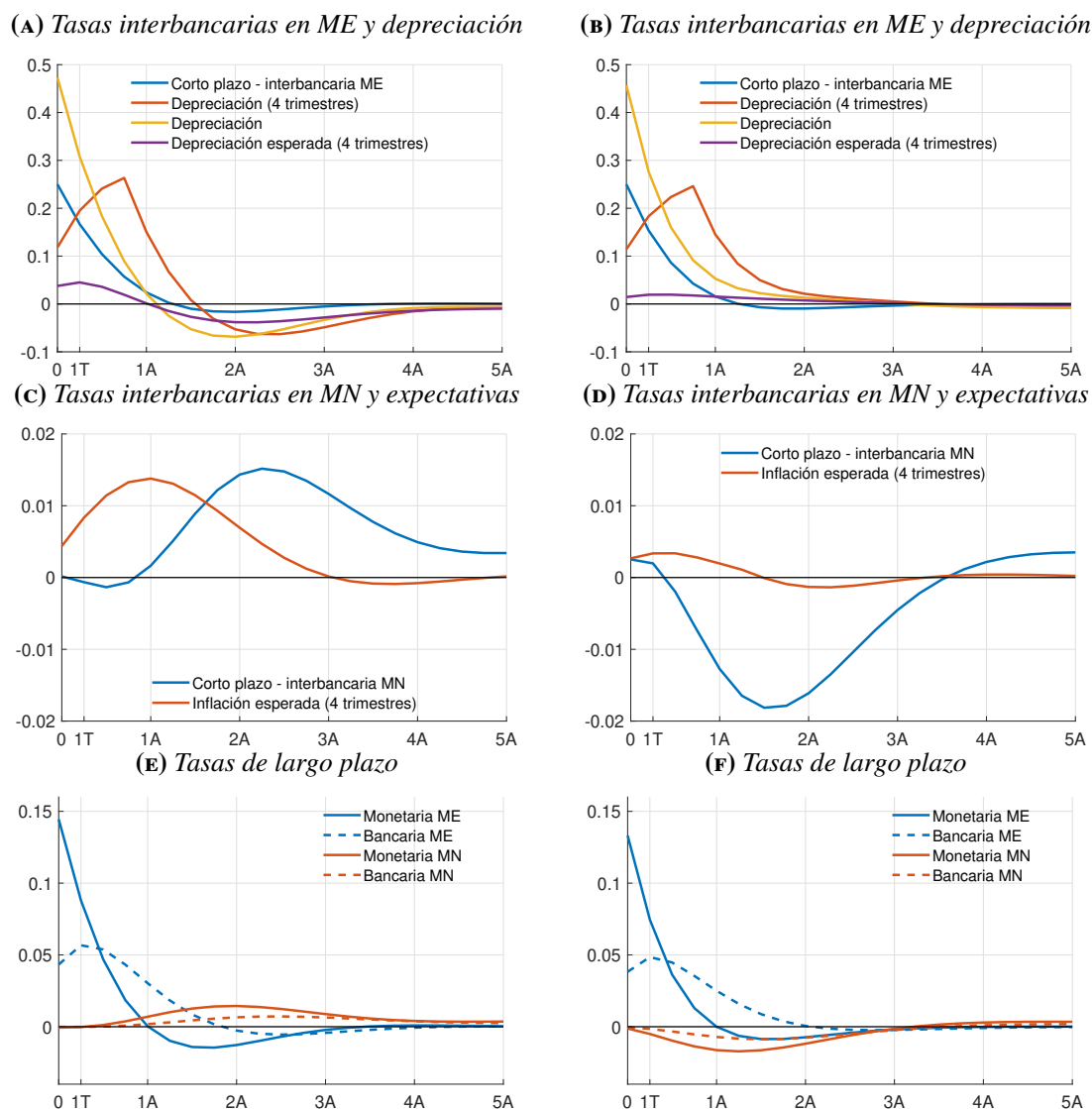


(subgráfico 2i comparado con el subgráfico 2j).

Como se describe líneas arriba, la tasa internacional se traslada a la tasa de corto plazo en moneda extranjera (subgráficos 2a, 2b). Los efectos inflacionarios derivados de la depreciación nominal previenen una respuesta de política monetaria, por lo que la tasa de corto plazo en moneda nacional se mantiene estable. Con respecto a la respuesta en tasas de corto plazo, en el MPT2013 y el MPT2019 se prevén dinámicas similares.

En cambio, las condiciones monetarias reales sufren una contracción por la caída del estímulo monetario en moneda extranjera. La caída es capturada en los subgráficos 2g y 2h, en los cuales se observa una mayor magnitud en el MPT2013, experimentada en parte por el mayor peso que se le otorga a las condiciones monetarias externas. El modelo actual lo internaliza tras 4 trimestres, en las cuales las condiciones contractivas se obtienen por las mayores expectativas de depreciación e inflación tras la salida de capitales por la PDI. Estos mecanismos impactan directamente en las medidas más volátiles de

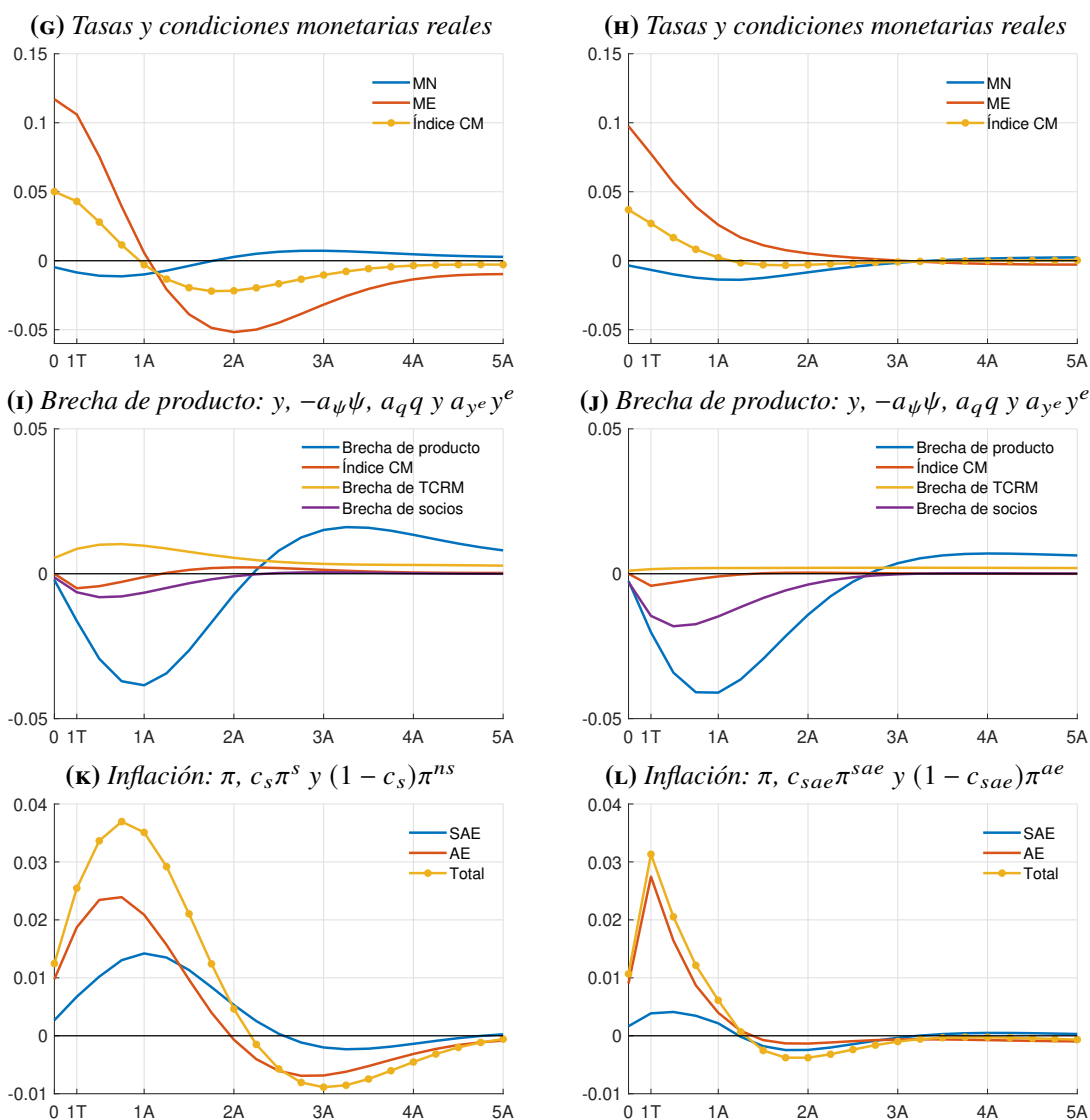
GRÁFICO 2. Respuestas ante un incremento de 25 pbs en la tasa de interés externa
MPT2013 (izquierda) vs MPT2019 (derecha)



inflación, por el efecto traspaso del tipo de cambio en la inflación de alimentos y energía y, posteriormente, en la total.

4. RESULTADOS

En esta sección se discute con detalle las características del MPT de esta actualización. En primer lugar se estudia las propiedades dinámicas del modelo. Para ello se presenta las FRIs de las principales variables del modelo ante una selección de choques entre domésticos y externos. Finalmente, se elabora la narrativa de la histórica en la muestra derivada a partir del modelo. Esto último es producto de la estimación de las principales variables no observables y de la descomposición histórica de una selección de variables del modelo.



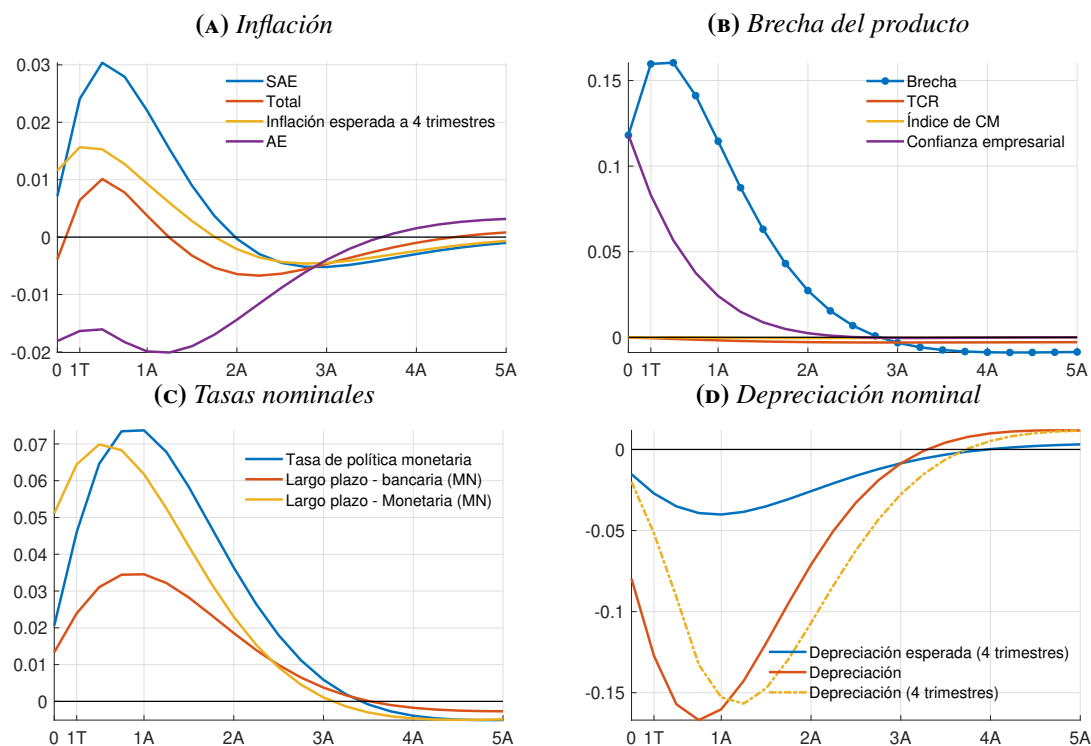
4.1. PROPIEDADES DINÁMICAS DEL MODELO DE PROYECCIÓN TRIMESTRAL

La evaluación de las propiedades dinámicas del modelo consiste en el análisis de las FRIs ante varios choques. Con respecto a los sucesos domésticos, se incluye la respuestas ante choques a la confianza empresarial o brecha esperada. Por su parte, entre los eventos originados en el sector externo se estudian las respuestas ante los choques a los precios de exportación, de prima por riesgo y a la inflación importada.

La FRI es una métrica que describe la reacción de una variable endógena (sea esta $y_{i,t}$) en el modelo ante un movimiento (no predecible) de algún choque (sea este ξ_{t-s}^j) ocurrido hace s periodos. Esto es,

$$FRI_{ij}(s) = \frac{\partial y_{i,t}}{\partial \xi_{t-s}^j}. \tag{24}$$

GRÁFICO 3. Respuestas ante un incremento de una desviación estándar de la confianza empresarial



Choque a la Confianza Empresarial

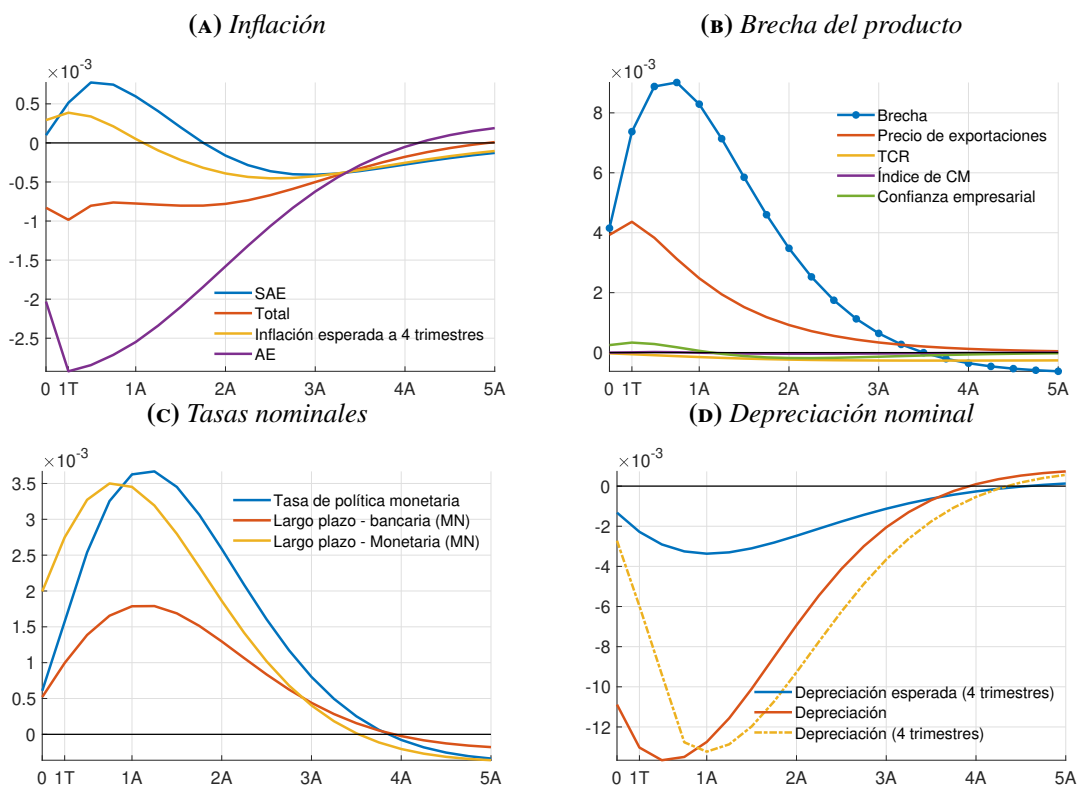
El Gráfico 3 reporta la respuesta de la economía ante un optimismo repentino de los agentes por un mejor crecimiento económico. Este optimismo se traduce rápidamente en una mayor brecha corriente y esperada. Asimismo, la mayor brecha producto produce un mayor crecimiento del producto debido a que el crecimiento potencial se mantiene estable (ver subgráfico 3b del Gráfico 3).

Como producto de la curva de Phillips, la mayor actividad económica genera incrementos de la inflación del IPC-SAE. Debido a que la inflación del IPC-SAE es la inflación tendencial, se registra también incrementos de las expectativas de inflación. En suma, como se observa en el subgráfico 3a del Gráfico 3, la inflación total aumenta. Ante este proceso inflacionario con brecha del producto positiva, el BCRP reacciona incrementando la tasa de política monetaria (subgráfico 3c). Con mayores tasas domésticas, según la PDI, se produce una apreciación nominal inicial (subgráfico 3d). Eventualmente los efectos se disipan y la economía regresa a su estado estacionario.

Choque al Impulso de los Precios de Exportación

El Gráfico 4 resume los efectos de un choque en los precios de exportación. El incremento inesperado de los precios de exportaciones reduce la prima por riesgo, según la ecuación (23), mejores precios de exportación se entienden como condiciones económicas más auspiciosas; y por lo tanto, se reduce la prima por riesgo. La menor prima por riesgo produce una apreciación nominal y a su vez una reducción del índice de condiciones monetarias reales. Ambos factores contribuyen a una reducción de la brecha de producto; sin embargo, el impulso directo de los precios de exportaciones resulta dominante, como puede

GRÁFICO 4. Respuestas ante un incremento de una desviación estándar del impulso de los precios de exportación



verse en el subgráfico 4b del Gráfico 4.

Asimismo, la apreciación nominal del tipo de cambio genera una disminución de la inflación importada a través del desvío de la ley de un solo precio, así, se produce una reducción tanto de la inflación del IPC-AE como de la inflación del IPC-SAE. Sin embargo, esta última medida de inflación tendencial en neto se incrementa debido al aumento de la brecha del producto. En la determinación de la inflación total, la reducción de la inflación del IPC-AE predomina, lo que contrae la inflación total (ver subgráfico 4a del Gráfico 4).

Choque a la Prima por Riesgo

La prima de riesgo es una variable importante en el MPT ya que ésta resume la percepción de no residentes sobre el desempeño macroeconómico doméstico, corriente y esperado. En principio, si el mecanismo de hoja de balance en las condiciones monetarias no estuviese activo (esto es, $c_{hb} = 0$ en la ecuación (8)), las respuestas serían similares a las registradas ante un choque a la PDI. Estas se encuentran en el Gráfico 5.

La mayor medida de riesgo país y financiero impacta en un choque transitorio de las medidas de alimentos y energía, por el mayor tipo de cambio nominal y su efecto traspaso en las medidas de precios, como se observa en el subgráfico 5a. Dicho aumento inflacionario, sumado a las mayores primas generan una mayor respuesta de las medidas de política monetaria y del resto de tasas de interés del mercado, ante

el mayor costo de financiamiento. A su vez, se tiene un efecto positivo en la brecha del producto por la contribución de la mayor brecha del tipo de cambio real.

En este caso, la magnitud del canal de condiciones monetarias es menor y principalmente guiado por el traspaso a las distintas tasas de interés de mercado por el mayor costo de financiamiento y la transitoriedad de la depreciación nominal (subgráfico 5e).

En contraste, el Gráfico 6 presenta la dinámica doméstica ante un incremento inesperado de la prima por riesgo cuando el mecanismo de hoja de balance se encuentra activado (esto es, $c_{hb} = 1$ en la ecuación (8)). La activación de este fenómeno implica un canal de las medidas de riesgo sobre las condiciones financieras y, por ende, sobre la brecha producto, inflación del IPC-SAE y medidas de política monetaria, especialmente en una economía emergente y con un grado parcial de dolarización financiera. Específicamente, se tiene un traspaso directo y transitorio del choque a la prima por riesgo, lo cual disminuye el índice de condiciones monetarias por la mayor medida de riesgo país y cambiario (subgráfico 6e).

Ante una mayor dificultad de préstamos y posibles problemas de liquidez, se tiene una menor brecha del producto, a pesar de la mayor depreciación nominal y mayor brecha del tipo de cambio real, como se observa en el subgráfico 6b. La menor brecha del producto contrae las medidas de inflación más endógenas (inflación del IPC-SAE y expectativas) y genera reducciones en la tasa de interés de política monetaria y en el resto de tasas por el efecto traspaso (subgráfico 6c).

Dicho mecanismo difiere del caso sin la hoja de balance en la respuesta de la política y en el comportamiento de la brecha del producto, puesto que previamente se observaba un aumento de las tasas para retirar el mayor estímulo monetario y la mayor actividad.

4.2. LA HISTORIA RECIENTE DESDE LA PERSPECTIVA DEL MODELO DE PROYECCIÓN TRIMESTRAL

En este apartado, se presentan la estimación de un conjunto de variables macroeconómicas no observables relevantes para la autoridad monetaria. Estas son, la brecha del producto, el crecimiento potencial del PBI y la tasa de interés natural. Asimismo, se hace un esfuerzo por identificar sus principales determinantes.

El MPT es un modelo dinámico estocástico que involucra a un conjunto de variables entre no observables y medibles. Por lo tanto, la solución de expectativas racionales del modelo se puede escribir como una representación de espacio de los estados. Así, el filtro de Kalman sobre dicha representación permite estimar la secuencia dinámica del conjunto de variables no observables²⁴. En adición, la estructura del MPT permite también identificar la contribución histórica de distintos eventos estructurales sobre las variables del modelo. Este último ejercicio se denomina “descomposición histórica” y consiste en reconstruir los valores observados (o estimados) de las variables endógenas del MPT como la suma

²⁴ Es importante destacar, que hay un subconjunto de no observables que se obtienen en estimaciones satélites fuera del modelo y se utilizan como medibles. Este subconjunto incluye a la brecha del tipo de cambio real de equilibrio, la brecha de socios comerciales, los impulsos (de precios de exportación e importación y de recaudación y gasto de gobierno), entre otros. Estos se obtienen a través de procedimientos externos al modelo que incluyen desde regresiones o filtros econométricos hasta construcciones de expertos.

descontada histórica de los choques estructurales. Así, se puede elaborar la narrativa histórica detrás de la dinámica económica doméstica.

En los Gráficos 7a, 7a y 11 se presentan las estimaciones de las variables no observables mencionadas arriba. Así como en [Castillo y Florián \(2019a\)](#), en estos gráficos, el intervalo y el promedio de los no observables son producto de cambios en el conjunto de variables medibles²⁵. Este ejercicio permite evaluar la contribución de distintos conjuntos de información en la determinación de estos no observables. En concreto, los seis conjuntos de información, ordenados desde el que incluye menos hacia más variables, son los siguientes:

1. Kalman 1: PBI real, inflación del IPC-SAE, expectativas de inflación, términos de intercambio y tasa de política monetaria.
2. Kalman 2: Kalman 1 y confianza empresarial.
3. Kalman 3: Kalman 2 sin tasa de política monetaria.
4. Kalman 4: Kalman 2 y tipo de cambio nominal.
5. Kalman 5: Kalman 4 y tasa FED a 3 meses.
6. Kalman 6: todas las medidas de inflación, de producto, tasas de corto y largo plazo, así como el sector externo.

El Cuadro 6 muestra los intervalos de las variables no observables del MPT (brecha del producto, PBI potencial y la tasa de interés natural). En ambos cuadros se observa que la economía se encuentra en expansión hasta el año 2008²⁶. Este periodo de expansión económica es explicado por un boom de los términos de intercambio y una mayor inversión extranjera de corto plazo, y llegó a su fin con la crisis financiera internacional que estalló en setiembre de 2008. Los efectos de la crisis se plasman en valores negativos para la brecha del producto para los años 2009 y 2010. Posteriormente, no existe una tendencia clara en la brecha del producto hasta el 2013, año a partir del cual se registra una brecha decreciente explicada en parte por el “Tantrum Tapering” de la FED, una mayor incertidumbre política que afectó los mercados entre los años 2015 y 2017, el Fenómeno del Niño de 2017, entre otros factores: ver [Castillo y Florián \(2019a\)](#).

Finalmente, los Gráficos 7b, 8, 12 y 13 presentan de manera complementaria la descomposición histórica de la brecha de producto, las condiciones monetarias por moneda, la inflación del IPC-SAE y la inflación total, respectivamente.

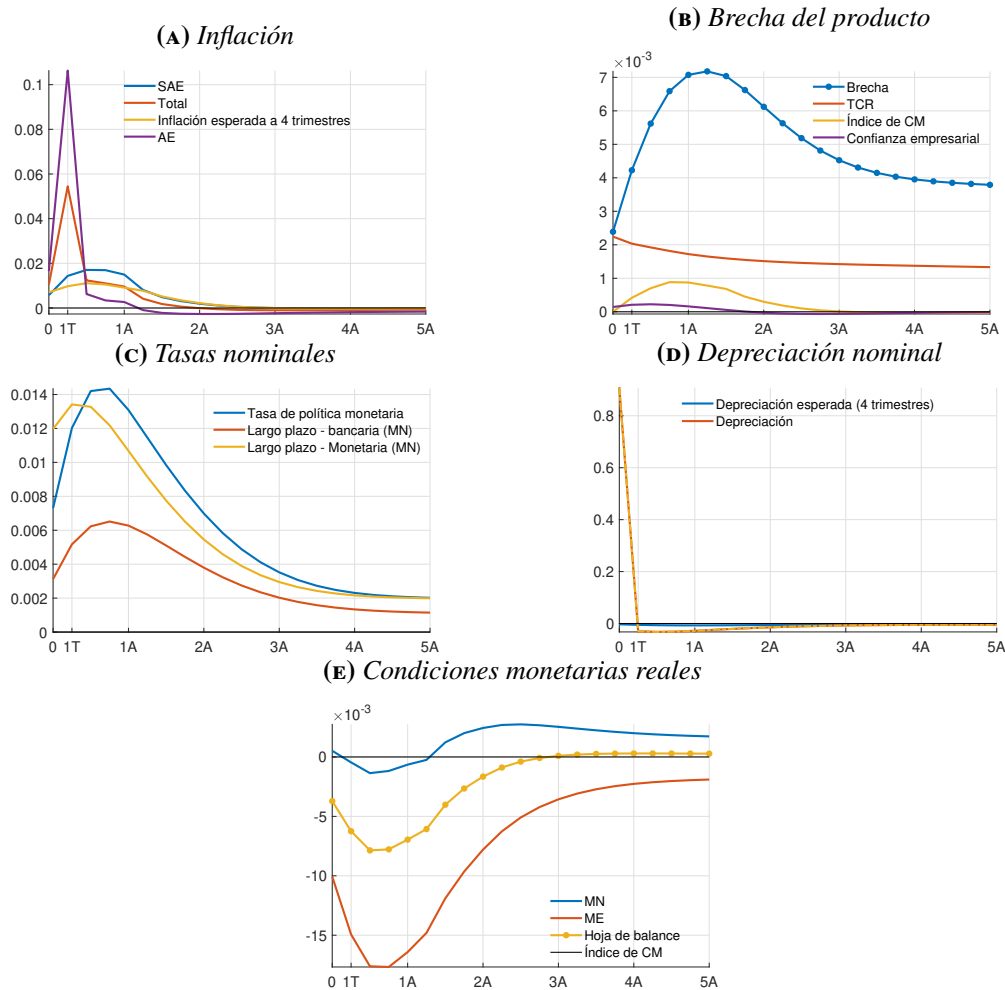
Brecha de Producto

La brecha de producto es el componente del PBI que se explica por presiones de demanda. En esta medida, una brecha positiva es resultado de niveles de producción que superan la capacidad productiva eficiente. Por lo tanto, una brecha de producto positiva es inflacionaria. Es así que la brecha de producto

²⁵ Es importante mencionar, que los intervalos reportados no corresponden a la incertidumbre propia del filtro de Kalman ni a intervalos creíbles de la estimación bayesiana.

²⁶ La brecha del producto de la economía peruana registró una expansión, la cual llegó a su punto máximo en el año 2008 (2,58 por ciento).

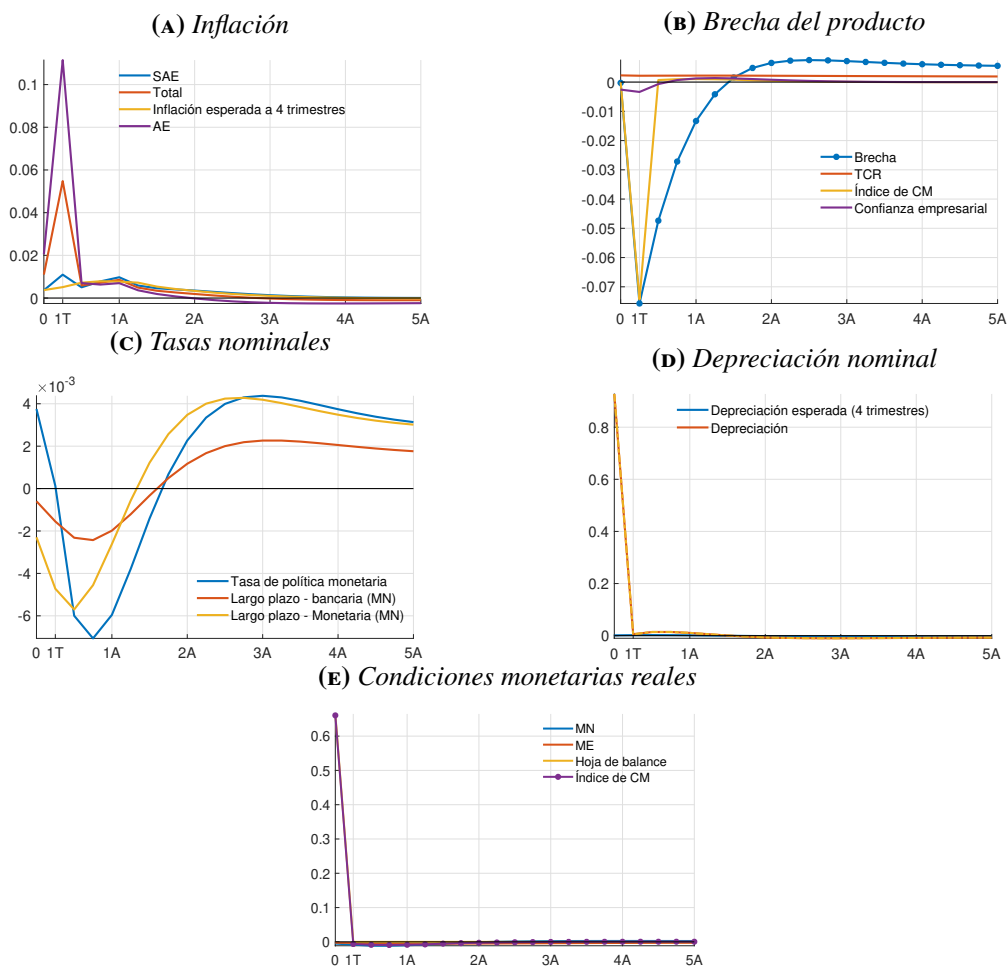
GRÁFICO 5. Respuestas ante un incremento de una desviación estándar de la prima de riesgo



resulta de gran importancia para la autoridad monetaria. La brecha de producto estimada a raíz del MPT en esta actualización se presenta en el Gráfico 7. En este gráfico se puede también apreciar la descomposición histórica de la brecha de producto. Con el objeto de facilitar la lectura, los 57 choques estructurales son agrupados en condiciones externas (brecha de socios, precios de exportaciones, precios de importaciones e inflación importada en moneda extranjera), expectativas (confianza empresarial), condiciones monetarias por moneda, impulso fiscal (gasto y recaudación) y choques de demanda y otros choques (resto de variables del modelo).

En el subgráfico 7a, se puede identificar tres periodos diferenciados. Entre 2002 y 2006 la brecha de producto se mantiene negativa aunque sin variaciones excesivamente pronunciadas. Entre los años 2007 y 2010, se observa un ciclo completo de importante variabilidad fuertemente influenciado por la crisis global originada en el sistema financiero americano en 2008. Finalmente, la dinámica desde el 2011 hasta el final de la muestra (2019) se caracteriza por una reducida volatilidad (en comparación a la del ciclo completo anterior) con al menos un ciclo completo.

GRÁFICO 6. Respuestas ante un incremento de una desviación estándar de la prima por riesgo con el efecto de hoja de balance activo



Asimismo, el subgráfico 7b, se puede asociar la variación estimada de la brecha mostrada en subgráfico 7a con distintos eventos estructurales. Un resultado inmediatamente destacable es la importante influencia del sector externo en la determinación de la brecha de producto. Esta influencia se observa a través de la importante contribución de la brecha de socios comerciales y de los términos de intercambio. Se observan dos picos de contribución de los términos de intercambio, en 2006 y 2011, lo que corresponde al superciclo de *commodities*. Luego de finalizado dicho superciclo, a finales de 2014, la contribución de los términos de intercambio pasó a ser negativa.

Por su parte la brecha de socios comerciales se ha mantenido como un importante componente de la brecha de producto. La brecha de socios inicia la década de los 2000s con una contribución negativa a la brecha de producto, lo que estaría asociado a la burbuja de las *punto-com*. Esta contribución se revierte desde 2006 hasta inicios de la crisis *subprime* en 2008. A partir de entonces, se inició una lenta recuperación global (ver Yellen (2013)) a la que se le sumó la crisis de deuda europea (ver Frieden y Walter (2017)) y la ralentización del crecimiento chino (que desde 2011 no volvió a registrar tasas de crecimiento de dos dígitos). Ante estos eventos, se registra una importante contribución negativa de la brecha de producto desde inicios de la crisis *subprime*.

CUADRO 6. Intervalos filtrados de las principales variables macroeconómicas (Var. % a 12 meses)

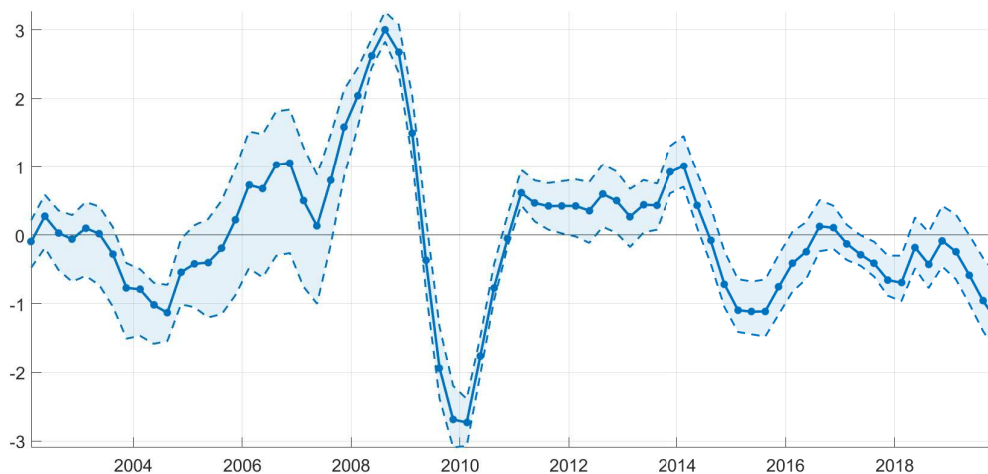
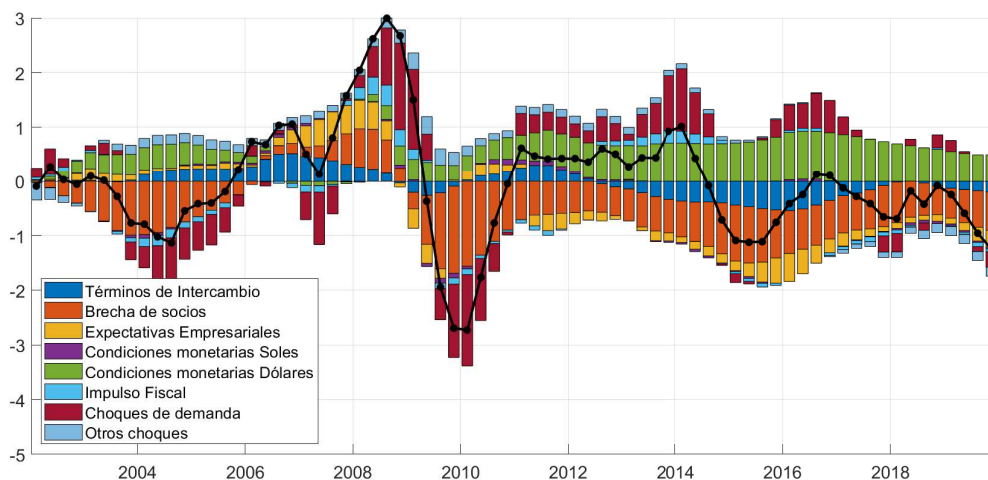
Año	PBI	Brecha del Producto	PBI Potencial	Tasa de interés Natural
2002	5,51	[-0,46;0,36]	[4,95;5,47]	[3,53;3,58]
2003	4,23	[-0,97;0,15]	[4,73;5,09]	[3,34;3,51]
2004	5,01	[-1,35;-0,51]	[4,29;5,34]	[3,30;3,46]
2005	6,32	[-1,07;0,47]	[4,89;6,19]	[3,45;3,58]
2006	7,60	[-0,41;1,65]	[6,40;6,98]	[3,47;3,90]
2007	8,51	[-0,26;1,45]	[7,38;8,46]	[3,48;3,83]
2008	9,24	[2,48;2,75]	[7,09;8,76]	[3,26;3,50]
2009	1,12	[-1,29;-0,31]	[6,34;6,59]	[2,89;3,51]
2010	8,44	[-1,55;-1,04]	[5,51;6,34]	[3,41;3,55]
2011	6,55	[0,18;0,83]	[5,90;6,40]	[3,48;3,74]
2012	6,00	[0,00;0,89]	[5,76;6,03]	[3,51;3,72]
2013	5,85	[0,14;0,86]	[5,06;5,60]	[3,52;3,64]
2014	2,52	[-0,16;0,64]	[4,06;4,25]	[3,35;3,50]
2015	3,31	[-1,37;-0,57]	[3,23;3,51]	[3,43;3,53]
2016	4,09	[-0,48;0,29]	[3,09;3,38]	[3,51;3,82]
2017	2,51	[-0,55;-0,07]	[2,96;3,44]	[3,51;3,55]
2018	4,02	[-0,67;0,11]	[3,23;3,60]	[3,31;3,54]
2019	2,41	[-1,19;-0,15]	[3,41;3,66]	[3,35;3,53]

Nota: se reporta el intervalo máximos y mínimos de las series suavizadas mediante el filtro de Kalman según los seis conjuntos de variables medibles reportados al inicio de esta sección.

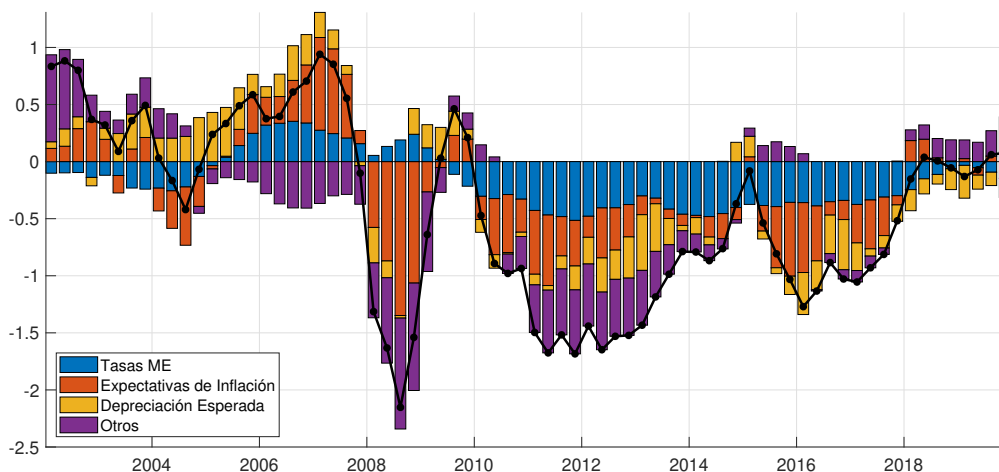
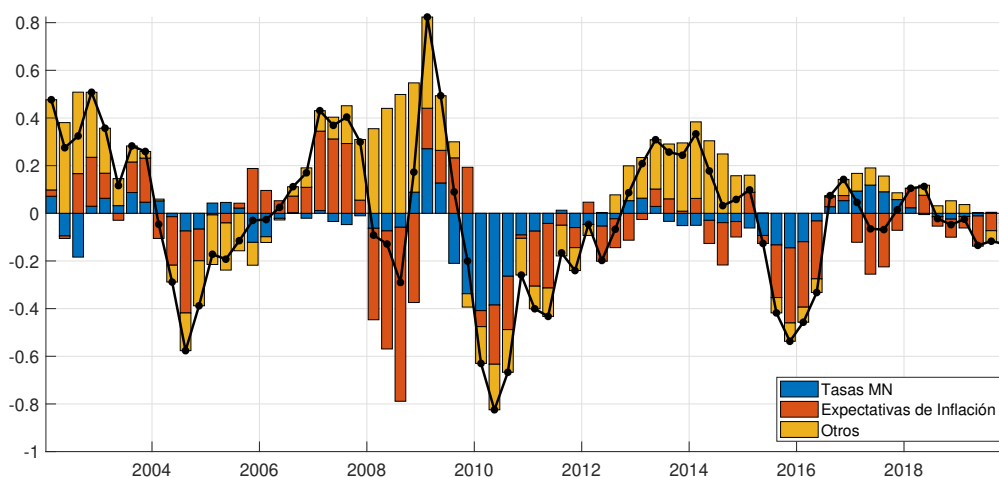
Por el lado del canal financiero, se identifica una importante contribución de las condiciones monetarias en moneda extranjera. Parte de esta contribución, es producto de las distintas medidas de política expansivas tomadas por las principales economías del mundo desde la crisis *subprime*. Asimismo, la confianza empresarial registra una contribución negativa desde el 2011 asociado a distintos periodos de incertidumbre social y política²⁷. En el agregado, el saldo neto de contribuciones a la brecha resultó positivo desde 2011 hasta 2014, y negativo desde entonces.

La magnitud de la contribución de las condiciones monetarias en moneda extranjera, contrasta con la reducida influencia de las condiciones en moneda nacional. Es importante mencionar, que esto no es un reflejo de las limitaciones del BCRP de regular la brecha de producto, sino de lo complejo del canal de transmisión de política monetaria en una economía pequeña y abierta con dolarización parcial. Así como comenta Winkelried (2013) y se documenta en Winkelried (2005); Bigio y Salas (2006) y Castillo y otros (2011), los canales por los que opera la política monetaria doméstica implica efectos tanto en las condiciones monetarias en moneda extranjera como en moneda nacional. De hecho, como se discute en la sección 3.3, movimientos inesperados de la tasa de política monetaria eventualmente alteran las expectativas de apreciación y de inflación cuyo impacto se observa en las condiciones monetarias en moneda extranjera.

²⁷ La confianza empresarial se mide con la encuesta a empresarios sobre expectativas del sector a tres meses. El valor neutro de este índice se estima en 60 por ciento (promedio entre 2002 y 2012) mientras que entre 2011 y 2019 el valor promedio fue de 56 por ciento. De esta diferencia sistemática se desprende la contribución negativa de la confianza empresarial.

GRÁFICO 7. Brecha de producto**(A) Filtro histórico****(B) Descomposición histórica**

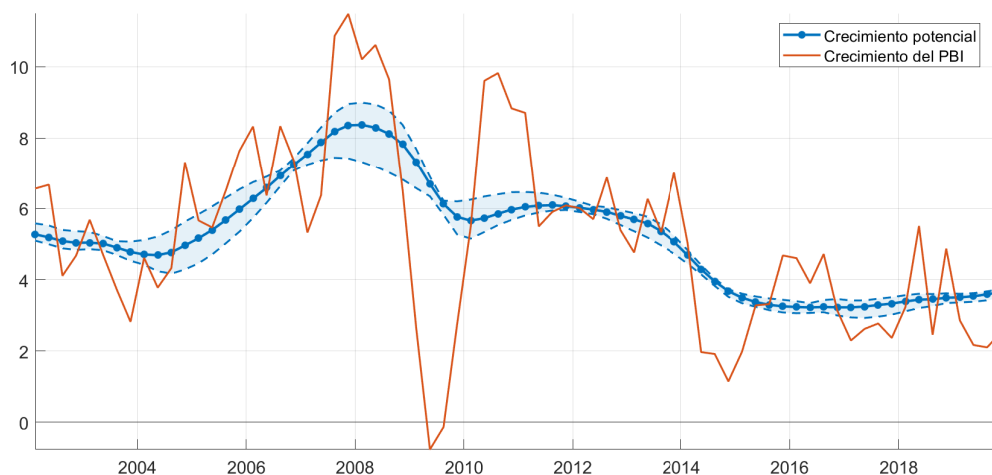
En línea con lo descrito líneas arriba, en el Gráfico 8 se muestra la descomposición histórica de las condiciones monetarias por moneda. Se aprecia en el subgráfico 8a que la contribución de las tasas internacionales a las condiciones monetarias en moneda extranjera son reducidas en comparación con la contribución de las expectativas de inflación y depreciación. Luego de la crisis *subprime* la máxima contribución de las tasas internacionales (en valor absoluto) nunca supera los 0.3 puntos porcentuales mientras que las expectativas de depreciación e inflación llegan a 1 y 2 punto porcentuales como máximo, respectivamente. Asimismo, en el subgráfico 8b se observa también el importante rol de las expectativas de inflación e las condiciones monetarias en moneda doméstica, aunque los movimientos de las tasas de interés son igual de relevantes.

GRÁFICO 8. *Descomposición histórica de las condiciones monetarias***(A)** *Moneda extranjera***(B)** *Moneda nacional*

La forma en la que las expectativas modulan las condiciones monetarias por monedas hace que la credibilidad del BCRP juegue un rol preponderante al momento de implementar su estrategia de política económica. En vista de los resultados aquí desarrollados, y en línea con [Rossini y Vega \(2007\)](#), las distintas medidas de política monetaria registran un impacto real debido a la capacidad del BCRP de anclar expectativas.

Crecimiento no Inflacionario

De manera residual a la estimación de la brecha de producto, se puede calcular el crecimiento del PBI potencial como se muestra en el [Gráfico 9](#). El PBI potencial refleja las capacidades productivas eficientes de la economía, y como tal, es una medida del producto tendencial. Así, el PBI potencial se entiende también como el nivel teórico de actividad consistente con una tasa de inflación que coincide con la meta de inflación en todo momento. Como se documenta en [Miller \(2003\)](#); [Ledesma \(2010\)](#) y [Céspedes y Ramírez-Rondán \(2014\)](#), esta medida está asociada a la acumulación de capital, el crecimiento de la mano de obra y de la productividad total de factores.

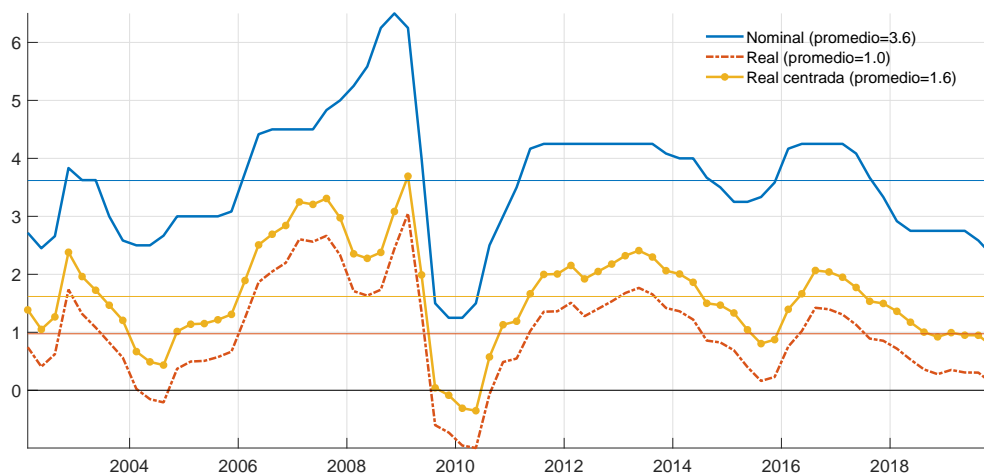
GRÁFICO 9. *Crecimiento potencial del PBI*

En dicho gráfico se observa que desde la crisis financiera *subprime*, se estima una desaceleración sostenida del producto potencial. Este resultado es consistente con lo reportado en [Castillo y Florián \(2019a\)](#) donde se asocia esta desaceleración a una contracción de la productividad total de factores. Asimismo, según [Castillo y Rojas \(2014\)](#) esta menor productividad está probablemente vinculada a la reducción sistemática de los términos de intercambio.

La Posición de Política Monetaria

Como se discute en [Formaini \(2004\)](#), la tasa de interés neutral es aquel nivel teórico de la tasa de interés que equilibra el mercado de fondos prestables. El paralelo en un modelo estructural se conoce como la tasa de interés natural (real), que es aquella que prevalece en un equilibrio sin presiones inflacionarias. Así, los desvíos de la tasa de referencia real ex-ante respecto de esta tasa no observable reflejan la posición de política monetaria. Por ejemplo, el BCRP adopta una posición expansiva si la tasa de política monetaria real ex-ante resulta menor a la tasa natural de interés.

La tasa real ex-ante se obtiene luego de extraer las expectativas de inflación (de encuestas) a la tasa nominal. El MPT es un modelo diseñado para explicar las fluctuaciones de la economía al rededor de su estado estacionario. Si bien, el estado estacionario en el MPT cumple con un mínimo de requisitos formales, éste es exógeno al modelo. Consecuentemente, el MPT no está en la capacidad de explicar desvíos sistemáticos de la data respecto del promedio teórico, por ejemplo, una inflación promedio diferente de la meta de inflación. De acuerdo a ello, las medidas de inflación se centran en la media teórica antes de ser utilizadas en el filtro de Kalman. En la figura 10 se compara la tasa de política real ex-ante calculada con las encuestas de expectativas (línea roja) contra la tasa real ex-ante calculada con las expectativas centradas en la meta de inflación (línea amarilla). Según el tratamiento de los datos para este ejercicio, la tasa real ex-ante se encuentra centrada en 1.6 en lugar de 1.0 que resulta de utilizar las expectativas de inflación sin modificar. En esta versión del MPT, se presentarán los resultados consistentes con las expectativas de inflación (y cualquier otra medida de inflación) recentradas en la meta del BCRP.

GRÁFICO 10. Tasa de política monetaria

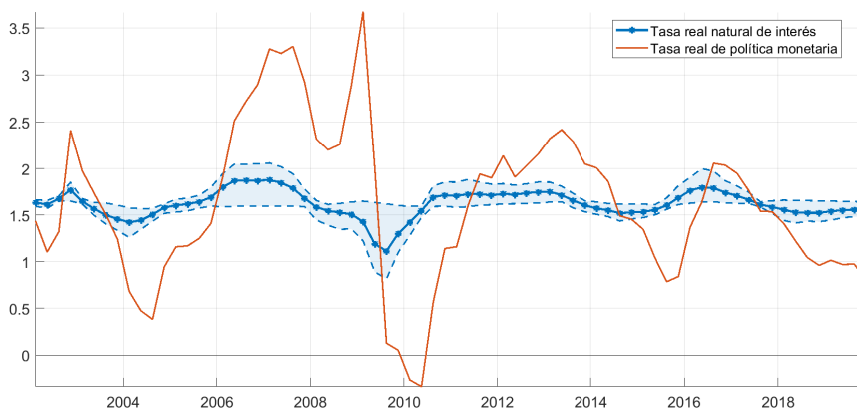
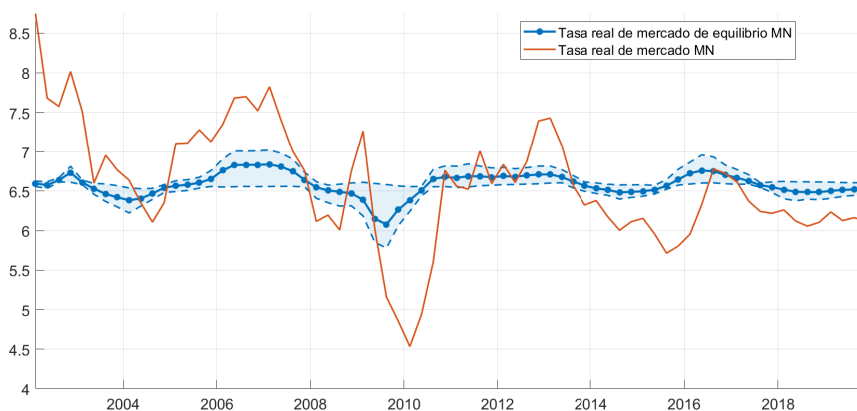
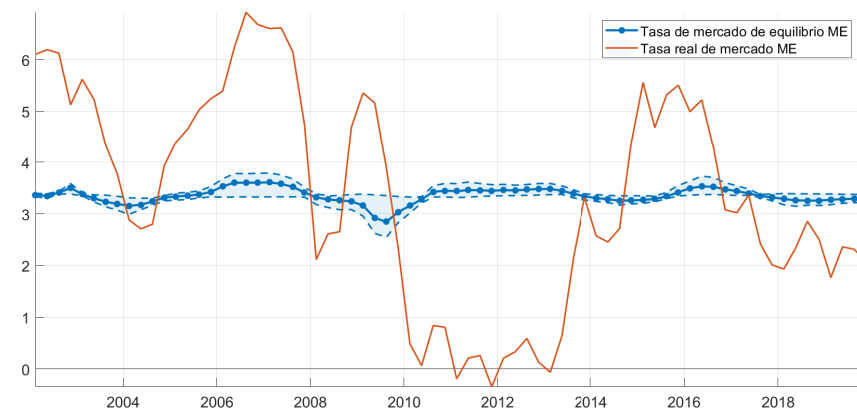
En línea con Winkelried y Ledesma (2010) y Castillo y Florián (2019a), como se aprecia en el Gráfico 11, se estima una tasa natural de interés relativamente estable a lo largo de la muestra (con un promedio de 1,62 por ciento). Asimismo, el promedio de desvíos de la tasa de política respecto de la tasa natural es cercano a cero, lo que refleja una posición promedio neutral del BCRP en la muestra estudiada. Sin embargo, es importante mencionar que este resultado contrasta con la tendencia hacia menores tasas naturales reportadas para economías avanzadas en Holston y otros (2017). Aunque por razones diferentes, esta tendencia resulta consistente con los cálculos de Castillo y otros (2006a) y Pereda (2011) para la economía peruana. Hasta esta actualización del MPT, la estabilidad de la tasa de interés natural pareciera no deteriorar las capacidades predictivas ni explicativas del MPT; sin embargo, dada la tendencia hacia menores tasas naturales estimadas es necesario reconsiderar este aspecto del modelo en futuras ediciones del MPT.

En el subgráfico 11a se identifican cuatro episodios de política monetaria contractiva (estos son, 2006-2008, 20011-2015 y 2016-2017), asociados a persistentes procesos inflacionarios como se aprecia en los Gráficos 12 y 13. Se puede ver, en el subgráfico 11b, como la posición de política monetaria contractiva se materializa en condiciones monetarias en moneda nacional más adversas. Aunque, el traspaso no es perfecto, el comovimiento es importante. Por su parte, al comparar el subgráfico 11a contra 11c, se observa un traspaso aparentemente menor pero persistente de la posición de política monetaria hacia las condiciones en moneda extranjera.

La Tasa de Inflación Doméstica

En los Gráficos 12 y 13 se puede apreciar la descomposición histórica de la inflación del IPC-SAE y total de acuerdo a sus principales determinantes. Para este segmento, los choques estructurales del modelo se agrupan en expectativas (de inflación), brecha de producto, inflación importada (en moneda doméstica), choques del IPC-SAE y otros choques.

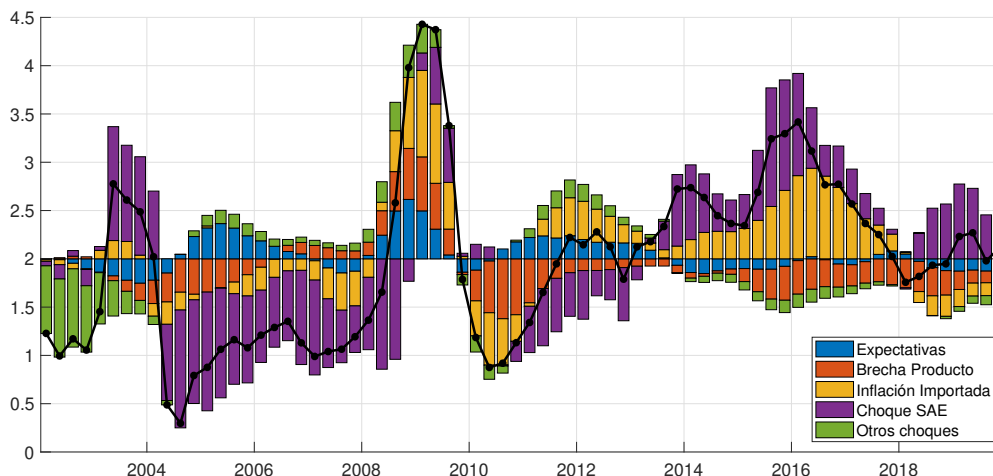
En el Gráfico 12 destaca la contribución de la inflación importada en moneda doméstica a la inflación del IPC-SAE. Este componente incluye a las variaciones de las cotizaciones internacionales de los principales *commodities* importados y a los efectos de la depreciación nominal. De hecho, se observa un importante comovimiento con los procesos de depreciación de la moneda registrados en 2008-2009 y 2013-2016.

GRÁFICO 11. Filtrado de condiciones monetarias**(A) Tasa de interés real natural y de política monetaria****(B) Condiciones monetarias en moneda nacional****(C) Condiciones monetarias en moneda extranjera**

Asimismo, se observa también una contribución importante de la brecha de producto. Según el Gráfico 7a que la brecha de producto se estimó pronunciadamente positiva en 2008 y mediados de 2009, para luego ser marcadamente negativa en 2010. Lo que es consistente con la contribución estimada para la inflación

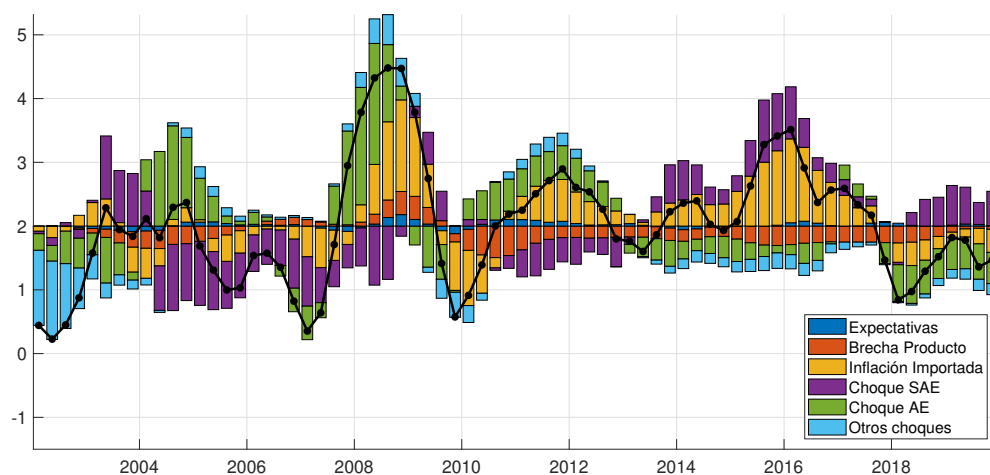
en esos años. Desde el 2012 en adelante, como consecuencia de la persistencia de la inflación y del rezago con el que interactúa la inflación con la actividad económica, la contribución de la brecha de producto a la inflación del IPC-SAE se mantienen negativa. Con respecto a las expectativas de inflación, se observa contribuciones notables en la mayoría de episodios caracterizados por expectativas que superan el rango meta (en particular los periodos 2007-2009 y 2011-2012).

GRÁFICO 12. *Descomposición histórica de la Inflación del IPC-SAE*



En base al mecanismo de transmisión de la política monetaria descrito en la sección 3.3, la posición de política del BCRP se materializa en su impacto sobre la contribución de estos tres componentes (inflación importada en moneda nacional, brecha de producto y expectativas) sobre la inflación del IPC-SAE. En la práctica, son varias las fuerzas económicas que determinan simultáneamente la magnitud de cada una de estas contribuciones, entre éstas, por su puesto, la posición de política del BCRP. Así, se tiene que el único episodio en el que estas tres contribuciones se alinean en una dirección inflacionaria es entre 2008 y 2009, periodo que es caracterizado por la crisis *subprime*. Esto sin embargo, no le resta mérito a las medidas de política monetaria de aquellos años, ya que una evaluación del desempeño de la autoridad monetaria pasa por estimar las contribuciones contrafactuales ante distintas respuestas de política.

GRÁFICO 13. *Descomposición histórica de la Inflación anual*



Para una visión completa de la evolución de la inflación doméstica se debe añadir la dinámica de

la inflación del IPC-AE sobre la inflación del IPC-SAE, lo que se puede apreciar en la figura 13. Así, la inflación total cuenta una historia similar a la que cuenta la inflación del IPC-SAE, con la consideración de que factores externos (como las cotizaciones internacionales de *commodities*) toman una mayor participación debido a su importante peso en la canasta del IPC-AE.

5. COMENTARIOS FINALES

El MPT es una herramienta regularmente utilizada por el personal técnico del BCRP para el análisis de política monetaria. Consecuentemente, se encuentra en constante revisión, evaluación y actualización. Así, la versión aquí presentada introduce varias modificaciones respecto de la versión previamente publicada (MPT2013). Entre los cambios destacan: *i*) el uso de la inflación del IPC-SAE como medida de inflación tendencial (en lugar de la inflación subyacente), *ii*) la desagregación de los componentes del impulso fiscal y de los términos de intercambio en la determinación de la brecha del producto; y, *iii*) la reestimación del modelo. Estas actualizaciones suponen una reestimación de los mecanismos de transmisión de política monetaria. Si bien, la estructura fundamental del modelo se mantiene inalterada (en comparación al MPT2013), las magnitudes de las fuerzas internas dinámicas del modelo han sido recalibradas.

En esta versión del MPT, se estima que la brecha de producto se recupera tras la crisis del 2008 y presenta ciclos de menor volatilidad desde entonces. A su vez, se identifica una reducción en el crecimiento del producto potencial, probablemente asociado con menores niveles de productividad. Finalmente, se observa una tasa de interés natural relativamente estable durante la muestra con una posición de política monetaria neutral en promedio.

Se modelan tres canales de transmisión de política monetaria: tasas de interés, tipo de cambio y expectativas. A través de estos canales, las medidas de política monetaria afectan a la inflación tendencial. Según el modelo los distintos eventos económicos sumados a la respuesta de política monetaria han generado contribuciones a la inflación (de la brecha de producto, inflación importada en moneda nacional y de expectativas) a través de estos canales que se contrarrestan parcialmente, lo que habría estabilizado la inflación. Estas contribuciones son producto del cuidadoso diseño de política monetaria que contempla la reacción de la economía ante medidas de política específica que consideran diversos escenarios de riesgo. Lo que se alinea al marco de política monetaria descrito por [Rossini y otros \(2013\)](#).

Es así que el MPT resulta ser una herramienta de bastante utilidad para el diseño de política monetaria. Por un lado, muestra una precisión razonable de sus proyecciones, las que mejoran continuamente entre distintas actualizaciones del modelo. Por otro, facilita el análisis del entorno económico ante distintas respuestas políticas y ante la materialización de distintos riesgos relevantes para la economía peruana. Sin embargo, el línea con el proceso de continua evaluación del MPT, hay varios aspectos de mejora que se pueden indagar para futuras actualizaciones del modelo.

Un aspecto relevante, corresponde a la estabilidad de los coeficientes del MPT, incluyendo a aquellos coeficientes provenientes de la parte exógena del modelo (variables externas y determinantes de largo plazo). En línea con ello, es importante evaluar la hipótesis del aplanamiento de la curva de Phillips en el contexto del MPT. Esto debido a que dicho aplanamiento se se viene documentando en varios países desarrollados (ver por ejemplo [Powell \(2019\)](#)) aunque con resultados mixtos. Asimismo, considerando el

cambio de la magnitud de coeficientes asociados a la contribución de los socios comerciales, términos de intercambio e impulso fiscal a la brecha de producto domestica, resulta relevante estudiar la estabilidad de los mismos. De manera similar, considerando la importante revisión del impacto de la brecha esperada, es importante revisar el punto neutro de confianza empresarial. Dependiendo de este análisis de estabilidad se podría considerar extensiones no lineales de ser apropiado.

Otro aspecto a tomar en cuenta corresponde a hacer el modelo robusto a no linealidades identificadas en la literatura. Por ejemplo, respecto del traspaso del tipo de cambio ante apreciaciones o depreciaciones (Pérez Forero y Vega (2015)) o ante distintos niveles de inflación (Winkelried (2014)). A su vez, se pueden estudiar respuestas diferenciadas de la economía ante distintas magnitudes o signos de los movimientos de tasa de política monetaria (Bigio y Salas (2006)). Asimismo, como discute en Morón y Winkelried (2005) se pueden considerar efectos hoja de balance ante importantes depreciaciones nominales. Finalmente, como en Banco Central de Reserva del Perú (2012) se puede evaluar efectos diferenciados de la política fiscal ante distintos estados de la actividad económica. Finalmente, se puede hacer un análisis de las no linealidades derivadas de distintos niveles de desanclaje y credibilidad institucional como en Alichy y otros (2009) y Agrov y otros (2007).

Otro aspecto a reevaluar en el MPT corresponde al equilibrio de mediano/largo plazo. Este equilibrio se considera exógeno al modelo. Así, el MPT no tiene la capacidad de racionalizar movimientos en el producto potencial, la tasa natural de interés ni en el tipo de cambio real de equilibrio. Por ejemplo, el producto potencial, como en Miller (2003); Ledesma (2010) y Céspedes y Ramírez-Rondán (2014) esta asociado a la acumulación de capital (asociado a la inversión), el crecimiento de la mano de obra y la productividad total de factores. Incluso, hay refinamientos que se pueden modelar y cuantificar como la intensidad de uso de factores productivos o la contribución de la tasa de informalidad (como en Leyva y Urrutia (2023)).

Con respecto al tipo de cambio real de equilibrio, aún hay bastante debate e incertidumbre sobre su estimación, aunque se cuenta con algunos esfuerzos destacables en Ferreyra y Herrada (2003); Ferreyra y Salas (2006); Rodríguez y Winkelried (2011) y Florián y otros (2021b). De manera similar, es importante evaluar la especificación de la tasa natural de interés luego de que se reporten sistemáticamente reducciones de la misma en distintas economías (ver Holston y otros (2017)) y en varias estimaciones para Perú (por ejemplo, Castillo y otros (2006a) y Pereda (2011)) que contrastan con Winkelried y Ledesma (2010) y Castillo y Florián (2019a).

Finalmente, en la actualidad el modelo se ha tenido que adaptar a las características del impacto económico de la pandemia del COVID-19. Estas modificaciones corresponden principalmente a la introducción de medidas de política monetaria no convencionales y a la interacción de las distintas tasas del modelo en un contexto en que la tasa de política monetaria estuvo restringida por su límite inferior efectivo. Estas medidas no convencionales contemplaron facilitar importantes cantidades de liquidez para evitar el colapso de la cadena de pagos del sistema financiero en un contexto de emergencia sanitaria. La dinámica de recesión y de recuperación que generó la pandemia del COVID-19 escapa del alcance del presente documento y se deja como parte de la agenda futura de mejoras al MPT.

REFERENCIAS

- Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., y Villani, M. (2008). Evaluating an estimated new Keynesian small open economy model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(8):2690–2721.
- Agrov, E., Epstein, N., Karam, P., Laxton, D., y Rose, D. (2007). Endogenous Monetary Policy Credibility in a Small Macro Model of Israel. IMF Working Papers 2007/207, International Monetary Fund.
- Alichi, A., Chen, H., Clinton, K., Freedman, C., Johnson, M., Kamenik, O., Kışınbay, T., y Laxton, D. (2009). Inflation Targeting Under Imperfect Policy Credibility. IMF Working Papers 2009/094, International Monetary Fund.
- Aquino, J. C. (2019). La curva de Phillips Neokeynesiana de una economía pequeña y abierta: Especificación, quiebres estructurales y robustez. *Revista Estudios Económicos*, (38):43–59.
- Armas, A. y Grippa, F. (2006). Metas de inflación en una economía dolarizada: La experiencia del Perú. En Armas, A., Ize, A., y Levy Yeyati, E., editores, *Dolarización Financiera: La Agenda de Política*, capítulo 6, pp. 135–162. Banco Central de Reserva del Perú.
- Arroyo Marioli, F., Bullano, F., Fornero, J., y Zúñiga, R. (2020). Semi-Structural Forecasting Model. Working Papers Central Bank of Chile 866, Central Bank of Chile.
- Banco Central de Reserva del Perú (2012). Reporte de Inflación: Panorama Actual y Proyecciones Macroeconómicas 2012-2014. Diciembre.
- Banco Central de Reserva del Perú (2017). Reporte de Inflación: Panorama Actual y Proyecciones Macroeconómicas 2017-2018. Marzo.
- Barrera, C. (2005). Proyecciones desagregadas de la variación del Índice de precios al consumidor (ipc), del Índice de precios al por mayor (ipm) y del crecimiento del producto real (pbi). Working Papers 2005-06, Banco Central de Reserva del Perú.
- Barrera, C. (2007). Proyecciones desagregadas de inflación con modelos Sparse VAR robustos. Working Papers 2007-015, Banco Central de Reserva del Perú.
- Barrera, C. (2013). El sistema de predicción desagregada: Una evaluación de las proyecciones de inflación 2006-2011. Working Papers 2013-009, Banco Central de Reserva del Perú.
- Bigio, S. y Salas, J. (2006). Non-linear Effects of Monetary Policy and Real Exchange Rate Shocks in Partially Dollarized Economies: an Empirical Study for Peru. *Money Affairs*, XIX(1):25–55.
- Blagrove, P., Elliott, P., Garcia-Saltos, R., Hostland, D., Laxton, D., y Zhang, F. (2013). Adding China to the Global Projection Model. IMF Working Papers 2013/256, International Monetary Fund.
- Bógalo, J. (2004). TS: Una interface de MATLAB para TRAMO-SEATS. Boletín Trimestral de Coyuntura 92, Instituto Nacional de Estadística.
- Brayton, F., Laubach, T., y Reifschneider, D. L. (2014). The FRB/US Model: A Tool for Macroeconomic Policy Analysis. FEDS Notes 2014-04-03, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- Carabenciov, I., Freedman, C., Garcia-Saltos, R., Laxton, D., Kamenik, O., y Manchev, P. (2013). GPM6: The Global Projection Model with 6 Regions. IMF Working Papers 2013-087, International Monetary Fund.

- Carrasco, A., Florián, D., y Nivin, R. (2019). SFX Interventions, Financial Intermediation, and External Shocks in Emerging Economies. Working Papers 160, Peruvian Economic Association.
- Carrera, C. y Ledesma, A. (2015). Proyección de la Inflación Agregada con Modelos de Vectores Autorregresivos Bayesianos. Working Papers 2015-003, Banco Central de Reserva del Perú.
- Castillo, L. y Florián, D. (2019a). Measuring the output gap, potential output growth and natural interest rate from a semi-structural dynamic model for Peru. Working Papers 159, Peruvian Economic Association.
- Castillo, L. y Florián, D. (2019b). Measuring the output gap, potential output growth and natural interest rate from a semi-structural dynamic model for Peru. Working Papers 2019-012, Banco Central de Reserva del Perú.
- Castillo, P., Montoro, C., y Tuesta, V. (2006a). Estimación de la tasa natural de interés para la economía peruana. *Monetaria*, 29(3):261–298.
- Castillo, P., Montoro, C., y Tuesta, V. (2006b). Stylized Facts of the Peruvian Economy. Working Papers 2006-005, Banco Central de Reserva del Perú.
- Castillo, P., Montoro, C., y Tuesta, V. (2009). Un modelo de equilibrio general con dolarización para la economía peruana. *Revista Estudios Económicos*, (17):9–50.
- Castillo, P., Montoro, C., y Tuesta, V. (2013). An estimated stochastic general equilibrium model with partial dollarization: A bayesian approach. *Open Economies Review*, 24:217–265.
- Castillo, P., Pérez Forero, F. J., y Tuesta, V. (2011). Los mecanismos de transmisión de la política monetaria en Perú. *Revista Estudios Económicos*, (21):41–63.
- Castillo, P. y Rojas, Y. (2014). Términos de intercambio y productividad total de factores: Evidencia empírica de los mercados emergentes de América latina. *Revista Estudios Económicos*, (28):27–46.
- Castillo, P., Vega, H., Serrano, E., y Burga, C. (2016). De-dollarization of credit in Peru: the role of unconventional monetary policy tools. Working Papers 2016-002, Banco Central de Reserva del Perú.
- Céspedes, N. y Ramírez-Rondán, N. (2014). Total Factor Productivity Estimation in Peru: Primal and Dual Approaches. *Revista Economía*, 37(73):9–39.
- Charles, E. (2014). Exchange Rate Stabilization and Welfare. *Annual Review of Economics*, 6(1):155–177.
- de Castro, M. R., Gouvea, S. N., Minella, A., Santos, R., y Souza-Sobrinho, N. F. (2015). SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach. *Brazilian Review of Econometrics*, 35(2):103–170.
- Ferreira, J. y Herrada, R. (2003). Tipo de cambio real y sus fundamentos: Estimación del desalineamiento. *Revista Estudios Económicos*, (10).
- Ferreira, J. y Salas, J. (2006). The Equilibrium Real Exchange Rate in Peru: BEER Models and Confidence Band Building. Working Papers 2006-006, Banco Central de Reserva del Perú.
- Florián, D., Arrieta, J., y Ledesma, A. (2021a). Proyecciones inmediatas y de corto plazo para la actividad económica en tiempos de la pandemia del COVID-19. *Revista Moneda*, (187):33–36.

- Florián, D., Ferreyros, G., y Ledesma, A. (2021b). Estimaciones del tipo de cambio real de equilibrio. *Revista Moneda*, (187):22–27.
- Formaini, R. L. (2004). Knut Wicksell: the birth of modern monetary policy. *Economic Insights*, 9(1).
- Frieden, J. y Walter, S. (2017). Understanding the political economy of the eurozone crisis. *Annual Review of Political Science*, 20(1):371–390.
- Galí, J. y Gambetti, L. (2019). Has the U.S. Wage Phillips Curve Flattened? A Semi-Structural Exploration. Working Papers Central Bank of Chile 846, Central Bank of Chile.
- García, B., Guarda, S., Kirchner, M., y Tranamil, R. (2019). XMAS: An extended model for analysis and simulations. Working Papers Central Bank of Chile 833, Central Bank of Chile.
- González, A., Mahadeva, L., Prada, J. D., y Rodríguez, D. (2011). Policy Analysis Tool Applied to Colombian Needs: PATACON Model Description. Borradores de Economía 656, Banco de la República de Colombia.
- Holston, K., Laubach, T., y Williams, J. C. (2017). Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants. *Journal of International Economics*, 108(S1):59–75.
- Kuttner, K. y Robinson, T. (2010). Understanding the flattening Phillips curve. *The North American Journal of Economics and Finance*, 21(2):110–125.
- Lahura, E. (2006). El efecto traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú: 1995-2004. *Revista Estudios Económicos*, (13).
- Lahura, E. (2012). Midiendo los efectos de la política monetaria a través de las expectativas de mercado. *Revista Estudios Económicos*, (23):39–52.
- Lahura, E. (2017). El efecto traspaso de la tasa de interés de política monetaria en Perú: evidencia reciente. *Revista Estudios Económicos*, (33):9–27.
- Laubach, T. y Williams, J. C. (2003). Measuring the Natural Rate of Interest. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4):1063–1070.
- Ledesma, A. (2010). Crecimiento Potencial y Productividad de Factores. *Revista Moneda*, (145):4–8.
- Leyva, G. y Urrutia, C. (2023). Informal Labor Markets in Times of Pandemic. *Review of Economic Dynamics*, 47:158–185.
- Llosa, G. (2004). Examinando algunas disyuntivas de política económica con un modelo estructural. *Revista Estudios Económicos*, (11).
- Llosa, G. y Miller, S. (2004). Using Additional Information in Estimating the Output Gap in Peru: a Multivariate Unobserved Component Approach. *Money Affairs*, XVII(1):57–82.
- Llosa, G., Tuesta, V., y Vega, M. (2006). A BVAR Forecasting Model for Peruvian Inflation. *Money Affairs*, XIX(2):117–141.
- Luque, J. y Vega, M. (2003). Usando un modelo semi-estructural de pequeña escala para hacer proyecciones: Algunas consideraciones. *Revista Estudios Económicos*, (10).

- Miller, S. (2003). Métodos alternativos para la estimación del PBI potencial: Una aplicación para el caso de Perú. *Revista Estudios Económicos*, (10).
- Montoro, C. (2009). El sistema de proyección del BCRP. *Revista Moneda*, (142):22–24.
- Morón, E. y Winkelried, D. (2005). Monetary policy rules for financially vulnerable economies. *Journal of Development Economics*, 76(1):23–51.
- Pereda, J. (2011). Estimación de la tasa natural de interés para Perú: un enfoque financiero. *Monetaria*, XXXIV(4):429–459.
- Pérez Forero, F. y Vega, M. (2014). The Dynamic Effects of Interest Rates and Reserve Requirements. Working Papers 2014-018, Banco Central de Reserva del Perú.
- Pérez Forero, F. J. (2016). Comparación de la transmisión de choques de política monetaria en América Latina: Un panel VAR jerárquico. *Revista Estudios Económicos*, (32):9–33.
- Pérez Forero, F. J. (2018). Nowcasting Peruvian GDP using Leading Indicators and Bayesian Variable Selection. Working Papers 2018-010, Banco Central de Reserva del Perú.
- Pérez Forero, F. J. (2021). Predicción de variables macroeconómicas en el Perú a través un modelo BVAR con media cambiante en el tiempo. Working Papers 2021-001, Banco Central de Reserva del Perú.
- Pérez Forero, F. J. y Vega, M. (2015). Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from Peru. Working Papers 2015-011, Banco Central de Reserva del Perú.
- Portilla Goicochea, J. y Rodríguez, G. (2020). Evolution of Monetary Policy in Peru: An Empirical Application Using a Mixture Innovation TVP-VAR-SV Model. Working Papers 2020-485, Departamento de Economía - Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Powell, J. (2019). Transcript of Chair Powell's Press Conference. December 11.
- Rodríguez, D. (2009). Efecto de las decisiones de política monetaria sobre las tasas de los bancos comerciales. *Revista Moneda*, (141):25–29.
- Rodríguez, D. y Winkelried, D. (2011). ¿Qué explica la evolución del tipo de cambio real de equilibrio en el Perú? 1992–2009. *Revista Moneda*, (147):9–14.
- Rogoff, K., Froot, K., y Kim, M. (2001). The Law of One Price Over 700 Years. IMF Working Papers 2001/174, International Monetary Fund.
- Rojas, Y. (2019). Una exploración de la estabilidad de la curva de phillips en el peru. *Revista Estudios Económicos*, (38):9–42.
- Rossini, R., Quispe, Z., y Rodríguez, D. (2013). Flujo de capitales, política monetaria e intervención cambiaria en el Perú. *Revista Estudios Económicos*, (25):39–50.
- Rossini, R. y Vega, M. (2007). El mecanismo de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización financiera: El caso del Perú entre 1996 y 2006. *Revista Estudios Económicos*, (14):11–32.
- Salas, J. (2011). Estimación bayesiana de un modelo de pequeña economía abierta con dolarización parcial. *Revista Estudios Económicos*, (22):41–62.

- Smets, F. y Wouters, R. (2003). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5):1123–1175.
- Smets, F. y Wouters, R. (2007). Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, 97(3):586–606.
- Vega, M., Bigio, S., Florián, D., Llosa, G., Miller, S., Ramírez-Rondán, N., Rodríguez, D., Salas, J., y Winkelried, D. (2009). Un modelo semiestructural de proyección para la economía peruana. *Revista Estudios Económicos*, (17).
- Vega, M. y Winkelried, D. (2006). ¿Cambia la Inflación Cuando los Países Adoptan Metas Explícitas de Inflación? Working Papers 2006-001, Banco Central de Reserva del Perú.
- Warne, A., Coenen, G., y Christoffel, K. (2008). The new area-wide model of the euro area: a micro-founded open-economy model for forecasting and policy analysis. Working Paper Series 944, European Central Bank.
- Winkelried, D. (2005). Tendencias comunes y análisis de la política monetaria en el Perú. *Monetaria*, XXVIII(3):279–317.
- Winkelried, D. (2012). Predicting quarterly aggregates with monthly indicators. Working Papers 2012-023, Banco Central de Reserva del Perú.
- Winkelried, D. (2013). Modelo de Proyección Trimestral del BCRP: Actualización y novedades. *Revista Estudios Económicos*, (26):9–60.
- Winkelried, D. (2014). Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru. *Empirical Economics*, 46(4):1181–1196.
- Winkelried, D. y Ledesma, A. (2010). Tasa neutral de interés. *Revista Moneda*, (146):13–17.
- Yellen, J. L. (2013). A Painfully Slow Recovery for America's Workers: Causes, Implications, and the Federal Reserve's Response, February 11, 2013. Speech 630, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

ANEXOS

A. DISTRIBUCIONES *a priori* Y *a posteriori* DE PARÁMETROS DEL MPT

Las líneas grises representan distribuciones *a priori* y las líneas negras representan distribuciones *a posteriori*, mientras que la línea punteada muestra la moda *a posteriori*.

La escala de los gráficos es la misma para parámetros que comparten la misma distribución *a priori*: (1) Los parámetros b , c , ρ , a_y con distribución $\mathcal{B}(0,5,0,2^2)$; (2) El resto de coeficientes de la ecuación de demanda agregada a con distribución $\mathcal{B}(0,14,0,2^2)$; (3) Los parámetros M^{mn} y M^{me} con distribución $\mathcal{N}(1,0,5^2)$; (4) Las desviaciones estándares de los choques (parámetros σ) con distribución \mathcal{IG} .

Los resultados indican que la muestra es altamente informativa de las desviaciones estándar de los choques σ , al haber una diferencia marcada en los gráficos entre la distribución *a priori* y *a posteriori*, ver Gráficos 14, 15 y 16. Por su parte, los parámetros de persistencia b , c , ρ , a_y también han sido identificados mediante las estimaciones bayesianas, como se observa en los Gráficos 17, 18 y 19. Ello se comprueba al observar que las distribuciones *a posteriori* se encuentran más concentradas que las *a priori* y que las razones de varianzas son pequeñas, al ser todas menores al valor límite de 0.35 (Smets y Wouters, 2003; Adolfson y otros, 2008; Salas, 2011; Winkelried, 2013).

Por otro lado, se encuentran cuatro coeficientes que poseen una razón de varianzas mayor a 0.35, por lo que la introducción de nueva información muestral no es informativa y se decidió seguir una calibración, dado que no se obtuvo una actualización bayesiana.

Dos parámetros que exhiben esta característica son los referidos a la relación la tasa bancaria en moneda nacional c_b^{mn-e} y extranjera c_b^{me-e} con el desvío del nivel actual de encaje respecto a su nivel de estado estacionario. La versión previa del modelo también tiene problemas al identificar el efecto de los encajes de largo plazo, puesto que esta variable ha actuado como un instrumento de política monetaria adicional a los movimientos de la tasa de política monetaria, específicamente en el programa de Desdolarización financiera, la crisis financiera del 2008, entre otros (Castillo y otros, 2016). Es así que se observa un problema de colinealidad, lo cual no actualiza la distribución *a priori* y genera un ratio de varianzas elevado.

Por su parte, se encuentran problemas al identificar la persistencia del tipo de cambio real de equilibrio y a la brecha producto de socios comerciales. Para el caso del tipo de cambio real de equilibrio, se están desarrollando modelos satélite para poder estimar esta variable y su impacto en la brecha producto en base al modelo de Holston y otros (2017); Laubach y Williams (2003), dada la incertidumbre inherente a una variable no observable. Por su parte, la brecha de socios comerciales muestra el mismo comportamiento, en línea con ser una variable no observable y a una posible colinealidad con los términos de intercambio.

Los modelos satélite pueden brindar un soporte a estos parámetros. En general, se puede afirmar que la estimación bayesiana fue satisfactoria al solo tener problemas con 4 de 52 parámetros.

GRÁFICO 14. Choques 1/3

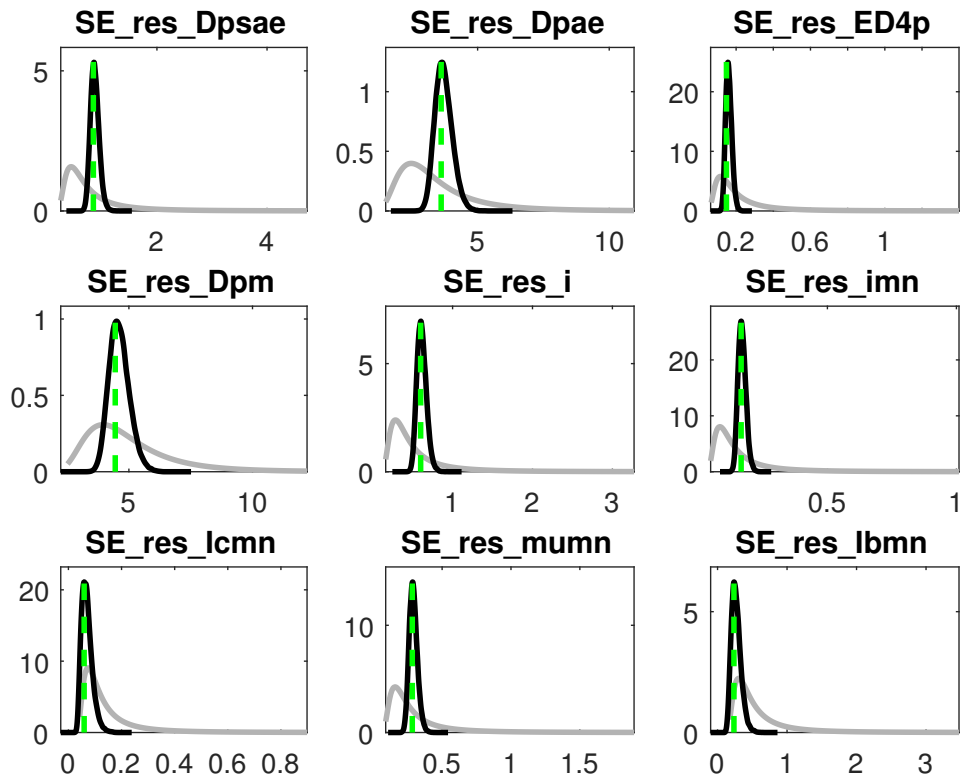


GRÁFICO 15. Choques 2/3

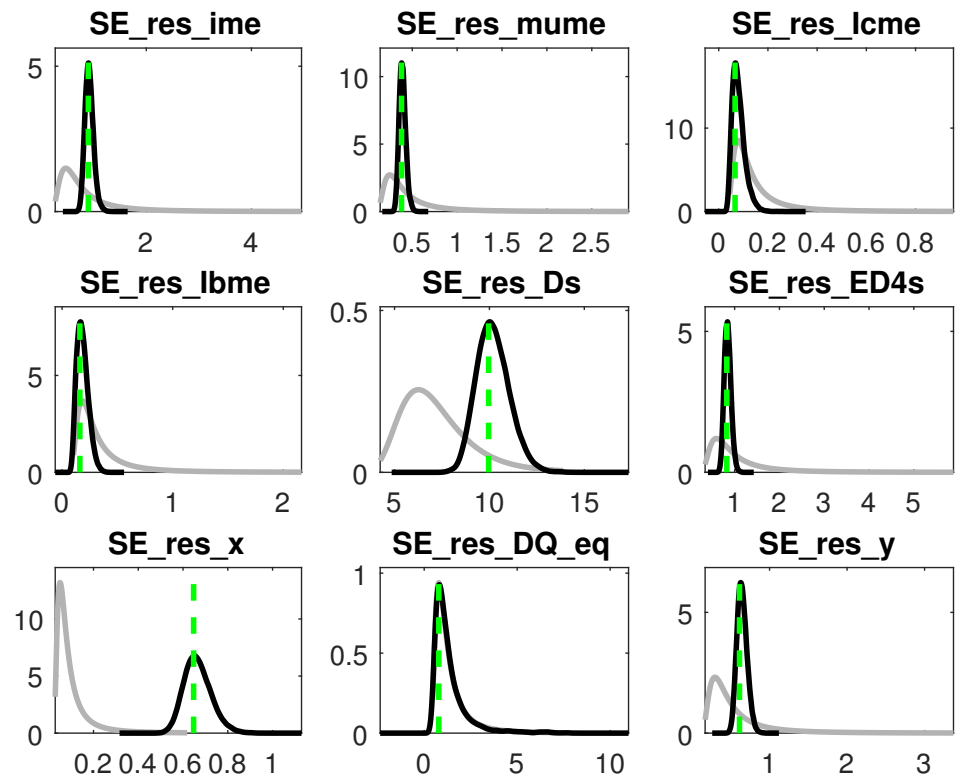


GRÁFICO 16. *Choques 3/3 e importada*

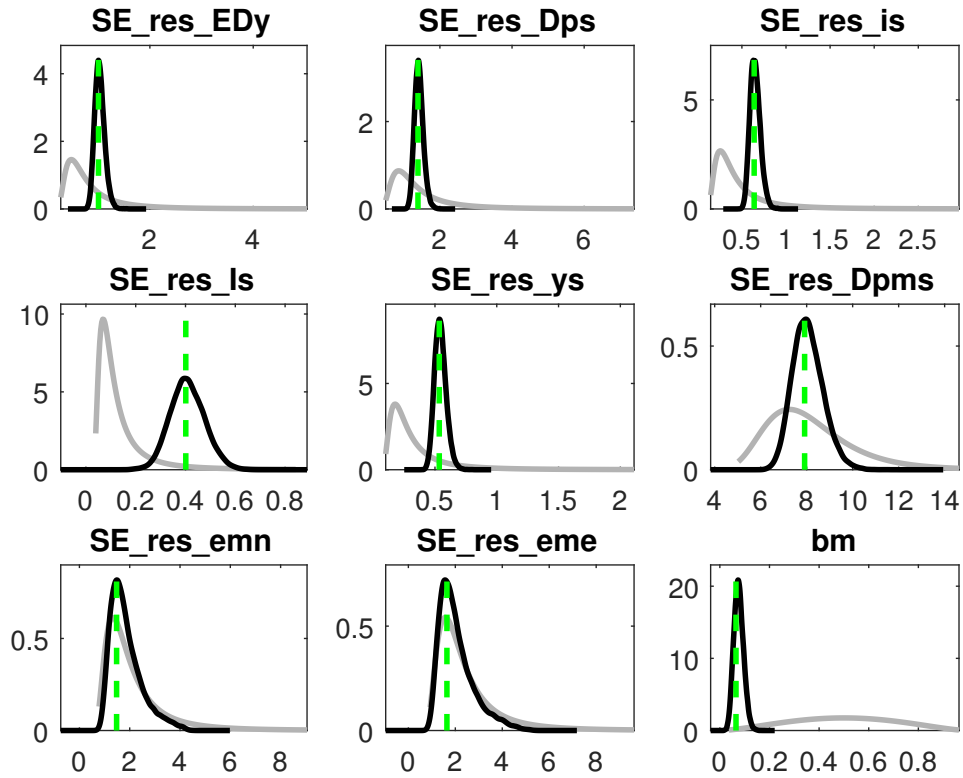


GRÁFICO 17. *Inflaciones y tasas en moneda nacional*

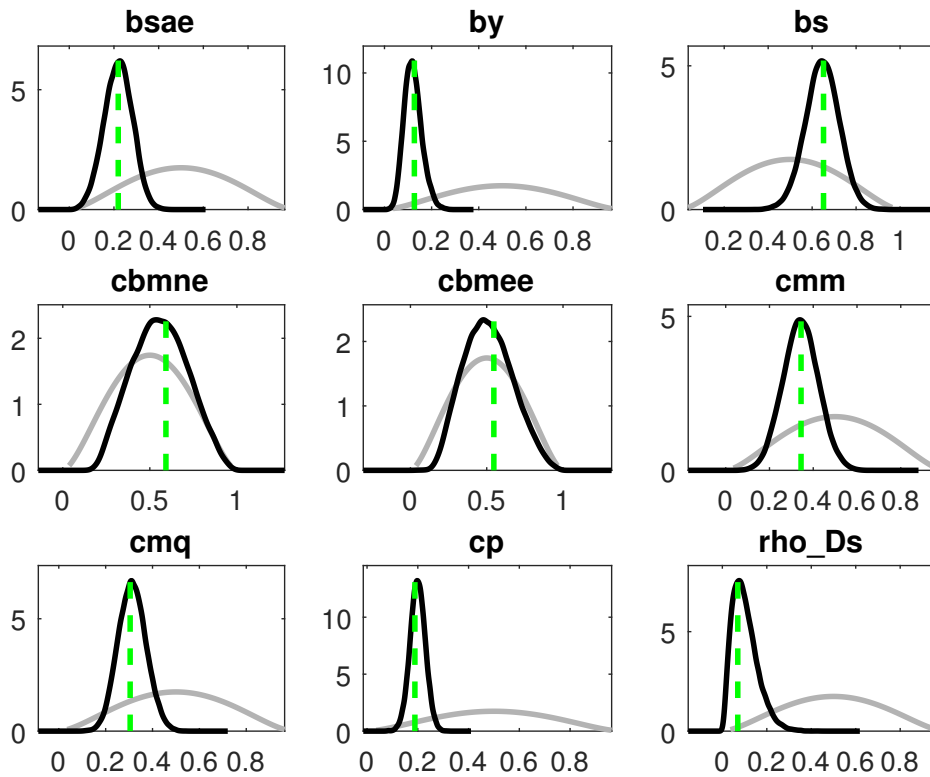


GRÁFICO 18. Paridad descubierta de tasas de interés, expectativas, impulso fiscal

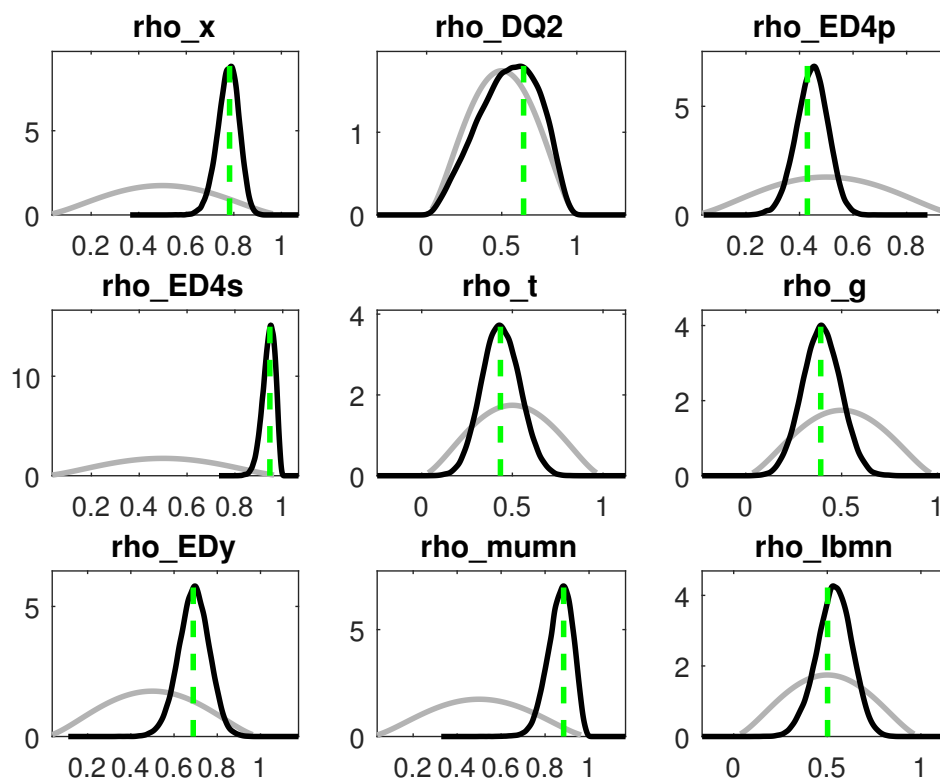


GRÁFICO 19. Tasas en moneda extranjera y componentes de la brecha producto

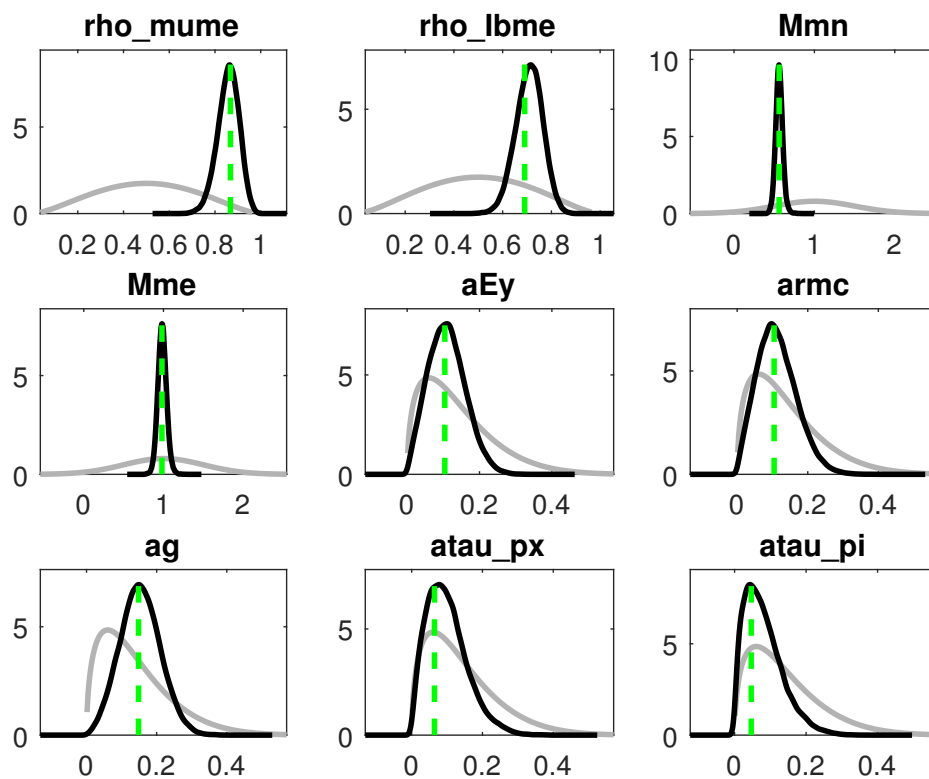
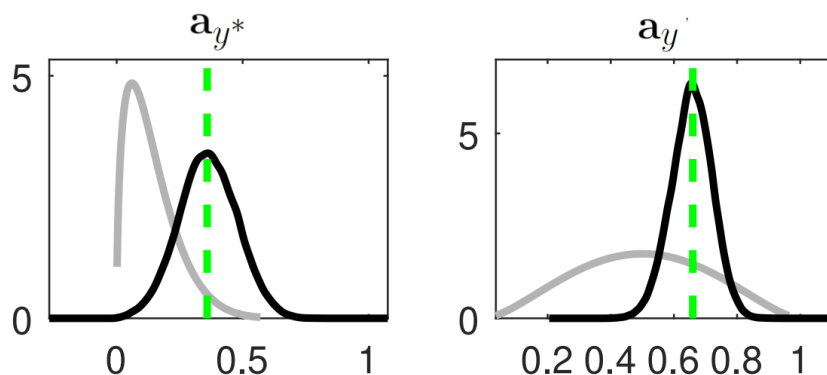


GRÁFICO 20. Brecha producto



B. ECUACIONES DEL MODELO

Inflación

$$\pi_t^{sae} = b_m \Pi_t^m + (1 - b_m) [b_{sae} \pi_{t-1}^{sae} + (1 - b_{sae}) \Pi_t^e] + b_y [c_y y_t + (1 - c_y) y_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (B25)$$

$$\Pi_t^{sae} = (\pi_t^{sae} + \pi_{t-1}^{sae} + \pi_{t-2}^{sae} + \pi_{t-3}^{sae})/4 \quad (B26)$$

$$\pi_t^{ae} = (1 - \rho_{\pi^{ae}}) [b_s \pi_t^{sae} + (1 - b_s) \pi_t^m] + \rho_{\pi^{ae}} \pi_{t-1}^{ae} + \varepsilon_t \quad (B27)$$

$$\pi_t = c_{sae} \pi_t^{sae} + (1 - c_{sae}) \pi_t^{ae} \quad (B28)$$

$$\Pi_t = (\pi_t + \pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3})/4 \quad (B29)$$

$$\Pi_t^e = \rho_{\pi^e} \Pi_{t-1}^e + (1 - \rho_{\pi^e}) [(1 - c_p) E_t \Pi_{t+4}^{sae} + c_p \Pi_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (B30)$$

$$\pi_t^s = (1 - \rho_{\pi^s}) [c_{\pi^{sae}} \pi_t^{sae} + (1 - c_{\pi^{sae}}) \pi_t^{ae}] + \rho_{\pi^s} \pi_{t-1}^s + \varepsilon_t \quad (B31)$$

$$\Pi_t^s = (\pi_t^s + \pi_{t-1}^s + \pi_{t-2}^s + \pi_{t-3}^s)/4 \quad (B32)$$

$$\widehat{\Pi}_t = E_t \Pi_{t+4}^{sae} - Meta \quad (B33)$$

$$\pi_t^m = c_{mm} \pi_{t-1}^m + (1 - c_{mm}) E_t \Pi_{t+4}^m + c_{mq} [\pi_{t-1}^{m\$} + \lambda_{t-1} - \pi_{t-1}^m] + \varepsilon_t \quad (B34)$$

$$\Pi_t^m = (\pi_t^m + \pi_{t-1}^m + \pi_{t-2}^m + \pi_{t-3}^m)/4 \quad (B35)$$

Tasas de interés en moneda nacional

$$i_t = \rho_i i_{t-1} + (1 - \rho_i) \left[i_t^n + f_{\pi} \widehat{\Pi}_t + f_y [c_{fy} y_t + (1 - c_{fy}) y_{t-1}] \right] + \varepsilon_t \quad (B36)$$

$$i_t^n = (1 - \rho_{i^n}) i_t + \rho_{i^n} i_{t-1}^n + \varepsilon_t \quad (B37)$$

$$i_t^{mn} = i_t + \varepsilon_t \quad (B38)$$

$$\mu_t^{mn} = (1 - \rho_{\mu^{mn}}) \mu_t^{mn} + \rho_{\mu^{mn}} \mu_{t-1}^{mn} + \varepsilon_t \quad (B39)$$

$$I_t^{c,mn} = \frac{i_t^{mn} + E_t i_{t+1}^{mn} + E_t i_{t+2}^{mn} + E_t i_{t+3}^{mn}}{4} + \mu_t^{mn} + \varepsilon_t \quad (B40)$$

$$e_t^{mn} = (1 - \rho_{e^{mn}}) e_t^{mn} + \rho_{e^{mn}} e_{t-1}^{mn} + \varepsilon_t \quad (B41)$$

$$I_t^{b,mn} = M_0^{mn} + \rho_b^{mn} I_{t-1}^{b,mn} + (1 - \rho_b^{mn}) M^{mn} I_t^{c,mn} + c_{b,e}^{mn} (e_t^{mn} - e^{mn}) + \varepsilon_t \quad (B42)$$

$$R_t^{mn} = c_b^{mn} I_t^{b,mn} + (1 - c_b^{mn}) I_t^{c,mn} - \Pi_t^e \quad (B43)$$

$$R_t^{mn,eq} = (1 - \rho_{r^{mn,eq}}) (i_t^n - i + R^{mn}) + \rho_{r^{mn,eq}} R_{t-1}^{mn,eq} + \varepsilon_t \quad (B44)$$

$$r_t^{mn} = R_t^{mn} - R_t^{mn,eq} \quad (B45)$$

Tasas de interés en moneda extranjera

$$i_t^{me} = i_t^* + \varepsilon_t \quad (\text{B46})$$

$$\mu_t^{me} = (1 - \rho_{\mu^{me}})\mu^{me} + \rho_{\mu^{me}}\mu_{t-1}^{me} + \varepsilon_t \quad (\text{B47})$$

$$I_t^{c,me} = \frac{i_t^{me} + E_t i_{t+1}^{me} + E_t i_{t+2}^{me} + E_t i_{t+3}^{me}}{4} + \mu_t^{me} + \varepsilon_t \quad (\text{B48})$$

$$e_t^{me} = (1 - \rho_{e^{me}})e^{me} + \rho_{e^{me}}e_{t-1}^{me} + \varepsilon_t \quad (\text{B49})$$

$$I_t^{b,me} = M_0^{me} + \rho_b^{me} I_{t-1}^{b,me} + (1 - \rho_b^{me})M^{me} I_t^{c,me} + c_{b,e}^{me}(e_t^{me} - e^{me}) + \varepsilon_t \quad (\text{B50})$$

$$R_t^{me} = c_b^{me} I_t^{b,me} + (1 - c_b^{me})I_t^{c,me} - \Pi_t^e + \Lambda_t^e \quad (\text{B51})$$

$$R_t^{me_eq} = (1 - \rho_{r^{me_eq}})(i_t^n - i + R^{me}) + \rho_{r^{me_eq}}R_{t-1}^{me_eq} + \varepsilon_t \quad (\text{B52})$$

$$r_t^{me} = R_t^{me} - R_t^{me_eq} \quad (\text{B53})$$

Tipo de cambio

$$\lambda_t = \rho_{\lambda} E_t \lambda_{t+1} + (1 + \rho_{\lambda}) [i_t^{me} + \xi_t - i_t^{mn} + \varepsilon_t] \quad (\text{B54})$$

$$\Lambda_t = (\lambda_t + \lambda_{t-1} + \lambda_{t-2} + \lambda_{t-3})/4 \quad (\text{B55})$$

$$\Lambda_t^e = \rho_{\lambda^e} \Lambda_{t-1}^e + (1 - \rho_{\lambda^e})\Lambda_{t+4} + \varepsilon_t \quad (\text{B56})$$

$$\xi_t = \xi_t^{eq} - \rho_{\tau} \tau_t^{px} + \varepsilon_t \quad (\text{B57})$$

$$\xi_t^{eq} = (1 - \rho_{\xi})\xi + \rho_{\xi}\xi_{t-1}^{eq} + \varepsilon_t \quad (\text{B58})$$

$$\kappa_t = \pi_t^{*\$} + \lambda_t - \pi_t + \varepsilon_t \quad (\text{B59})$$

$$q_t = q_{t-1} + \frac{\kappa_t - \kappa_t^{eq}}{4} \quad (\text{B60})$$

$$\kappa_t^{eq} = \rho_{\kappa} q_t + \varepsilon_t \quad (\text{B61})$$

Crecimiento Potencial

$$\gamma_t = 4(y_t - y_{t-1}) + \bar{\gamma}_t \quad (\text{B62})$$

$$\bar{\gamma}_t = (1 - \rho_{\bar{\gamma}})\gamma + \rho_{\bar{\gamma}}\bar{\gamma}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{B63})$$

Brecha del producto y sus determinantes

$$y_t = a_y [x_t^e + y_{t-1}] + a_y y_{t-1} - a_{\psi} \psi_{t-1} + a_{\tau^{px}} \tau_t^{px} - a_{\tau^{pi}} \tau_t^{pi} + a_q q_t + a_{y^*} y_t^* - a_t t_t + a_g g_t + \varepsilon_t \quad (\text{B64})$$

$$x_t^e = \rho_{x^e} x_{t-1}^e + (1 - \rho_{x^e}) [E_t y_{t+1} - y_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (\text{B65})$$

$$\psi_t = c_r^{mn} r_t^{mn} + c_r^{me} r_t^{me} + c_{hb} (\xi_t - \xi_t^{eq}) \quad (\text{B66})$$

$$t_t = \rho_t t_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{B67})$$

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{B68})$$

$$\pi_t^{x\$} = \rho_{\pi^{x\$}} \pi_{t-1}^{x\$} + \varepsilon_t \quad (\text{B69})$$

$$\tau_t^{px} = (a_{\tau_{largo}} + a_{\tau_{corto}}) \tau_{t-1}^{px} - a_{\tau_{largo}} a_{\tau_{corto}} \tau_{t-2}^{px} + (a_{\tau_{largo}} - a_{\tau_{corto}}) \frac{\pi_t^{x\$} - \pi^*}{4} + \varepsilon_t \quad (\text{B70})$$

$$\tau_t^{pi} = (a_{\tau_{largo}} + a_{\tau_{corto}}) \tau_{t-1}^{pi} - a_{\tau_{largo}} a_{\tau_{corto}} \tau_{t-2}^{pi} + (a_{\tau_{largo}} - a_{\tau_{corto}}) \frac{\pi_t^{m\$} - \pi^*}{4} + \varepsilon_t \quad (\text{B71})$$

Economía externa

$$\pi_t^* = b_\pi^* \pi_{t-1}^* + (1 - b_\pi^*) E_t \Pi_{t+4}^* + b_y^* y_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad (B72)$$

$$\Pi_t^* = (\pi_t^* + \pi_{t-1}^* + \pi_{t-2}^* + \pi_{t-3}^*)/4 \quad (B73)$$

$$u_t = \rho_u u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (B74)$$

$$\pi_t^{*\$} = \pi_t^* + u_t + \varepsilon_t \quad (B75)$$

$$i_t^* = \rho_i^* i_{t-1}^* + (1 - \rho_i^*) [i^* + f_\pi^*(E_t \Pi_{t+4}^* - \pi^*) + f_y^* y_t^*] + \varepsilon_t \quad (B76)$$

$$\mu_t^* = (1 - \rho_\mu^*) \mu^* + \rho_\mu^* \mu_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad (B77)$$

$$I_t^* = \frac{i_t^* + E_t i_{t+1}^* + E_t i_{t+2}^* + E_t i_{t+3}^*}{4} + \mu_t^* + \varepsilon_t \quad (B78)$$

$$r_t^* = I_t^* - E_t \Pi_{t+4}^* - (i^* + \mu^* - \pi^*) + \varepsilon_t \quad (B79)$$

$$y_t^* = a_{Ey}^* y_{t+1}^* + a_y^* y_{t-1}^* - a_r^* r_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad (B80)$$

$$\pi_t^{m\$} = (1 - c_{\pi m\$}) \pi_t^{*\$} + c_{\pi m\$} \pi_{t-1}^{*\$} + \varepsilon_t \quad (B81)$$

C. DERIVACIONES ADICIONALES

C.1. LA PARIDAD DESCUBIERTA DE TASAS DE INTERÉS

Se asume que los agentes forman sus expectativas sobre el nivel de tipo de cambio (y no sobre la tasa de depreciación). Luego, la expectativa híbrida de s_t para τ periodos en adelante ($\hat{s}_{t,t+\tau}^e$) es:

$$\hat{s}_{t,t+\tau}^e = \frac{\rho_\lambda}{1 + \rho_\lambda} E_t s_{t+\tau} + \frac{1}{1 + \rho_\lambda} (s_{t-1} + (\tau + 1)\lambda) + \varepsilon_t^{\lambda,\tau}, \quad (C82)$$

Donde s_t es 4 veces el tipo de cambio en logaritmos ²⁸

Una interpretación de la ecuación (C82), es que con peso $\rho_\lambda/(1 + \rho_\lambda)$ se incluye un componente racional de la expectativa a τ trimestres ($E_t s_{t+\tau}$) mientras que con peso $1/(1 + \rho_\lambda)$ se incluye un componente adaptativo de la expectativa a τ trimestres ($s_{t-1} + (\tau + 1)\lambda$) y un choque especulativo $\varepsilon_t^{\lambda,\tau}$. Sobre el componente adaptativo, los agentes (se podría entender como la una proporción de agentes poco informados) esperan que el tipo de cambio del periodo anterior se mantenga y solo se vea modificado en cada periodo por la depreciación de estado estacionario; así, en $\tau + 1$ periodos (desde $t - 1$ hasta $t + \tau$) el tipo de cambio se incrementa en $(\tau + 1)\lambda$.

Substraemos s_t en ambos lados de la igualdad en (C82):

$$\hat{s}_{t,t+\tau}^e - s_t = \frac{\rho_\lambda}{1 + \rho_\lambda} (E_t s_{t+\tau} - s_t) - \frac{1}{1 + \rho_\lambda} (s_t - s_{t-1} - (\tau + 1)\lambda) + \varepsilon_t^{\lambda,\tau}. \quad (C83)$$

Haciendo $\tau = 1$ y reemplazando $s_t - s_{t-1}$ y $E_t s_{t+1} - s_t$ por λ_t y $E_t \lambda_{t+1}$, se obtiene:

$$\hat{s}_{t,t+1}^e - s_t = \frac{\rho_\lambda}{1 + \rho_\lambda} E_t \lambda_{t+1} - \frac{1}{1 + \rho_\lambda} (\lambda_t - 2\lambda) + \varepsilon_t^{\lambda,1}. \quad (C84)$$

Por su parte, la paridad descubierta de tasas de interés (en niveles) está dada por:

$$i_t^{mn} = i_t^{me} + \hat{s}_{t,t+1}^e - s_t + \xi_t \quad (C85)$$

²⁸ Así, $\Delta s_t = s_t - s_{t-1} = 4Ln(TC_t) - 4Ln(TC_{t-1}) = 4Ln(TC_t/TC_{t-1}) = 4Ln(1 + (TC_t - TC_{t-1})/TC_{t-1}) \approx 4(TC_t - TC_{t-1})/TC_{t-1} = 4$ (Tasa de crecimiento trimestral del tipo de cambio) = Tasa de crecimiento trimestral anualizada del tipo de cambio.

Así, la depreciación esperada es función del diferencial de tasas y la prima por riesgo como se presenta a continuación:

$$\hat{s}_{t,t+1}^e - s_t = -(i_t^{me} + \xi_t - i_t^{mn}). \quad (\text{C86})$$

Luego, al reemplazar (C86) en (C84) y resolver por λ_t se obtiene:

$$\lambda_t = 2\lambda + \rho_\lambda E_t \lambda_{t+1} + (1 + \rho_\lambda)(i_t^{me} + \xi_t - i_t^{mn} + \varepsilon_t), \quad (\text{C87})$$

donde $\varepsilon_t = \varepsilon_t^{\lambda,1}$. Así, la ecuación (C87) corresponde a la ecuación (22) en el texto principal luego de hacer $\lambda = 0$ que es la calibración de estado estacionario de la depreciación nominal.



Evaluación de los Indicadores de Inflación Subyacente para el Perú: 2002-2021

ERICK LAHURA Y ALEXANDER GRANDE*

El objetivo de esta investigación es evaluar la utilidad de los indicadores de inflación subyacente publicados por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). El principal criterio para esta evaluación es que el indicador de inflación subyacente sea un atractor de la inflación general. Es decir, debe representar la tendencia hacia la cual revierte la inflación general. Dado el comportamiento no estacionario de la inflación general, el criterio requiere que se cumplan tres condiciones econométricas: (a) la inflación general y el indicador de inflación subyacente cointegran con un vector de cointegración unitario $[1, -1]$, (b) el indicador de inflación subyacente es débilmente exógeno y (c) el indicador de inflación subyacente es fuertemente exógeno. Se evalúan cuatro indicadores de inflación subyacente: (i) la inflación subyacente por exclusión (Inf CORE), (ii) la inflación sin alimentos y bebidas (Inf SAB), (iii) la inflación sin alimentos y energía (Inf SAE), y (iv) la inflación subyacente sin alimentos y bebidas (Inf CORESAB). La información utilizada es de frecuencia mensual y cubre el período enero 2002 hasta diciembre 2021. Los resultados para el período previo al COVID-19 (enero 2002-febrero 2020) muestran que los indicadores Inf CORE, Inf SAB e Inf CORESAB cumplen con los criterios econométricos considerados, además de otros criterios estándar de la literatura. Los resultados son similares si se extiende la muestra y se incluye el período COVID-19 (marzo 2020-diciembre 2021).

Palabras Clave : Inflación subyacente, cointegración, exogeneidad débil y fuerte.
Clasificación JEL : C43, E31, E52.

* Lahura: Subgerencia de Investigación Económica del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), Profesor del Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú y del Departamento de Ingeniería Económica y Contabilidad Corporativa de la Universidad Científica del Sur (correo electrónico: erick.lahura@bcrp.gob.pe). Grande: Docente del Departamento de Ingeniería Económica y Contabilidad Corporativa de la Universidad Científica del Sur (correo electrónico: alexandergrandeepino@gmail.com).

Las opiniones expresadas en el documento corresponden a los autores y no representan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

1. INTRODUCCIÓN

Bajo un régimen de Metas Explícitas de Inflación (MEI), el Banco Central conduce la política monetaria en función a una meta de inflación, la que usualmente se define en términos del Índice de Precios al Consumidor (IPC). Sin embargo, algunos componentes del IPC son muy volátiles en el corto plazo, como los precios de alimentos y la energía, y pueden generar que la inflación se desvíe temporalmente de la trayectoria prevista por el Banco Central. Un ejemplo actual es el aumento de la inflación que se ha registrado en muchos países durante el año 2021 debido al aumento histórico del precio internacional de alimentos¹, generado principalmente por la reducción de la oferta mundial de alimentos como consecuencia de los problemas logísticos en el comercio internacional (asociados al COVID-19) y a la ocurrencia de desastres climáticos². Debido a este tipo de situaciones, muchos Bancos Centrales hacen el seguimiento a diferentes indicadores de inflación subyacente, cuyo objetivo es reflejar solo los cambios sistemáticos y persistentes en los precios, usualmente asociados a la demanda doméstica³.

El objetivo de esta investigación es evaluar si los indicadores de inflación subyacente publicados por el BCRP son útiles para la política monetaria peruana. Para ello, se utilizó como criterio que el indicador de inflación subyacente sea un atractor de la inflación general. Es decir, debe representar la tendencia hacia la cual revierte la inflación general. Dado el comportamiento no estacionario de la inflación general, el criterio requiere que se cumplan tres condiciones econométricas. La primera es que la inflación general y el indicador de inflación subyacente deben cointegrar con un vector de cointegración unitario $[1, -1]$, lo cual asegura que el indicador de inflación subyacente posee el mismo comportamiento tendencial que la inflación general. La segunda condición es que el indicador de inflación subyacente sea débilmente exógeno. Es decir, es un atractor para la inflación general y permite anticipar su comportamiento. La tercera condición es que el indicador de inflación subyacente sea fuertemente exógeno, lo que implica que la inflación general no es un atractor del indicador de inflación subyacente. Estas condiciones son similares a las aplicadas por [Robalo Marques y otros \(2003\)](#) y [Ribba \(2003\)](#).

La información utilizada es de frecuencia mensual y cubre el período de enero 2002 hasta diciembre 2021. Se analizan cuatro indicadores de inflación subyacente publicados por el BCRP: (i) la inflación subyacente por exclusión (Inf CORE), (ii) la inflación sin alimentos y bebidas (Inf SAB), (iii) la inflación sin alimentos y energía (Inf SAE) y (iv) la inflación subyacente sin alimentos y bebidas (Inf CORESAB). Los resultados para el período previo al COVID-19 (enero 2002-febrero 2020) muestran que los indicadores Inf Core, Inf SAE e Inf CORESAB cumplen con los criterios econométricos considerados, además de otros criterios estándar de la literatura. Además, estos resultados son similares si se extiende la muestra y se incluye el período COVID-19 (marzo 2020-diciembre 2021).

Esta investigación contribuye a la literatura que analiza la utilidad de los indicadores de inflación subyacente a nivel internacional ([Hogen y otros, 2015](#); [Kamber y Wong, 2016](#); [Acosta, 2018](#); [Pincheira-Brown y otros, 2019](#); [Lao y Steyn, 2019](#); [da Gama Machado y otros, 2020](#), entre otros) y para Perú ([Valdivia y Vallejos, 2000](#); [Banco Central de Reserva del Perú, 2006](#); [Armas y otros, 2011](#); [Lahura y Vega,](#)

¹ El índice de precios de alimentos de la FAO registró en octubre de 2021 su nivel más alto desde julio de 2011 (133,2 puntos) y una inflación anual de 31,3 %

² Otro ejemplo es la inflación de los precios de la energía, la cual está sujeta a la volatilidad del precio internacional del petróleo.

³ La importancia del seguimiento de los indicadores de inflación subyacente se evidencia a partir de las menciones que reciben en las comunicaciones oficiales de los Bancos Centrales, como lo documentan por ejemplo [Ehrmann y otros \(2018\)](#) para el caso del Banco Central Europeo y la Reserva Federal de Estados Unidos (FED).

2011). Específicamente, este es el primer trabajo que analiza la utilidad de los indicadores de inflación subyacente para Perú usando criterios de exógeneidad débil y fuerte en un contexto de cointegración, de manera similar a [Robalo Marques y otros \(2003\)](#) y [Ribba \(2003\)](#).

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se describe y clasifica a los indicadores de inflación subyacente y se presenta una breve revisión de la literatura. La sección 3 presenta la metodología aplicada. La sección 4 describe los datos utilizados. Los resultados obtenidos se presentan en la sección 5 y la sección 6 resume las conclusiones principales.

2. INFLACIÓN SUBYACENTE Y REVISIÓN DE LA LITERATURA

La inflación subyacente se puede definir como la inflación tendencial, la inflación sin componentes volátiles, o la inflación que refleja solo cambios sistemáticos y persistentes en los precios. En la práctica, existen diferentes indicadores de inflación subyacente. Una forma de clasificarlos es según el método utilizado para extraer los componentes volátiles de la inflación o para construir la tendencia: (i) indicadores basados en métodos de exclusión, los cuales excluyen directamente los precios más volátiles del IPC, (ii) indicadores basados en filtros estadísticos (como promedios móviles, filtro HP, filtro de Kalman, entre otros) o modelos econométricos e (iii) indicadores basados en modelos econométricos como aquellos contruidos usando modelos de factores ([Giannone y Matheson, 2007](#); [Tekatli, 2010](#); [da Gama Machado y otros, 2020](#)) o modelos VAR estructurales ([Quah y Vahey, 1995](#)). Un indicador de inflación subyacente que muchos Bancos Centrales publican y siguen es la inflación sin alimentos y energía (Inf SAE), la cual extrae del IPC los precios de alimentos y energía al ser considerados los más volátiles dentro de la canasta de consumo. En el caso de Perú, el BCRP publica cuatro indicadores de inflación subyacente basados en métodos de exclusión aplicados al IPC: (i) la inflación del IPC subyacente por exclusión (Inf CORE), (ii) la inflación del IPC sin alimentos y bebidas (Inf SAB), (iii) la inflación del IPC sin alimentos y energía (Inf SAE) y (iv) la inflación del IPC subyacente sin alimentos y bebidas (Inf CORESAB).

Las investigaciones existentes sobre inflación subyacente se centran en: (i) el análisis de la utilidad de los indicadores de inflación subyacente y (ii) la construcción de nuevos indicadores de inflación subyacente⁴. Por un lado, la utilidad de los indicadores de inflación subyacente se analiza tomando en cuenta criterios prácticos y estadísticos/econométricos. Según los criterios prácticos, un indicador de inflación subyacente se considera útil si: (1) su cálculo es sencillo, (2) se interpreta fácilmente, (3) está disponible oportunamente y (4) no está sujeto a revisiones históricas. Desde el punto de vista estadístico/econométrico, un indicador de inflación subyacente se considera útil si: (1) su trayectoria tendencial o de largo plazo es similar a la trayectoria de la inflación general ([Ribba, 2003](#); [Robalo Marques y otros, 2003](#)), (2) permite predecir a la inflación general ([Cogley, 2002](#); [Lafèche y Armour, 2006](#); [Rich y Steindel, 2007](#); [Baqae, 2010](#); [Lahura y Vega, 2011](#); [Jiménez Polanco y Ramírez de Leon, 2017](#)) y (3) otros criterios como tener una media similar a la inflación general y una menor volatilidad ([Armas y otros, 2011](#); [Carlomagno y otros, 2021](#)) o que los choques transitorios no afecten a la trayectoria de inflación subyacente ([Lahura y Vega, 2011](#)).

La inflación del IPC sin alimentos y energía es el indicador de inflación subyacente más estudiado en la literatura ([Marques y otros, 2000](#); [Figueiredo, 2001](#); [Robalo Marques y otros, 2003](#); [Ribba, 2003](#); [Lafèche y Armour, 2006](#); [Rich y Steindel, 2007](#); [Baqae, 2010](#); [Jiménez Polanco y Ramírez de Leon, 2017](#)), pero no hay un consenso sobre su superioridad en comparación a otros indicadores. Por ejemplo,

⁴ Para más detalle de criterios de evaluación y creación de indicadores se puede revisar [Silver \(2006\)](#).

Robalo Marques y otros (2003) concluyen que no es un buen indicador de inflación subyacente, a diferencia de la media recortada o a la mediana ponderada. No obstante, Ribba (2003) concluye que tanto la inflación sin alimentos ni energía y la mediana recortada son buenos indicadores de inflación subyacente.

Por otro lado, la literatura reciente sobre construcción de indicadores de inflación subyacente incluye investigaciones que usan métodos de exclusión, filtros y modelos econométricos. Atuk y Utku (2009) construyen un indicador de inflación subyacente para Turquía utilizando métodos de exclusión, reponderación y estimadores de influencia limitada, y concluyen que no existe un indicador de inflación subyacente que logre satisfacer todas las propiedades establecidas en su investigación (insesgadez, baja volatilidad y capacidad predictiva) y que logre capturar todos los choques. Además, mencionan que es necesario utilizar más de un indicador para identificar choques temporales o idiosincráticos que afecten a los precios de la economía. Recientemente, Carlomagno y otros (2021) proponen una metodología de construcción basada en una función de pérdida cuadrática estándar para determinar qué componentes del IPC deben ser excluidos de la inflación subyacente. Al aplicar este enfoque para cinco países latinoamericanos, concluyen que el indicador tradicional que excluye alimentos y energía tiene un bajo desempeño debido a que muestra un sesgo considerable, baja persistencia, alta volatilidad y bajo poder predictivo.

Giannone y Matheson (2007), Tekatli (2010) y da Gama Machado y otros (2020) utilizan modelos de factores para construir nuevos indicadores de inflación subyacente, el primero para Nueva Zelanda y los últimos dos para Turquía. Giannone y Matheson (2007) y da Gama Machado y otros (2020) concluyen que los indicadores construidos con el modelo de factores son relativamente más precisos para estimar la inflación subyacente que otros indicadores convencionales. Por otro lado, Tekatli (2010) concluye que su indicador se desempeña mejor que otros indicadores de exclusión en términos predictivos porque además tiene una relación de corto y largo plazo estadísticamente significativa con la inflación general. Finalmente, Lahura (2004), Baqae (2010) y Lahura y Vega (2011) utilizan funciones *wavelets* para construir indicadores de inflación subyacente. Lahura (2004) es el primer trabajo que aplica funciones *wavelets* para construir un indicador de inflación subyacente para el caso de Perú. Lahura y Vega (2011) siguen esta línea y además encuentran que las medidas subyacentes con *wavelets* (WIMs) son superiores en términos de sus características teóricas de largo plazo y de su capacidad predictiva en el corto plazo (hasta seis meses). Baqae (2010) muestra que el nuevo indicador de inflación subyacente basado en funciones *wavelets* muestra un mejor desempeño que otros indicadores en términos de predicción de la inflación en el mediano plazo.

Para el caso de Perú, existen estudios que analizan la propiedades de diferentes indicadores de inflación subyacente (Valdivia y Vallejos, 2000; Banco Central de Reserva del Perú, 2006; Armas y otros, 2011; Lahura y Vega, 2011; Banco Central de Reserva del Perú, 2019). La presente investigación contribuye a esta literatura al ser el primer trabajo que analiza la utilidad de los indicadores de inflación subyacente publicados por el BCRP usando criterios de exogeneidad débil y fuerte en un contexto de cointegración, de manera similar a Robalo Marques y otros (2003) y Ribba (2003). Además, proporciona una evaluación actualizada de dichos indicadores.

3. METODOLOGÍA EMPÍRICA

La metodología aplicada utilizada se basa en el supuesto de que inflación general es un proceso raíz unitaria o $I(1)$ como en Stock y Watson (1999) y otros trabajos. Si se corrobora empíricamente este

supuesto, entonces la utilidad de un indicador de inflación subyacente dependerá de que cointegre con la inflación general y que sea débil y fuertemente exógeno. Si estas condiciones se cumplen, entonces el indicador de inflación subyacente será un atractor de la inflación general. Es decir, representará la tendencia a la cual revierte la inflación general.

3.1. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

El primer paso es determinar si la inflación y los indicadores de inflación subyacente son procesos raíz unitaria. De ser el caso, un choque transitorio sobre la inflación puede tener efectos permanentes sobre ella si no existe intervención de las autoridades. Para evaluar la hipótesis de raíz unitaria, utilizamos la prueba eficiente propuesta por Elliott y otros (1996) y denominada prueba Dickey-Fuller con separación de tendencia GLS (DF-GLS). Considere la serie temporal y_t descrita por un modelo AR(p) con intercepto c y tendencia lineal temporal βt , es decir:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + x_t' \gamma + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde $x_t' = c + \beta t$ contiene los posibles componentes determinísticos. La prueba DF-GLS se basa en la estimación de la siguiente ecuación auxiliar:

$$\Delta y_t^d = \alpha y_{t-1}^d + \theta_1 \Delta y_{t-1}^d + \theta_2 \Delta y_{t-2}^d + \dots + \theta_{p-1} \Delta y_{t-p-1}^d + u_t \quad (2)$$

donde y^d representa a la variable y luego de extraerle los componentes determinísticos (intercepto y tendencia, de ser el caso) usando el enfoque GLS propuesto por Elliott y otros (1996) y Δy^d representa a la primera diferencia de y^d . La hipótesis nula de la prueba DF-GLS es que la serie es raíz unitaria, es decir $\alpha = 0$. La hipótesis alternativa es que la serie es estacionaria, es decir $\alpha < 0$. La hipótesis nula se rechaza al 5 % de significancia si el estadístico t que permite evaluar la significancia individual de y_{t-1}^d de la ecuación auxiliar (2), $t = \hat{\alpha} / s.e.(\hat{\alpha})$, es menor al valor crítico al 5 % de las tablas indicadas en Elliott y otros (1996). Equivalentemente, se rechaza la hipótesis nula si el p-valor del estadístico t es menor a 0,05.

De forma complementaria, también se utilizan tres pruebas tradicionales de raíz unitaria: Dickey-Fuller aumentada o ADF (Dickey y Fuller, 1979), Phillip-Perron o PP (Phillips y Perron, 1988) y KPSS (Kwiatkowski y otros, 1992). Solo en el caso de la prueba KPSS, la hipótesis nula es que la serie es estacionaria y la hipótesis alternativa es que la serie es un proceso raíz unitaria.

3.2. PRUEBA DE COINTEGRACIÓN

Si dos series son raíz unitaria o integradas de orden 1, $I(1)$, entonces existe la posibilidad de que cointegren. Es decir, es posible que compartan una misma tendencia estocástica. En términos económicos, si dos series integradas de orden 1 cointegran, existe una relación de largo plazo entre ellas.

Engle y Granger (1987) formalizan el procedimiento para evaluar si dos series y y y^s cointegran. Primero, se evalúa si las series involucradas son raíz unitaria o integradas de orden 1: $y \sim I(1)$ y $y^s \sim I(1)$. Segundo, se estima por mínimos cuadrados ordinarios (OLS) la siguiente regresión entre y y y^s :

$$y_t = \beta_1 + y_t^s \beta_2 + u_t \quad (3)$$

y se evalúa si los residuos estimados \hat{u}_t son estacionarios o integrados de orden 0 a través de la prueba de raíz unitaria ADF. Si los residuos son estacionarios, se dice que las series cointegran. Es decir, existe una relación de largo plazo. En equilibrio (es decir, cuando no existen choques que perturben la relación de largo plazo) se cumple que:

$$y_t - \beta_1 - y_t^s \beta_2 = 0$$

de donde se tiene que el vector de cointegración es $[1, -\beta_1, -\beta_2]$.

Una de las limitaciones de la prueba de cointegración de Engle y Granger, relevante para el análisis de este trabajo, es que los resultados dependen de la variable que se ubica a la izquierda de la ecuación (3). Johansen (1988) propone una metodología general basada en la estimación de un modelo de vector autoregresivo o modelo VAR, aumentado con un término que mide las desviaciones de la relación de largo plazo o el error de la relación de cointegración. Matemáticamente, el modelo está descrito por el siguiente vector autorregresivo de orden p :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + \dots + A_p z_{t-p} + \Phi x_t + u_t \quad (4)$$

donde z es un vector que contiene “ n ” series no estacionarias, A_j es una matriz ($n \times n$) que contiene coeficientes autorregresivos $j = 1, 2, \dots, q$, x_t es un vector que contiene componentes determinísticos (intercepto, tendencia o ambos, y otros) y u_t es el vector de errores ruido blanco. Si las series del vector z_t son procesos raíz unitaria, entonces es posible re-escribir el modelo 4 en primeras diferencias y en niveles rezagados como:

$$\Delta z_t = \Pi z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_q \Delta z_{t-q} + \Phi x_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

donde $q = p - 1$, $\Pi = -(I - \sum_{i=1}^q A_i)$ y $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^q A_j$ son matrices ($n \times n$). Si existen r combinaciones lineales de elementos de z_t que son estacionarios, entonces se dice que el vector z_t está cointegrado y que contiene r vectores de cointegración. En este caso, el modelo VAR descrito por la ecuación (5) se puede escribir como un modelo de corrección de errores vectorial o VECM:

$$\Delta z_t = \alpha \beta' z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_q \Delta z_{t-q} + \Phi x_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

donde α y β son dos matrices ($n \times r$) que tienen rango completo por columna. El término $\beta' z_t$ representa las combinaciones lineales estacionarias de z_t y cada columna de β se denomina vector de cointegración.

Bajo el supuesto de que u_t tiene distribución normal, se puede evaluar la existencia de cointegración entre los elementos del vector z mediante la prueba estadística del rango (*rank test*) propuesta por Johansen (1988). La hipótesis nula de esta prueba es que existen r vectores de cointegración mientras que la hipótesis alternativa es que existen n vectores de cointegración, para $r = 0, 1, 2, \dots, n - 1$.

3.3. PRUEBAS DE EXOGENEIDAD

Si las series cointegran, el siguiente paso es evaluar la exogeneidad débil y fuerte de los indicadores de inflación subyacente. Para esto, consideramos la siguiente relación de largo plazo:

$$y_t = y_t^s \beta_1$$

donde y representa Inf IPC y y^s denota los indicadores a ser evaluados (Inf CORE, Inf SAB, Inf SAE e Inf CORESAB). En este caso, el VECM representado por la ecuación (6) es tal que el vector z contiene solo $n = 2$ variables, $z = [y, y^s]$, por lo que puede escribirse como:

$$\Delta y_t = c_1 + [y_{t-1} - y_{t-1}^s \beta_1] \alpha_y + \sum_{i=1}^{p-1} a_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} a_{12}(i) \Delta y_{t-i}^s + \varepsilon_t^y \quad (7)$$

$$\Delta y_t^s = c_2 + [y_{t-1} - y_{t-1}^s \beta_1] \alpha_{y^s} + \sum_{i=1}^{p-1} a_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} a_{22}(i) \Delta y_{t-i}^s + \varepsilon_t^x \quad (8)$$

Se dice que y_t^s es débilmente exógena para β_1 si $\alpha_{y^s} = 0$. Si se cumple esta condición se dice que hay una relación causal de largo plazo de y_t^s hacia y_t , lo que permite predecir el comportamiento de y_t un período adelante usando la información de y_t^s . Este es un caso particular de causalidad en el sentido de Granger de y_t^s hacia y_t a través del término de error de cointegración. Por otro lado, si y_t^s es débilmente exógena y además Δy_t no causa en el sentido de Granger a Δy_t^s (es decir $a_{21}(1) = a_{21}(2) = \dots = a_{21}(p-1) = 0$), entonces se dice que y_t^s es fuertemente exógena para β_1 . Esto implica que y_t no es un atractor de y_t^s y que es posible predecir y_t varios períodos hacia adelante utilizando la ecuación (7).

3.4. CRITERIOS DE EVALUACIÓN

Un indicador de inflación subyacente es útil si es un atractor de la inflación general. Es decir, si representa la tendencia a la cual revierte la inflación general. Dado que la inflación es un proceso raíz unitaria, un indicador de inflación subyacente será útil si cumple tres condiciones econométricas. La primera es que la inflación general y_t y el indicador de inflación subyacente y_t^s deben cointegrar con vector de cointegración unitario, $[1, -1]$. Es decir, debe existir una relación de largo plazo entre y_t y y_t^s . Esta condición asegura que el indicador de inflación subyacente posee el mismo comportamiento tendencial que la inflación general.

La segunda condición es que el indicador de inflación subyacente sea débilmente exógeno. Esto significa que cuando la inflación general se desvíe por encima (debajo) de la inflación subyacente, y_t disminuirá (aumentará) y convergerá hacia y_t^s , lo cual asegura que y_t sea un atractor de y_t^s . Además, esto significa que y_t^s es un indicador líder de y_t pues proporciona información sobre el valor futuro de la inflación. Sin embargo, esto no significa que y_t^s sea el mejor predictor de la inflación. La tercera condición es que la inflación subyacente sea fuertemente exógena. Esto significa que y_t no es un atractor de y_t^s . Es decir, la dinámica de la inflación subyacente no responde a la dinámica pasada de la inflación general. Además, es posible predecir la inflación usando la información pasada del indicador de inflación subyacente.

Para evaluar la primera condición, se usan las pruebas de raíz unitaria DF-GLS, ADF, PP y KPSS (para determinar si se cumple supuesto de raíz unitaria) y la prueba de cointegración de Johansen. Además, se aplica la prueba de cointegración de Johansen imponiendo la restricción de que el vector de cointegración es unitario (es decir, $[1, -1]$). Para evaluar la segunda condición, se aplica la prueba de exogeneidad débil asumiendo que el vector de cointegración es unitario. Si no se puede rechazar la hipótesis nula de exogeneidad débil de y_t^s , entonces el paso final es aplicar la prueba de causalidad en el sentido de Granger a la ecuación (8), imponiendo sobre el VECM que el vector de cointegración es unitario y que la inflación subyacente es débilmente exógena.

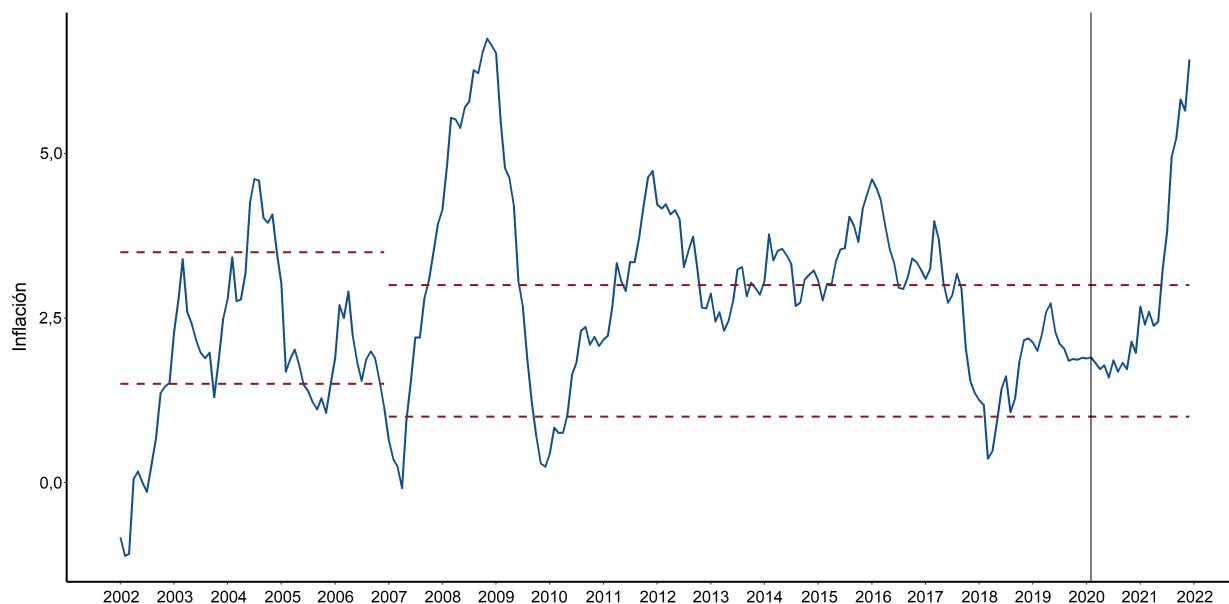
De manera complementaria, también se analizará si los indicadores de inflación subyacente satisfacen los criterios prácticos: (1) cálculo sencillo, (2) interpretación fácil, (3) disponibilidad oportuna y (4) no está sujeto a revisiones históricas.

4. HECHOS ESTILIZADOS Y DATOS

Desde enero de 2002, el BCRP maneja su política monetaria bajo a un régimen denominado Metas Explícitas de Inflación (MEI) en el cual existe una meta de inflación. Bajo este régimen, el Banco Central decide sus acciones comparando la meta de inflación con la proyección que tiene sobre la trayectoria futura de la inflación. Si se predice que la inflación se desviará por encima (debajo) de la meta en el futuro, entonces el Banco Central aplicará una política monetaria contractiva (expansiva) aumentando (disminuyendo) la tasa de interés de política monetaria, denominada tasa de interés de referencia.

La meta de inflación esta definida en términos de un valor numérico para la inflación del IPC (inflación general). Como se observa en el Gráfico 1, desde el inicio del régimen MEI y hasta diciembre del año 2006, la meta de inflación se definió en 2,5 por ciento, con un rango de tolerancia entre 1,5 y 3,5 por ciento. A partir de enero del 2007, la meta se redujo a 2,0 por ciento, con un rango de tolerancia entre 1,0 y 3,0 por ciento.

GRÁFICO 1. Inflación del IPC y rango meta: enero 2002 - diciembre 2021.



Fuente: BCRP.

También se observa que la inflación general no siempre se ha ubicado dentro del rango meta y que en la mayoría de estos casos la inflación se ha desviado por encima de la meta. Sin embargo, esto no necesariamente implica que el régimen MEI no haya funcionado, pues estos episodios han estado asociados a choques de oferta domésticos e internacionales, ajenos a las acciones del BCRP.

Por ejemplo, en el año 2008 la inflación fue 6,7 por ciento debido principalmente a choques de oferta

internos y externos. Específicamente, como se documenta en [Banco Central de Reserva del Perú \(2008\)](#), el aumento en la inflación se explicó por el mayor crecimiento de los precios de alimentos y bebidas causado por: (i) el incremento de los precios internacionales de alimentos (choque de oferta externo) y (ii) el aumento de los precios domésticos de bienes agrícolas debido a factores climáticos y al mayor precio de fertilizantes (choque de oferta interno). Asimismo, el mayor dinamismo de la demanda interna también fue un factor que impulsó la inflación a través de: (i) mayor demanda de comidas fuera del hogar, (ii) campañas que incentivaron un mayor consumo de papa y (iii) un incremento en la demanda de pollo asociado a mayores ingresos de la población. Un ejemplo más reciente es el aumento de la inflación por encima del rango meta desde junio del 2021. En este caso, la inflación se explica por el aumento histórico del precio internacional de alimentos registrado durante el año 2021, generado principalmente por la reducción de la oferta mundial de alimentos como consecuencia de los problemas logísticos en el comercio internacional (asociados al COVID-19) y a la ocurrencia de desastres climáticos.

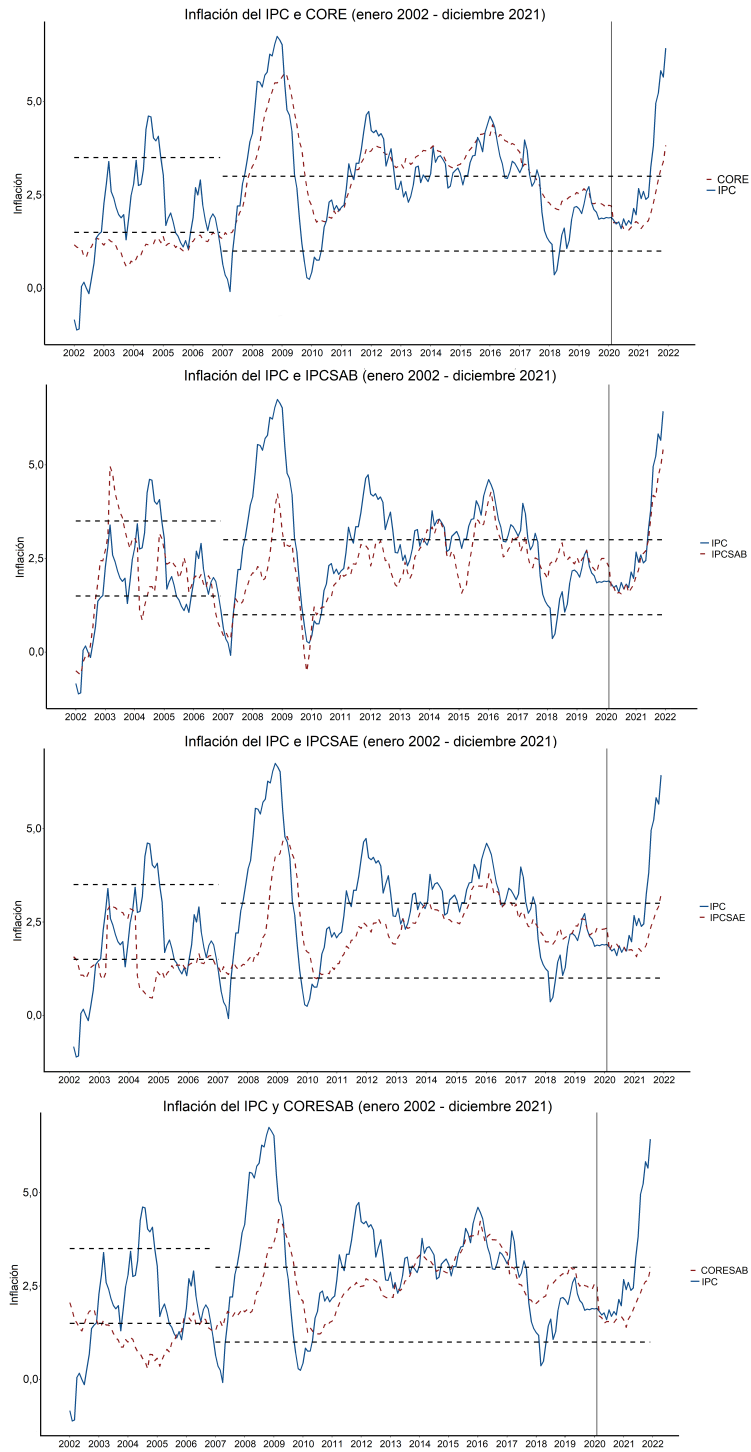
Dado que la inflación del IPC tiene componentes muy volátiles, sujetos a choques de oferta que desvían a la inflación de su rango meta, el BCRP utiliza diferentes indicadores de inflación subyacente que aíslan dichos componentes y que permiten identificar la inflación tendencial o sistemática. Específicamente, el BCRP publica cuatro indicadores de inflación subyacente publicados por el BCRP: (i) la inflación del IPC subyacente por exclusión (Inf CORE), (ii) la inflación del IPC sin alimentos y bebidas (Inf SAB), (iii) la inflación del IPC sin alimentos y energía (Inf SAE) y (iv) la inflación del IPC subyacente sin alimentos y bebidas (Inf CORESAB)⁵. Según el cuadro 62 de la Nota Semanal del BCRP, la Inf CORE se obtiene a partir del IPC excluyendo los alimentos que presentan la mayor variabilidad en la variación mensual de sus precios, así como también pan, arroz, fideos, aceites, combustibles, servicios públicos y de transporte.

Para el análisis empírico se utiliza información mensual desde enero 2002 hasta diciembre 2021 para el IPC general, IPCSAB, IPCSAE, CORE y CORESAB. Para cada índice, se construyó la inflación anual definida como $\pi_t = (X_t/X_{t-12} - 1) \times 100 \%$, donde X representa el índice de precios correspondiente. El Gráfico 2 muestra la evolución de los cuatro indicadores de inflación subyacente junto con la inflación general. Se observa que todos los indicadores de inflación siguen la tendencia de la inflación general.

El Cuadro 1 muestra los estadísticos descriptivos de las variables presentadas. Se observa que la inflación CORE es la que registra el valor promedio más cercano al promedio de la inflación general (2,59 y 2,71, respectivamente) y también en términos de la mediana (2,42 y 2,68). Sin embargo, la inflación CORE es la que registra la mayor volatilidad entre los indicadores de inflación subyacente, tanto en términos de la desviación estándar como del rango intercuartil (1,22 y 2,14, respectivamente). En términos de volatilidad, los mejores indicadores serían la inflación del IPC sin alimentos y energía y la del IPC sin alimentos y bebidas, según la desviación estándar y el rango intercuartil, respectivamente.

⁵ Esta serie ya no se publica en la Nota Semanal. Sin embargo, está disponible en la base de datos de la página web del BCRP.

GRÁFICO 2. Inflación general e indicadores de inflación subyacente: enero 2002 - diciembre 2021



Fuente: BCRP.

CUADRO 1. Estadísticos descriptivos de las variables.

Variables	N	Promedio	Desv. Est.	RI	Min	Pctl(25)	Med	Pctl(75)	Max
Inf IPC	240	2,71	1,46	1,66	-1,11	1,83	2,68	3,48	6,75
Inf SAB	240	2,29	1,00	1,05	-0,6	1,80	2,35	2,84	5,41
Inf SAE	240	2,15	0,85	1,25	0,47	1,41	2,16	2,66	4,79
Inf CORE	240	2,59	1,22	2,14	0,60	1,45	2,42	3,59	5,77
Inf CORESAB	240	2,22	0,90	1,31	0,28	1,53	2,20	2,83	4,28

Nota: el rango intercuartil (RI) se define como Pctl(75) – Pctl(25).

Fuente: BCRP.

CUADRO 2. Resultados de las pruebas de raíz unitaria.

	ADF	PP	KPSS	DF-GLS	
Inf IPC	-2,69	-3,47	0,18	-0,82	
Inf SAB	-2,89	-3,88	0,40	-0,68	
Inf SAE	-2,38	-2,95	0,58	-1,60	
Inf CORE	-1,95	-2,12	0,74	-1,13	
Inf CORESAB	-1,50	-2,08	1,06	-1,38	
Valores críticos					
	1 %	-3,46	-3,46	0,74	-2,58
	5 %	-2,88	-2,87	0,46	-1,94
	10 %	-2,57	-2,57	0,35	-1,62

Nota: la parte superior del cuadro muestra el valor de los estadísticos de cada prueba y para cada indicador de inflación subyacente. La parte inferior del cuadro muestra los valores críticos propuestos por [MacKinnon \(1996\)](#). Los rezagos de la ecuación auxiliar de las pruebas ADF y DF-GLS se eligieron usando el criterio modificado de Akaike.

5. RESULTADOS

5.1. CRITERIO 1: COINTEGRACIÓN CON VECTOR UNITARIO

Para evaluar si los indicadores de inflación subyacente cumplen el criterio 1, se analizarán los resultados de las pruebas de raíz unitaria y cointegración. El Cuadro 2 muestra los resultados de las pruebas de raíz unitaria ADF, PP, KPSS y DF-GLS, que asumen una constante como único componente determinístico para el período pre COVID-19 (enero 2002-febrero 2020).

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria muestran resultados mixtos para los diferentes indicadores de inflación subyacente. Por ejemplo, para el caso de Inf IPC la hipótesis de raíz unitaria se rechaza al 10 por ciento con la prueba ADF y al 1 por ciento con la prueba PP, no se puede rechazar con la prueba DF-GLS y se concluye que la serie es estacionaria con la prueba KPSS (no se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad). Sin embargo, para el caso de Inf CORE, todas las pruebas indican que esta serie es raíz unitaria.

Las conclusiones sobre la presencia de raíz unitaria en las series se basan en los resultados de la prueba DF-GLS debido a que esta es más eficiente en comparación a las pruebas ADF, PP y KPSS. Como se observa en la última columna del Cuadro 2, la inflación general y todos los indicadores de inflación subyacente son procesos raíz unitaria o integrados de orden 1, pues no se puede rechazar la hipótesis nula

CUADRO 3. Resultados de las pruebas de cointegración multiecuacional de Johansen.

Rezagos	Vec. de Coint	Inf CORE	Inf SAB	Inf SAE	Inf CORESAB
1	r=0	0,00	0,04	0,00	0,00
	r=1	0,54	0,26	0,37	0,67
2	r=0	0,00	0,07	0,00	0,02
	r=1	0,46	0,31	0,38	0,64
3	r=0	0,02	0,05	0,00	0,06
	r=1	0,38	0,37	0,42	0,51
4	r=0	0,01	0,02	0,00	0,03
	r=1	0,45	0,27	0,43	0,48
5	r=0	0,01	0,03	0,00	0,01
	r=1	0,45	0,20	0,41	0,50
6	r=0	0,02	0,01	0,00	0,01
	r=1	0,41	0,21	0,40	0,46
7	r=0	0,08	0,03	0,00	0,01
	r=1	0,39	0,32	0,44	0,49
8	r=0	0,12	0,04	0,01	0,01
	r=1	0,42	0,35	0,45	0,60
9	r=0	0,10	0,01	0,00	0,01
	r=1	0,51	0,31	0,39	0,59
10	r=0	0,13	0,00	0,01	0,01
	r=1	0,60	0,29	0,39	0,62
11	r=0	0,13	0,02	0,08	0,07
	r=1	0,60	0,39	0,43	0,75
12	r=0	0,62	0,48	0,45	0,64
	r=1	0,75	0,69	0,65	0,93

Nota: los rezagos óptimos para cada modelo son los siguientes: (i) Inf Core: 2, 3, 4 y 5 rezagos, (ii) Inf SAB: 1, 5 y 9 rezagos, (iii) Inf SAE: 1, 5 y 9 rezagos, y (iv) Inf CORESAB: 1 y 5 rezagos.

para ningún nivel de significancia. Además, estos resultados se mantienen si se extiende la muestra y se incluye el período COVID-19 (marzo 2020- diciembre 2021), como se puede observar en el Cuadro 7 del Anexo A. De esta forma, se cumple la primera condición para evaluar la existencia de cointegración entre la inflación general y algún indicador de inflación subyacente.

En el Cuadro 3 se presentan los resultados obtenidos en la prueba de cointegración de Johansen entre la inflación general y cada uno de los indicadores de inflación subyacente para el período pre pandemia. Para esta prueba estadística, se asume que el vector de cointegración no tiene tendencia determinística ni intercepto. Además, se analizan los resultados para modelos con diferentes números de rezagos, desde 1 hasta 12.

Para el caso de *Inf CORE*, se rechaza al 5 % de significancia la hipótesis nula de que no existe ningún vector de cointegración si se asume que el modelo tiene 1 rezago, resultado que se repite si se consideran 2, 3, 4, 5 o 6. En el caso de *Inf SAB*, se rechaza al 5 % de significancia la hipótesis nula de que no existe ningún vector de cointegración para todos los casos, con excepción de los modelos con 2 y 12 rezagos. Para el indicador *Inf SAE*, se rechaza al 5 % de significancia la hipótesis nula de que no existe ningún vector de cointegración para todos los modelos con rezagos menores a 11. El indicador *Inf CORESAB* cointegra con la inflación general para cualquier número de rezagos excepto 3, 11 y 12 rezagos.

El Cuadro 4 muestra los resultados de la prueba de cointegración de Johansen imponiendo la restricción de que el vector de cointegración es unitario, asumiendo desde 1 hasta 12 rezagos. Para los casos de Inf CORE e Inf CORESAB, no se puede rechazar la hipótesis nula para ningún rezago. En el caso de Inf SAB solo se rechaza para el modelo con 10 rezagos, mientras que para Inf SAE se rechaza para todos los modelos excepto con 11 y 12 rezagos. En resumen, los indicadores Inf CORE e Inf CORESAB satisfacen la condición 1 para cualquier número de rezagos. Inf SAB también la satisface para todos los rezagos excepto el 10, mientras que Inf SAE solo satisface la condición 1 para los modelos con 11 y 12 rezagos. Como se observa en los Cuadros 8 y 9 de los Anexos B y C, respectivamente, estos resultados se mantienen si se extiende la muestra y se incluye el período de COVID-19 (marzo 2020-diciembre 2021).

5.2. CRITERIO 2: EXOGENEIDAD DÉBIL

El segundo criterio establece que la inflación subyacente debe ser débilmente exógena. Para aplicar la prueba estadística de exogeneidad débil, se impone la restricción de que las series cointegran con vector unitario. Los resultados de la prueba de exogeneidad se muestran en el Cuadro 5.

En todos los casos, la hipótesis nula es que el indicador de inflación subyacente analizado es débilmente exógeno, condicional a que las series cointegran con un vector de cointegración unitario. Para los casos de Inf CORE, Inf SAB e Inf CORESAB, solo se rechaza la hipótesis nula al 5 % de significancia para un solo modelo (con 1, 10 y 1 rezago, respectivamente, los cuales tampoco son los rezagos óptimos), lo que indica que los tres indicadores satisfacen de forma robusta el criterio 2. Por su parte, el indicador Inf SAE no cumple con la exogeneidad débil pues esta se rechaza para todos los modelos con excepción de aquellos con 11 y 12 rezagos (que tampoco son los rezagos óptimos). En otras palabras, si solo se consideran los modelos con rezagos óptimos, los indicadores Core, SAB y Core SAB cumplen con los criterios de exogeneidad débil (con excepción del modelo con 1 rezago para Core SAB). Como se observa en el Cuadro 10 del Anexo D, estos resultados se mantienen si se extiende la muestra y se incluye el período COVID-19 (marzo 2020-diciembre 2021)⁶.

⁶ Si la estimación se realiza con datos hasta diciembre 2013, los resultados de la prueba de exogeneidad débil también se mantienen. En el caso del indicador Core, la única excepción es el modelo con 4 rezagos.

CUADRO 4. Resultados de las pruebas de cointegración multiecuacional de Johansen con restricciones: Vector de cointegración unitario.

Rezagos	Prueba LR	Inf CORE	Inf SAB	Inf SAE	Inf CORESAB
1	Chi-2	0,58	2,39	3,94	1,03
	Prob.	0,45	0,12	0,05	0,31
2	Chi-2	0,58	1,71	3,90	0,77
	Prob.	0,45	0,19	0,05	0,38
3	Chi-2	0,96	2,11	3,93	0,63
	Prob.	0,33	0,15	0,05	0,43
4	Chi-2	1,35	2,16	5,64	0,71
	Prob.	0,24	0,14	0,02	0,40
5	Chi-2	1,11	1,10	4,21	0,94
	Prob.	0,29	0,29	0,04	0,33
6	Chi-2	0,71	1,76	4,82	1,21
	Prob.	0,40	0,18	0,03	0,27
7	Chi-2	0,40	2,26	5,56	1,59
	Prob.	0,53	0,13	0,02	0,21
8	Chi-2	0,06	2,22	5,19	2,25
	Prob.	0,80	0,14	0,02	0,13
9	Chi-2	0,09	3,29	5,79	1,84
	Prob.	0,77	0,07	0,02	0,18
10	Chi-2	0,12	5,00	5,62	2,38
	Prob.	0,73	0,03	0,02	0,12
11	Chi-2	0,18	3,37	2,79	1,32
	Prob.	0,67	0,07	0,09	0,25
12	Chi-2	0,20	1,28	1,24	0,29
	Prob.	0,66	0,26	0,27	0,59

Nota: los rezagos óptimos para cada modelo son los siguientes: (i) Inf Core: 2, 3, 4 y 5 rezagos, (ii) Inf SAB: 1, 5 y 9 rezagos, (iii) Inf SAE: 1, 5 y 9 rezagos, y (iv) Inf CORESAB: 1 y 5 rezagos.

CUADRO 5. Resultados de las pruebas de exogeneidad débil.

Rezagos	Prueba LR	Inf CORE	Inf SAB	Inf SAE	Inf CORESAB
1	Chi-2	6,81	4,20	16,09	7,70
	Prob.	0,03	0,12	0,00	0,02
2	Chi-2	1,77	3,14	14,11	4,79
	Prob.	0,41	0,21	0,00	0,09
3	Chi-2	1,10	3,37	13,39	3,41
	Prob.	0,58	0,19	0,00	0,18
4	Chi-2	1,39	3,47	14,66	2,07
	Prob.	0,50	0,18	0,00	0,35
5	Chi-2	1,18	1,13	8,34	1,88
	Prob.	0,56	0,57	0,02	0,39
6	Chi-2	0,73	2,07	8,08	1,81
	Prob.	0,69	0,36	0,02	0,40
7	Chi-2	0,53	2,49	9,55	3,36
	Prob.	0,77	0,29	0,01	0,19
8	Chi-2	0,91	2,58	8,85	5,41
	Prob.	0,63	0,28	0,01	0,07
9	Chi-2	0,75	3,68	8,66	3,96
	Prob.	0,69	0,16	0,01	0,14
10	Chi-2	0,53	6,19	8,16	4,97
	Prob.	0,77	0,05	0,02	0,08
11	Chi-2	0,46	3,65	3,88	2,13
	Prob.	0,80	0,16	0,14	0,35
12	Chi-2	1,10	1,32	3,59	1,45
	Prob.	0,58	0,52	0,17	0,48

Nota: los rezagos óptimos para cada modelo son los siguientes: (i) Inf Core: 2, 3, 4 y 5 rezagos, (ii) Inf SAB: 1, 5 y 9 rezagos, (iii) Inf SAE: 1, 5 y 9 rezagos, y (iv) Inf CORESAB: 1 y 5 rezagos.

5.3. CRITERIO 3: EXOGENEIDAD FUERTE

El Cuadro 6 muestra los resultados de las pruebas de exogeneidad fuerte, condicional a la existencia de cointegración con vector unitario y exogeneidad débil del indicador de inflación subyacente. Se observa que solo en el caso de Inf CORESAB la hipótesis nula de exogeneidad fuerte no se rechaza para ningún modelo, mientras que para Inf CORE se rechaza solo en dos casos al 5 y 10 por ciento (4 y 5 rezagos, respectivamente) y para Inf SAE en tres casos (5, 6 y 7 rezagos) pero solo al 10 por ciento. Finalmente, para el caso de Inf SAB se encuentra evidencia de exogeneidad fuerte condicional solo para cinco modelos (1, 2, 3, 4 y 12 rezagos). En otras palabras, los indicadores Core, SAB y Core SAB son fuertemente exógenos si se consideran los modelos con rezagos óptimos. En particular, el indicador Core es fuertemente exógeno para un número mayor de modelos (con rezagos 2, 3 y 5). Nuevamente, estos resultados se mantienen si se extiende la muestra y se incluye el período COVID-19 (marzo 2020-diciembre 2021) como se puede observar en el Cuadro 11 del Anexo E⁷.

⁷ Si la estimación se realiza con datos hasta diciembre 2013, los resultados de la prueba de exogeneidad fuerte también se mantienen. En el caso del indicador Core, la única excepción es el modelo con 5 rezagos.

CUADRO 6. Resultados de las pruebas de exogeneidad fuerte.

Rezagos	Prueba LR	Inf CORE	Inf SAB	Inf SAE	Inf CORESAB
1	Chi-2	1,06	0,26	0,07	1,90
	Prob.	0,30	0,61	0,80	0,17
2	Chi-2	3,50	0,30	0,15	2,57
	Prob.	0,17	0,86	0,93	0,28
3	Chi-2	4,91	0,42	0,13	2,59
	Prob.	0,18	0,94	0,99	0,46
4	Chi-2	9,69	0,47	0,31	4,32
	Prob.	0,05	0,98	0,99	0,36
5	Chi-2	9,29	18,74	10,78	4,98
	Prob.	0,10	0,00	0,06	0,42
6	Chi-2	8,40	22,20	11,66	7,00
	Prob.	0,21	0,00	0,07	0,32
7	Chi-2	11,53	23,93	12,09	8,14
	Prob.	0,12	0,00	0,10	0,32
8	Chi-2	12,61	20,93	11,95	9,88
	Prob.	0,13	0,01	0,15	0,27
9	Chi-2	12,98	20,28	12,82	10,88
	Prob.	0,16	0,02	0,17	0,28
10	Chi-2	13,51	23,50	12,80	11,31
	Prob.	0,20	0,01	0,24	0,33
11	Chi-2	12,67	27,74	17,22	14,44
	Prob.	0,32	0,00	0,10	0,21
12	Chi-2	13,83	17,98	14,87	13,03
	Prob.	0,31	0,12	0,25	0,37

Nota: los rezagos óptimos para cada modelo son los siguientes: (i) Inf Core: 2, 3, 4 y 5 rezagos, (ii) Inf SAB: 1, 5 y 9 rezagos, (iii) Inf SAE: 1, 5 y 9 rezagos, y (iv) Inf CORESAB: 1 y 5 rezagos.

En resumen, los resultados indican que Inf CORE, Inf SAB e Inf CORESAB son los mejores indicadores de inflación subyacente. Es decir, son atractores de la inflación general. Además, si se consideran los criterios prácticos, es inmediato verificar que los cuatro indicadores de inflación subyacente publicados por el BCRP cumplen con todos los criterios considerados: facilidad de cálculo, interpretación simple, disponibilidad oportuna y no están sujetas a revisiones históricas.

Es importante resaltar que este trabajo solo analiza los indicadores de inflación subyacente cuya serie histórica es publicada por el BCRP. Sin embargo, el BCRP también calcula y analiza otros indicadores de inflación tendencial que no se publican, como por ejemplo la media acotada, el percentil 63, kernel y la inflación reponderada⁸. Recientemente, el [Banco Central de Reserva del Perú \(2019\)](#) evaluó estos indicadores en conjunto con Inf SAE e Inf CORE, usando una metodología diferente a la que usamos en este trabajo. Específicamente, el [Banco Central de Reserva del Perú \(2019\)](#) considera que un indicador de inflación tendencial es bueno si: (i) se aproxima a la inflación observada en el largo plazo (comparando

⁸ Según el [Banco Central de Reserva del Perú \(2019\)](#), estos indicadores se definen de la siguiente manera. (i) media acotada: promedio ponderado de las variaciones porcentuales de precios ubicadas entre los percentiles 34 y 84. (ii) Percentil 63: variación porcentual del rubro ubicado en el percentil 63. (iii) Kernel: IPC construido como promedio móvil ponderado. (iv) Reponderada: reduce el peso de los rubros con mayor volatilidad, dividiendo las ponderaciones originales de cada rubro entre la desviación estándar de sus variaciones porcentuales mensuales.

la variación porcentual acumulada de la inflación observada y del indicador de inflación subyacente) y (ii) es un buen predictor de la inflación un período adelante (usando la raíz cuadrada del error de predicción cuadrático medio). El Banco Central de Reserva del Perú (2019) encuentra que la inflación reponderada es la que más se aproxima al comportamiento de la inflación observada en el largo plazo, en comparación a Inf Core e Inf SAE (aunque la diferencia es pequeña). Además, se reporta que la media acotada es la que tiene mayor capacidad de predicción, superando a Inf Core e Inf SAE (solo se reporta un ranking cualitativo).

Los resultados de la evaluación hecha por el Banco Central de Reserva del Perú (2019) no son directamente comparables con los obtenidos en este trabajo pues los criterios y metodología utilizados no son iguales. En nuestro trabajo solo se evalúa si un indicador de inflación subyacente es un atractor de la inflación observada. Es decir, si el indicador representa la tendencia hacia la cual revierte la inflación observada. Pero esta tendencia se determina a través de un análisis de cointegración. Además, no utilizamos como criterio que el indicador de inflación subyacente sea un “predictor óptimo” de la inflación observada. La razón está en que es difícil que una serie de inflación que excluye algunos componentes pueda predecir adecuadamente la inflación total. Sin embargo, la metodología que empleamos permite determinar si los indicadores de inflación subyacente analizados son indicadores líderes de la inflación observada, es decir si anticipan cambios en la inflación.

6. CONCLUSIONES

El objetivo de esta investigación fue evaluar la utilidad de los indicadores de inflación subyacente que publica el BCRP. El principal criterio fue que el indicador de inflación subyacente sea un atractor de la inflación general. Es decir, que la inflación subyacente represente la tendencia hacia la cual revierte la inflación general. Dado el comportamiento no estacionario de la serie de inflación, la hipótesis implica tres condiciones: (a) la inflación general y la inflación subyacente cointegran con un vector de cointegración unitario $[1, -1]$, (b) la inflación subyacente es débilmente exógena y (c) la inflación subyacente es fuertemente exógena. Los resultados indican que la inflación subyacente por exclusión (Inf CORE), la inflación sin alimentos y bebidas (Inf SAB) y la inflación subyacente sin alimentos y bebidas (Inf CORESAB) son los mejores indicadores de inflación subyacente según los criterios analizados. A partir de los resultados obtenidos, la recomendación natural sería asignar un peso relativo más importante a Inf Core, Inf SAB e Inf CORESAB que al indicador Inf SAE en el análisis de la inflación subyacente. Además, consideramos que es importante continuar investigando para identificar nuevas medidas que superen a las actuales.

REFERENCIAS

- Acosta, M. A. (2018). Machine learning core inflation. *Economics Letters*, 169(C):47–50.
- Armas, A., Vallejos, L., y Vega, M. (2011). Indicadores tendenciales de inflación y su relevancia como variables indicativas de política monetaria. *Revista Estudios Económicos*, (20):27–56.
- Atuk, O. y Utku, M. (2009). Design and Evaluation of Core Inflation Measures for Turkey. Technical report.
- Banco Central de Reserva del Perú (2006). Evaluación de indicadores de inflación subyacente. Nota de estudio del BCRP No. 11-2006.
- Banco Central de Reserva del Perú (2008). *Memoria Anual 2008*.
- Banco Central de Reserva del Perú (2019). *Memoria Anual 2019*.
- Baqae, D. (2010). Using wavelets to measure core inflation: The case of New Zealand. *The North American Journal of Economics and Finance*, 21(3):241–255.
- Carlomagno, G., Fornero, J., y Sansone, A. (2021). Toward a general framework for constructing and evaluating core inflation measures. Working Papers Central Bank of Chile 913, Central Bank of Chile.
- Cogley, T. (2002). A Simple Adaptive Measure of Core Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(1):94–113.
- da Gama Machado, V., Nadal, R., y Kawaoka, F. R. R. (2020). A Data-Rich Measure of Underlying Inflation for Brazil. Working Papers Series 516, Central Bank of Brazil, Research Department.
- Dickey, D. y Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With Unit a Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74:427–431.
- Ehrmann, M., Ferrucci, G., Lenza, M., y O'Brien, D. (2018). Measures of underlying inflation for the euro area. *Economic Bulletin Articles*, 4.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., y Stock, J. H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64(4):813–836.
- Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2):251–276.
- Figueiredo, F. M. R. (2001). Evaluating Core Inflation Measures for Brazil. Working Papers Series 14, Central Bank of Brazil, Research Department.
- Giannone, D. y Matheson, T. D. (2007). A New Core Inflation Indicator for New Zealand. *International Journal of Central Banking*, 3(4):145–180.
- Hogen, Y., Kawamoto, T., y Nakahama, M. (2015). Core Inflation and the Business Cycle. Bank of Japan Review Series 15-E-6, Bank of Japan.
- Jiménez Polanco, M. A. y Ramírez de Leon, F. A. (2017). Inflación Subyacente en la República Dominicana: Medición y Evaluación [Core Inflation in the Dominican Republic: Measurement and Evaluation]. MPRA Paper 84596, University Library of Munich, Germany.

- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3):231–254.
- Kamber, G. y Wong, B. (2016). Testing an Interpretation of Core Inflation Measures in New Zealand. Reserve Bank of New Zealand Analytical Notes series AN2016/06, Reserve Bank of New Zealand.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., y Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root : How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3):159–178.
- Lafèche, T. y Armour, J. (2006). Evaluating Measures of Core Inflation. *Bank of Canada Review*, 2006(Summer):19–29.
- Lahura, E. y Vega, M. (2011). Evaluation of Wavelet-based Core Inflation Measures: Evidence from Peru. Technical report.
- Lahura, E. W. (2004). La relación dinero-producto, brecha del producto e inflación subyacente: algunas aplicaciones de las funciones Wavelets. *Revista Estudios Económicos*, (11).
- Lao, H. y Steyn, C. (2019). A Comprehensive Evaluation of Measures of Core Inflation in Canada: An Update. Discussion Papers 2019-9, Bank of Canada.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6):601–618.
- Marques, C. R., Neves, P. D., y da Silva, A. G. (2000). Why Should Central Banks Avoid the Use of the Underlying Inflation Indicator? Technical report.
- Phillips, P. C. B. y Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75:335–346.
- Pincheira-Brown, P., Selaive, J., y Nolazco, J. L. (2019). Forecasting inflation in Latin America with core measures. *International Journal of Forecasting*, 35(3):1060–1071.
- Quah, D. y Vahey, S. P. (1995). Measuring Core Inflation? *Economic Journal*, 105(432):1130–1144.
- Ribba, A. (2003). Permanent-transitory decompositions and traditional measures of core inflation. *Economics Letters*, 81(1):109–116.
- Rich, R. W. y Steindel, C. (2007). A comparison of measures of core inflation. *Economic Policy Review*, 13(Dec):19–38.
- Robalo Marques, C., Duarte Neves, P., y Morais Sarmiento, L. (2003). Evaluating core inflation indicators. *Economic Modelling*, 20(4):765–775.
- Silver, M. (2006). Core Inflation Measures and Statistical Issues in Choosing Among Them. IMF Working Papers 2006/097, International Monetary Fund.
- Stock, J. H. y Watson, M. W. (1999). Forecasting inflation. *Journal of Monetary Economics*, 44(2):293–335.
- Tekatli, N. (2010). A New Core Inflation Indicator for Turkey. *Central Bank Review*, 10(2):9–21.
- Valdivia, L. y Vallejos, L. (2000). Inflación subyacente en el Perú. *Revista Estudios Económicos*, (6).

ANEXOS

A. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA INCLUYENDO EL PERÍODO COVID-19

CUADRO 7. Resultados de las pruebas de raíz unitaria (2002m2 - 2021m12)

	ADF	PP	KPSS	DF-GLS
Inf IPC	-2,61	-3,43	0,16	-0,45
Inf SAB	-2,91	-3,79	0,36	-0,41
Inf SAE	-2,53	-3,09	0,46	-1,69
Inf Core	-1,99	-2,22	0,57	-0,89
Inf Core SAB	-1,77	-2,24	0,82	-1,68
Valores críticos				
1 %	-3,46	-3,46	0,74	-2,58
5 %	-2,88	-2,87	0,46	-1,94
10 %	-2,57	-2,57	0,35	-1,62

Nota: la parte superior del cuadro muestra el valor de los estadísticos de cada prueba y para cada indicador de inflación subyacente. La parte inferior del cuadro muestra los valores críticos propuestos por [MacKinnon \(1996\)](#). Los rezagos de la ecuación auxiliar de las pruebas ADF y DF-GLS se eligieron usando el criterio modificado de Akaike.

Según los resultados de la prueba eficiente DF-GLS reportados en el Cuadro 7, se concluye que la inflación general y todos los indicadores de inflación subyacente son procesos raíz unitaria al nivel de significancia del 5 %. Así, los resultados de la prueba de raíz unitaria no se han visto alterados por la inclusión de la etapa COVID.

B. COINTEGRACIÓN MULTIECUACIONAL DE JOHANSEN INCLUYENDO EL PERÍODO COVID-19

CUADRO 8. Resultados de las pruebas de cointegración multiecuacional de Johansen (2002m2 - 2021m12)

Rezagos	Vec. de Coint	Inf CORE	Inf SAB	Inf SAE	Inf CORESAB
1	r=0	0,00	0,04	0,00	0,00
	r=1	0,69	0,48	0,57	0,82
2	r=0	0,00	0,05	0,00	0,01
	r=1	0,59	0,53	0,58	0,78
3	r=0	0,03	0,03	0,00	0,03
	r=1	0,47	0,60	0,62	0,65
4	r=0	0,04	0,01	0,00	0,02
	r=1	0,51	0,47	0,62	0,60
5	r=0	0,02	0,03	0,00	0,00
	r=1	0,52	0,34	0,56	0,59
6	r=0	0,05	0,01	0,00	0,00
	r=1	0,51	0,37	0,55	0,54
7	r=0	0,12	0,02	0,00	0,01
	r=1	0,55	0,49	0,60	0,61
8	r=0	0,15	0,03	0,00	0,01
	r=1	0,68	0,55	0,64	0,72
9	r=0	0,12	0,01	0,00	0,01
	r=1	0,70	0,47	0,53	0,66
10	r=0	0,16	0,00	0,00	0,00
	r=1	0,77	0,50	0,55	0,70
11	r=0	0,17	0,01	0,04	0,03
	r=1	0,75	0,58	0,56	0,74
12	r=0	0,63	0,38	0,31	0,43
	r=1	0,99	0,92	0,90	0,99

Nota: los rezagos óptimos para cada modelo son los siguientes: (i) Inf Core: 2, 3 y 4 rezagos, (ii) Inf SAB: 1, 5 y 9 rezagos, (iii) Inf SAE: 1, 5 y 9 rezagos, y (iv) Inf CORESAB: 1 y 5 rezagos.

Incluyendo el período COVID, la cantidad de rezagos óptimos se reduce a 3 para Inf Core (excluyendo la cointegración con 5 rezagos), mientras que los demás indicadores mantienen el mismo número de rezagos óptimos. El Cuadro 8 muestra los resultados de la prueba de cointegración de Johansen para el nuevo período. En el caso de Inf CORE, se rechaza la hipótesis nula de que no existe ningún vector de cointegración para 2, 3 y 4 rezagos, manteniendo los mismos resultados que la estimación hasta febrero del 2020. Para Inf SAB e Inf SAE, se rechaza la hipótesis nula de que no existe ningún vector de cointegración con 1, 5 y 9 rezagos para ambos indicadores, mismos resultados obtenidos sin incluir la etapa COVID. Por el lado de Inf CORESAB, los resultados son los mismos que las estimaciones sin etapa COVID, rechazando la hipótesis nula de que no existe ningún vector de cointegración para 1 y 5 rezagos. Por lo tanto, la etapa COVID no ha alterado los resultados de las pruebas de cointegración de Johansen.

C. COINTEGRACIÓN MULTIECUACIONAL DE JOHANSEN CON RESTRICCIONES (VECTOR UNITARIO) INCLUYENDO EL PERÍODO COVID-19

CUADRO 9. Resultados de las pruebas de cointegración multiecuacional de Johansen con restricciones (2002m2 - 2021m12)

Rezagos	Prueba LR	Inf CORE	Inf SAB	Inf SAE	Inf CORESAB
1	Chi-2	0,19	3,06	5,26	2,02
	Prob.	0,66	0,08	0,02	0,16
2	Chi-2	0,14	2,40	5,26	1,76
	Prob.	0,71	0,12	0,02	0,18
3	Chi-2	0,24	2,92	5,27	1,46
	Prob.	0,62	0,09	0,02	0,23
4	Chi-2	0,34	3,08	7,23	1,67
	Prob.	0,56	0,08	0,01	0,20
5	Chi-2	0,25	2,01	5,92	2,02
	Prob.	0,62	0,16	0,01	0,16
6	Chi-2	0,07	2,64	6,49	2,42
	Prob.	0,79	0,10	0,01	0,12
7	Chi-2	0,01	3,27	7,40	2,80
	Prob.	0,91	0,07	0,01	0,09
8	Chi-2	0,03	3,29	6,96	3,58
	Prob.	0,86	0,07	0,01	0,06
9	Chi-2	0,01	4,23	7,59	3,18
	Prob.	0,90	0,04	0,01	0,07
10	Chi-2	0,01	6,15	7,84	4,03
	Prob.	0,91	0,01	0,01	0,04
11	Chi-2	0,01	4,69	4,76	2,93
	Prob.	0,94	0,03	0,03	0,09
12	Chi-2	0,00	2,23	2,61	1,39
	Prob.	0,97	0,14	0,11	0,24

Nota: los rezagos óptimos para cada modelo son los siguientes: (i) Inf Core: 2, 3 y 4 rezagos, (ii) Inf SAB: 1, 5 y 9 rezagos, (iii) Inf SAE: 1, 5 y 9 rezagos, y (iv) Inf CORESAB: 1 y 5 rezagos.

El Cuadro 9 reporta los resultados de la prueba de cointegración de Johansen con restricciones para el período enero 2002 - diciembre 2021. Para Inf CORE, no se puede rechazar la hipótesis nula de que cointegran con vector de cointegración unitario para 2, 3 y 4 rezagos. En el caso de Inf SAB, no se puede rechazar la hipótesis nula para 1 y 5 rezagos al nivel de significancia del 5%. No obstante, sí se rechaza la hipótesis nula para 9 rezagos al mismo nivel de significancia, caso contrario a lo obtenido para las estimaciones sin la etapa COVID. Para el indicador Inf SAE, se rechaza la hipótesis nula para 1, 5 y 9 rezagos. Es decir, se obtienen los mismos resultados que en las estimaciones hasta febrero 2020. Por el lado de Inf CORESAB, no se puede rechazar la hipótesis nula para 1 y 5 rezagos, por lo que los resultados no varían.

En resumen, la inclusión del período COVID solo ha alterado los resultados de la prueba de cointegración de Johansen con restricciones para el vector de cointegración con 9 rezagos del indicador Inf SAB.

D. EXOGENEIDAD DÉBIL INCLUYENDO EL PERÍODO COVID-19

CUADRO 10. Resultados de las pruebas de exogeneidad débil (2002m2 - 2021m12)

Rezagos	Prueba LR	Inf CORE	Inf SAB	Inf SAE	Inf CORESAB
1	Chi-2	8,91	5,10	19,57	10,74
	Prob.	0,01	0,08	0,00	0,00
2	Chi-2	2,63	3,95	16,96	7,34
	Prob.	0,27	0,14	0,00	0,03
3	Chi-2	1,02	4,50	16,58	5,76
	Prob.	0,60	0,11	0,00	0,06
4	Chi-2	0,43	4,64	17,68	4,13
	Prob.	0,81	0,10	0,00	0,13
5	Chi-2	0,31	2,13	11,31	3,95
	Prob.	0,86	0,34	0,00	0,14
6	Chi-2	0,17	3,03	10,59	3,73
	Prob.	0,92	0,22	0,01	0,15
7	Chi-2	0,68	3,67	12,38	5,50
	Prob.	0,71	0,16	0,00	0,06
8	Chi-2	1,86	3,75	11,35	7,57
	Prob.	0,39	0,15	0,00	0,02
9	Chi-2	1,27	4,73	11,03	5,84
	Prob.	0,53	0,09	0,00	0,05
10	Chi-2	0,97	7,53	11,02	7,41
	Prob.	0,62	0,02	0,00	0,02
11	Chi-2	0,87	5,21	6,34	4,64
	Prob.	0,65	0,07	0,04	0,10
12	Chi-2	1,86	2,34	5,56	3,38
	Prob.	0,39	0,31	0,06	0,18

Nota: los rezagos óptimos para cada modelo son los siguientes: (i) Inf Core: 2, 3 y 4 rezagos, (ii) Inf SAB: 1, 5 y 9 rezagos, (iii) Inf SAE: 1, 5 y 9 rezagos, y (iv) Inf CORESAB: 1 y 5 rezagos.

El Cuadro 10 muestra los resultados de las pruebas de exogeneidad débil con la etapa COVID. En el caso de Inf CORE, no se puede rechazar la hipótesis nula de que el indicador es débilmente exógeno, condicional a que las series cointegran con un vector unitario de cointegración para 2, 3 y 4 rezagos, indicando que los resultados no han variado con respecto a la etapa sin COVID. Por el lado de Inf SAB, no se puede rechazar la hipótesis nula al nivel de significancia del 5 % para los rezagos 1, 5 y 9, obteniendo los mismos resultados que en la etapa sin COVID. Para el indicador Inf SAE, se rechaza la hipótesis nula para los rezagos 1, 5 y 9, manteniendo los mismos resultados que en las estimaciones hasta febrero 2020. Con respecto a Inf CORESAB, se rechaza la hipótesis nula para 1 rezago al nivel de confianza de 5 % y no se rechaza la hipótesis nula para 5 rezagos. Estos resultados coinciden con los obtenidos en las estimaciones sin la etapa COVID. Por lo tanto, la etapa COVID no ha alterado los resultados obtenidos en las pruebas de exogeneidad débil hasta febrero 2020.

E. EXOGENEIDAD FUERTE INCLUYENDO EL PERÍODO COVID-19

CUADRO 11. Resultados de las pruebas de exogeneidad fuerte (2002m2 - 2021m12)

Rezagos	Prueba LR	Inf CORE	Inf SAB	Inf SAE	Inf CORESAB
1	Chi-2	1,66	0,32	0,05	1,53
	Prob.	0,20	0,57	0,83	0,22
2	Chi-2	4,27	0,52	0,28	2,53
	Prob.	0,12	0,77	0,87	0,28
3	Chi-2	5,48	0,59	0,39	2,54
	Prob.	0,14	0,90	0,94	0,47
4	Chi-2	10,11	0,62	0,44	4,54
	Prob.	0,04	0,96	0,98	0,34
5	Chi-2	9,62	17,52	9,96	4,90
	Prob.	0,09	0,00	0,08	0,43
6	Chi-2	8,79	20,11	11,71	7,08
	Prob.	0,19	0,00	0,07	0,31
7	Chi-2	11,39	21,19	12,28	8,61
	Prob.	0,12	0,00	0,09	0,28
8	Chi-2	11,31	18,12	12,04	9,58
	Prob.	0,18	0,02	0,15	0,30
9	Chi-2	12,36	17,56	13,24	10,52
	Prob.	0,19	0,04	0,15	0,31
10	Chi-2	11,98	21,21	13,19	11,60
	Prob.	0,29	0,02	0,21	0,31
11	Chi-2	11,84	23,10	16,85	12,48
	Prob.	0,38	0,02	0,11	0,33
12	Chi-2	13,46	16,30	15,44	10,71
	Prob.	0,34	0,18	0,22	0,55

Nota: los rezagos óptimos para cada modelo son los siguientes: (i) Inf Core: 2, 3, y 4 rezagos, (ii) Inf SAB: 1, 5 y 9 rezagos, (iii) Inf SAE: 1, 5 y 9 rezagos, y (iv) Inf CORESAB: 1 y 5 rezagos.

Los resultados de las pruebas de exogeneidad fuerte con el período COVID se muestran en el Cuadro 11. En el caso de Inf CORE, no se puede rechazar la hipótesis nula para 2 y 3 rezagos al nivel de confianza del 5 %, pero se rechaza al mismo nivel para 4 rezagos. Estos resultados coinciden con los obtenidos sin incluir el período COVID. Por el lado de Inf SAB, no se rechaza la hipótesis nula para 1 rezago, pero sí para 5 rezagos. En el caso de Inf SAE, no se puede rechazar la hipótesis nula al nivel de significancia de 5 % para 1 y 5 rezagos. Para ambos indicadores, los resultados obtenidos son los mismos que los reportados hasta febrero 2020. Para el caso de Inf CORESAB, los resultados obtenidos son consistentes con los reportados sin la etapa COVID al no poder rechazar la hipótesis nula con 1 y 5 rezagos a cualquier nivel de significancia convencional. En resumen, la etapa COVID no modificó los resultados obtenidos para las pruebas de exogeneidad fuerte.



Índice de Calidad de Gestión Pública de Municipalidades en Perú

LUIS EDUARDO CASTILLO*

Esta investigación desarrolla un índice para medir la calidad de la gestión pública de las municipalidades distritales y provinciales en Perú entre 2012 y 2021. El indicador se construye asumiendo que el concepto de calidad posee dos dimensiones esenciales: eficiencia en la administración de recursos y capacidad para ejecutar políticas públicas y proveer servicios públicos. En primer lugar, se muestra que en promedio la calidad de la gestión pública a nivel provincial y distrital ha mejorado entre 2012 y 2021, a pesar de un retroceso notorio en 2019. Las mejoras han estado inducidas por avances en las dos dimensiones (eficiencia y capacidad). En segundo lugar, los datos sugieren que existe un efecto de convergencia en la calidad de gestión de municipalidades en el tiempo, y que mayor eficiencia está correlacionada con mayor capacidad dentro de una misma municipalidad. Finalmente, se realizan tres ejercicios de exploración para ejemplificar las líneas de investigación futura con este indicador. El primero muestra que hay una relación positiva entre i) la calidad de la gestión de distritos dentro de una provincia y ii) la calidad de la gestión de la municipalidad provincial respectiva. El segundo ejercicio evidencia una relación negativa débil entre la tasa de pobreza monetaria en 2018 y la calidad de gestión pública promedio entre 2012 y 2018. El tercero documenta que una mayor calidad de gestión pública en distritos previo a las elecciones municipales de 2014 estuvo asociada con la victoria electoral de alcaldes que buscaban la reelección. De tal forma, el indicador puede ser utilizado en trabajos adicionales para entender mejor los efectos de una gestión pública de calidad y su relación con resultados sociales y políticos en Perú.

Palabras Clave : Gestión pública, calidad, municipalidades, Perú.

Clasificación JEL : H7.

1. INTRODUCCIÓN

Este documento gira en torno a la construcción de un índice para medir la calidad de la gestión pública a nivel municipal en Perú. En específico, la investigación apunta a tres objetivos principales. Primero, exponer los detalles detrás de la construcción de la métrica, enfatizando los aspectos conceptuales y

* Castillo: Jefe del Departamento de Políticas Sociales y Regionales del Banco Central de Reserva del Perú (correo electrónico: luiseduardo.castillo@bcrp.gob.pe).

Las opiniones expresadas en el documento corresponden al autor y no representan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

operativos de la propuesta. Segundo, describir la evolución de la calidad de la gestión pública a nivel distrital y provincial entre 2012 y 2021. El último objetivo es evidenciar el uso potencial de este índice para investigaciones futuras en materia de gestión pública.

La principal motivación para el desarrollo de este indicador está en que, si bien el problema de la calidad de la gestión pública es frecuentemente citado como una de las principales limitantes para el desarrollo de economías emergentes, el concepto sigue siendo difícil de operativizar. En Perú, como en el resto de países en el mundo, el Gobierno cumple un rol importante en la asignación y distribución de los recursos (por ejemplo, en la corrección de externalidades, provisión de bienes y servicios públicos, definición y protección de derechos de propiedad, etc.). Independiente de cuánto se considere debe ser la extensión óptima de estas funciones, el desarrollo de éstas es un proceso complejo, que requiere la coordinación de diversos actores a través de múltiples estructuras y la respuesta a una variedad de objetivos difusos y generados por mandatos políticos (Marcel y otros, 2014). Poder cumplir con estas funciones depende estrechamente de la gestión pública, que abarca al conjunto de estrategias, procesos y acciones que se toman para administrar recursos y dirigir el aparato estatal hacia cumplir con implementar políticas públicas y brindar servicios públicos. No obstante, la literatura aún no ha establecido una métrica base para evaluar la gestión pública, lo que se debe en parte a que el concepto de calidad suele ser vago y difuso.

Para fines de este proyecto, se entiende que una gestión pública de calidad posee como mínimo dos características esenciales: (i) la eficiencia en el manejo de recursos, y (ii) la capacidad para ejecutar las políticas y proveer los servicios públicos a los ciudadanos según sus mandatos. Ciertamente, la conceptualización de la calidad de la gestión pública podría (o debería) incluir dimensiones adicionales, tales como la transparencia y equidad, que son otras formas a través de las cuáles el Estado genera valor (Marcel y otros, 2014). Sin embargo, para esta investigación se considera como esencial en términos de calidad que el Gobierno sea capaz de proveer servicios y ejecutar políticas en beneficio de la población, reduciendo el costo de sus acciones en el proceso.

El presente trabajo cobra relevancia porque no existe para Perú una medida de calidad de la gestión pública que aborde conjuntamente estos dos componentes básicos a nivel municipal. Dos métricas relacionadas son el Índice Regional de Gestión Pública¹ del Consejo Privado de Competitividad y el Instituto Peruano de Economía, y los puntajes asignados con el Programa de Incentivos a la Mejora de la Gestión Municipal. En el primero, la calidad de la gestión pública se mide con el impacto social logrado en la región, donde la mayoría de los indicadores se ven influenciados tanto por las decisiones de política como por la dinámica regional e intervenciones de agencias gubernamentales nacionales (por ejemplo, la conexión de agua). El segundo es un programa nacional creado en 2009 que implica la transferencia de recursos a las municipalidades por el cumplimiento de metas determinadas, para las cuales se desarrolla un indicador que muestra su avance. Por la propia naturaleza de la intervención, la métrica asocia la calidad de la gestión con el logro de metas impuestas.

Para medir la eficiencia en la administración de recursos, se utilizan cuatro conjuntos de indicadores:

¹ El indicador valora la gestión pública de los gobiernos regionales en función a la evolución de 17 indicadores vinculados a resultados en conectividad, salud, educación e instituciones. La última publicación disponible a la fecha de redacción de este documento se encuentra en la página web del Consejo Privado de Competitividad (<https://www.compite.pe/publicacion/indice-regional-de-gestion-publica-irgp-2021/>).

acceso a tecnologías de información (dos indicadores), habilidad de los recursos humanos² (un indicador), planificación (tres indicadores) y gestión de riesgos de desastres (un indicador). Para la medición de la capacidad gubernamental también se utilizan cuatro conjuntos de indicadores: realización de procedimientos administrativos (tres indicadores), provisión de servicios públicos (tres indicadores), realización de actividades de monitoreo y fiscalización (un indicador), y ejecución del presupuesto (un indicador). En total se utilizan 14 variables obtenidas del Registro Nacional de Municipalidades (RENAMU), conducido anualmente por el Instituto Nacional de Estadísticas e Informática (INEI); mientras que la ejecución del presupuesto es publicada por el Seguimiento de la Ejecución Presupuestal del Ministerio de Economía y Finanzas. Toda la información empleada es de acceso público.

La construcción del índice implica en primera instancia definir cómo asignar el puntaje individual de cada indicador y luego realizar el proceso de agregación de los puntajes. Para esto se optó por seguir la misma metodología que utiliza el Banco Mundial para su índice *Doing Business*. El método del *Doing Business* propone que todas las variables sean normalizadas a un rango entre 0 y 100. Para ello se utiliza una transformación lineal con los valores mínimos y máximos para cada indicador individual en un año base determinado. Para agregar los indicadores dentro de una categoría específica, se promedian todos los puntajes normalizados. Luego se asume que todas las categorías poseen el mismo peso dentro de una dimensión específica y que las dimensiones también son igual de importantes dentro de la construcción del índice (es decir, todo se promedia).

De tal forma, el valor del índice para cada gobierno municipal se encuentra en un rango de 0 a 100 y mide qué tan cerca se encuentra la calidad de la gestión municipal del escenario ideal de un año base determinado. Por ejemplo, si la provincia de Sullana obtuviese un índice de 82 en 2018 y el año base es 2015, esto se interpreta como que la provincia de Sullana se encontró a 18 puntos de la mejor gestión que se pudo haber dado en 2015 según las respuestas que se registraron ese año específico.

Debido a que diferentes niveles de gobierno poseen diferentes funciones y magnitud de recursos asignados, las gestiones de las municipalidades provinciales y distritales son comparadas de forma separada. Es decir, se trabaja con una base para distritos y otra para provincias para el cómputo de los indicadores.

Un primer resultado del ejercicio muestra que, tanto a nivel de distritos como provincias, la calidad de la gestión pública parece haber mejorado ligeramente entre 2012 y 2021. No obstante, se registra una caída notoria entre 2018 y 2019 para ambos niveles de gobierno, la cual se llega a recuperar hacia finales del horizonte de análisis. La mejora ha estado inducida por ganancias tanto en eficiencia como capacidad. La caída registrada en 2019 se debe a un retroceso en la dimensión de eficiencia.

Adicionalmente, se encuentra una correlación negativa entre el nivel de calidad de la gestión en 2012 y el cambio en el índice de calidad entre 2012 y 2021, la cual sugiere la posibilidad de convergencia en la calidad de las gestiones a nivel nacional. Se halla también evidencia de una relación positiva entre los puntajes obtenidos en las dos dimensiones de calidad, lo que implica que más eficiencia vendría acompañada de mayor capacidad de gestión, en promedio.

² Por habilidad de recursos humanos se hace referencia a las habilidades de los funcionarios de la municipalidad en temas de gestión pública. Esto se aproxima con el número de asistencias técnicas requeridas por la municipalidad. No se aproxima, como es el caso en otros estudios, con el nivel educativo del personal.

Luego, se realiza un análisis del índice de forma desagregada. Se elabora un ranking de municipalidades distritales y provinciales según el puntaje promedio anual en el índice entre 2012 y 2021. Los Anexos A y B muestran los rankings para las 10 mejores y peores municipalidades provinciales y distritales. Al computar el índice por regiones naturales, se observa que las municipalidades de la costa poseen una mayor calidad promedio de gestión pública. Mientras tanto, son las municipalidades de la selva las que han experimentado, en promedio, las mejoras más grandes entre 2012 y 2021.

Este nuevo índice puede ser utilizado para una agenda de investigación amplia, que se ejemplifica con algunos ejercicios exploratorios. Un primer ejercicio muestra una correlación positiva entre el puntaje promedio de las municipalidades distritales dentro de una provincia y el puntaje promedio de las municipalidades provinciales respectivas. Esto podría reflejar factores comunes que afecten la calidad de la gestión a diferentes niveles de gobierno en una misma zona o una potencial relación causal entre la calidad de gestión provincial y municipal.

Un segundo ejercicio relaciona la calidad de la gestión pública con la tasa de pobreza monetaria. Se observa una ligera relación negativa entre el nivel de la tasa de pobreza de los distritos en 2018 con el índice de calidad de gestión pública promedio. Este fenómeno debería ser explorado en futuras investigaciones para ver si es posible identificar una relación causal y, de ser así, en qué dirección se da el efecto.

El último ejercicio describe la evolución de la calidad de gestión municipal entre 2012 y 2018 para distritos donde el alcalde postuló o no a la reelección en las Elecciones Municipales de 2014, y si en la búsqueda de la reelección éste ganó o perdió. Los resultados muestran que los distritos donde los alcaldes se reeligieron poseían, en promedio, mayor calidad de gestión previo al proceso electoral que el resto.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera. La sección 2 elabora una descripción de los datos utilizados. La sección 3 presenta los aspectos metodológicos de la construcción del índice, fundamentando la conceptualización de la calidad de la gestión y la forma en la cual se miden las dimensiones y se otorgan los puntajes. La sección 4 desarrolla el análisis de la evolución de la calidad de la gestión pública municipal en Perú entre 2012 y 2021, presentando los resultados que han sido resumidos en esta introducción. La sección 5 incluye los ejercicios exploratorios y finalmente la sección 6 concluye discutiendo algunas de las principales limitaciones de esta investigación.

2. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

La fuente principal de información para la construcción del índice es el Registro Nacional de Municipalidades (RENAMU). La unidad de investigación del RENAMU son las municipalidades, incluyendo las provinciales, distritales y de centros poblados de todas las regiones del país. La recolección de los datos es a través del auto reporte, de tal forma que son las mismas municipalidades las que llenan los formularios enviados por el INEI. Hay un formulario para municipalidades provinciales y distritales y otro para municipalidades de centros poblados. En el primer formulario las preguntas cubren datos generales de la municipalidad, equipamiento y tecnologías de la información y comunicaciones, recursos humanos, competencias y funciones de la municipalidad (incluido la planeación y licencias), servicios públicos locales, entre otros.

La población cubierta por el RENAMU en los años de interés para el presente informe (2012-2021) se especifica en el Cuadro 1. Como se puede apreciar, entre 2012 y 2021 se crearon (en neto) 50 nuevos distritos y una provincia nueva.

CUADRO 1. *Municipalidades cubiertas por el RENAMU*

Año	Municipalidades distritales	Municipalidades provinciales
2012	1 643	195
2013	1 643	195
2014	1 643	195
2015	1 646	196
2016	1 655	196
2017	1 655	196
2018	1 676	196
2019	1 678	196
2020	1 678	196
2021	1 693	196

Fuente: INEI - RENAMU.

En teoría, el INEI recopila información sobre todas estas municipalidades pero en la práctica algunas no completan el formulario debidamente en cada año. Esto, sumado a que no todas las municipalidades completan la información necesaria para computar el índice, resulta en que en este informe solo se tenga información interrumpida de 1 611 distritos y 195 provincias para el periodo 2012-2021. No obstante, sí se cuenta con el indicador de las municipalidades para los años que aparecen en el registro. Una particularidad importante del RENAMU es que algunas preguntas se realizan respecto al año anterior, dado que el registro se compila en el primer semestre del año. Así, la información de esta encuesta se puede entender como la situación de la municipalidad a principios de año.

Complementariamente, se utiliza la información del Seguimiento a la Ejecución Presupuestal dentro del portal Consulta Amigable del Ministerio de Economía y Finanzas. Este es un sistema de transparencia económica del ministerio, el cual sirve para consultar los presupuestos asignados y la ejecución de éstos para diferentes entidades del gobierno nacional y gobiernos subnacionales. De dicha fuente se obtiene el avance en la ejecución anual del gasto para cada municipalidad provincial y distrital.

3. ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1. CONCEPTUALIZACIÓN DE LA CALIDAD DE LA GESTIÓN PÚBLICA

Para la construcción del índice, se parte de que una gestión pública de calidad posee como mínimo dos características: (i) eficiencia en la administración de recursos; y (ii) capacidad para ejecutar políticas públicas y proveer servicios públicos. Tal como establece el manual para una administración pública de calidad de la [Comisión Europea \(2015\)](#), las gestiones modernas manejan sus procesos y los recursos disponibles (no sólo bienes, sino personas y conocimiento también) para lograr el mejor resultado posible. Esto solo es posible con la adopción de estructuras que faciliten explotar la productividad. Esta premisa se utiliza para conceptualizar la eficiencia de la gestión pública.

Por su parte, la capacidad de la gestión pública está relacionada con cuánto puede ésta implementar las decisiones y metas que se traza en materia de políticas y servicios públicos. En el caso de municipalidades, la medición de la capacidad se relaciona a los procedimientos administrativos que se realizan para el público, la provisión de servicios públicos locales, las actividades de monitoreo y la ejecución del presupuesto asignado para cumplir sus metas del año.

3.2. MEDICIÓN DE LAS DIMENSIONES DE LA CALIDAD

Para medir las dos dimensiones de la calidad, se definen grupos o categorías de indicadores para cada una. Estos grupos se escogen en base a un fundamento conceptual que se detalla a continuación, pero que es evidentemente limitado por la disponibilidad de información en la encuesta.

1. Administración eficiente de recursos

Se incluyen cuatro categorías de indicadores:

- Acceso a internet y tecnologías de la información: el acceso a internet y la implementación de sistemas informáticos para los procesos de gestión deberían ser piezas centrales en el manejo eficiente de recursos.
- Habilidad de sus recursos humanos: una administración eficiente requiere contar con capital humano capaz de manejar los procesos y recursos que requiere la gestión pública.
- Planificación: la administración eficiente de recursos requiere del uso de planes estratégicos y otros instrumentos de planeación para generar correspondencia entre los objetivos del gobierno, sus procesos y políticas.
- Gestión del riesgo de desastres: el manejo eficiente de recursos requiere de planes de contingencia frente a eventos que pongan en peligro la continuidad de las operaciones.

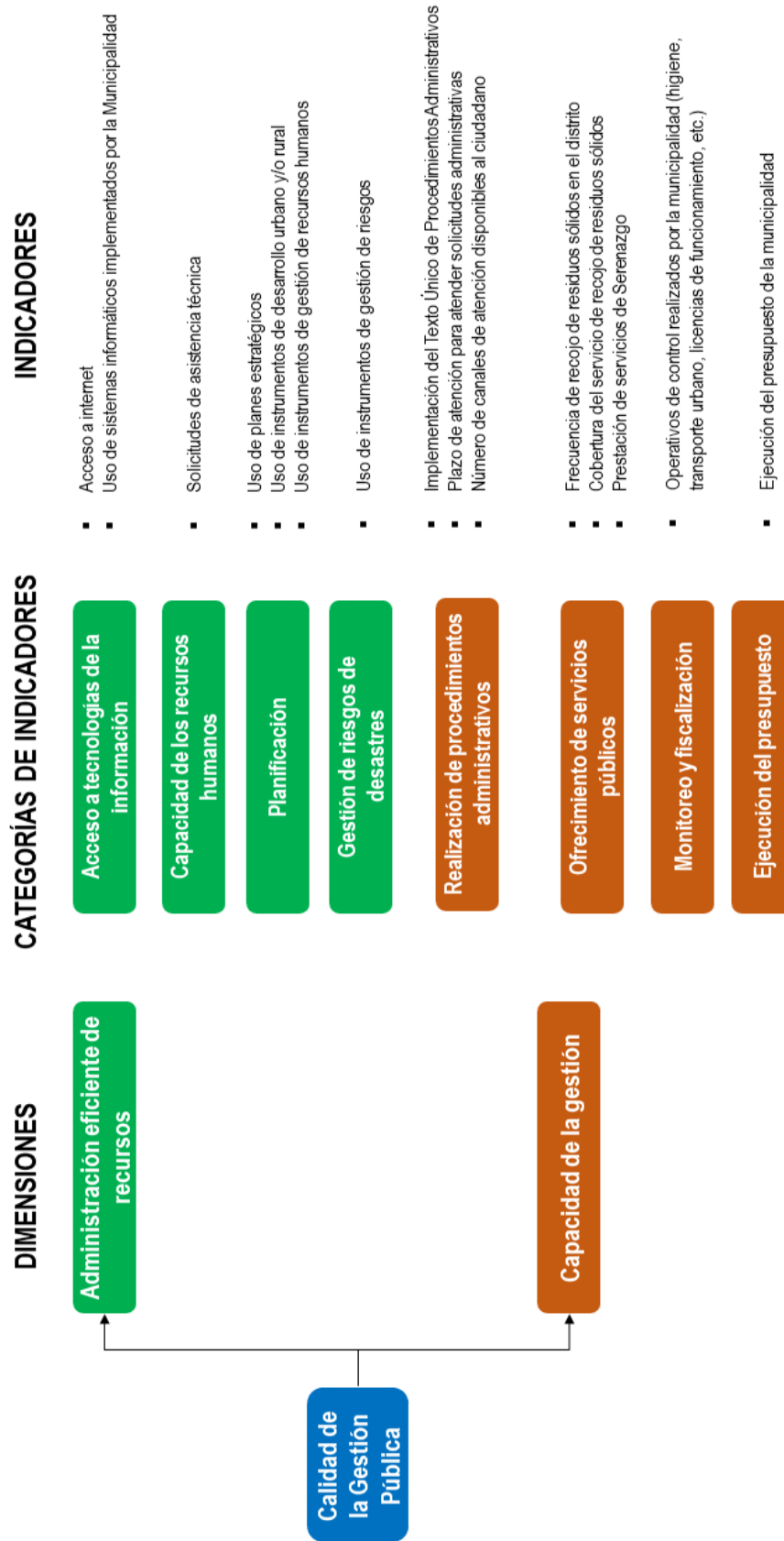
2. Capacidad de la gestión

Se incluyen cuatro categorías de indicadores:

- Procedimientos administrativos: una gestión municipal capaz facilitaría a sus ciudadanos la realización de los procedimientos administrativos requeridos para sus proyectos personales.
- Servicios públicos: la provisión de servicios de recojo de residuos sólidos y de seguridad es una señal de la capacidad de gestión municipal.
- Monitoreo y fiscalización: una gestión capaz debería poder monitorear y fiscalizar las normas y regulaciones vigentes.
- Ejecución del presupuesto: la ejecución del presupuesto asignado muestra la capacidad de la entidad para gastar y, por ende, de ejecutar sus políticas y planes.

El Gráfico 1 resume los componentes del índice, y el Cuadro 2 presenta una tabla con la descripción de todos los indicadores utilizados.

GRÁFICO 1. Estructura del índice de calidad de gestión pública de municipalidades



CUADRO 2. Indicadores seleccionados según dimensiones de calidad

Indicador	Descripción
Dimensión 1: administración eficiente de recursos	
1. Acceso a tecnologías de la información	
Acceso a servicio de internet	Indicador si tienen acceso a internet.
Uso de sistemas informáticos implementados por la municipalidad	Número de sistemas informáticos implementados por la municipalidad.
2. Habilidad de los recursos humanos	
Requerimientos de asistencia técnica	Número total de tipos de requerimientos para asistencia técnica solicitados por la municipalidad.
3. Planificación	
Uso de planes estratégicos	Número total de planes estratégicos utilizados por la municipalidad.
Uso de instrumentos de desarrollo urbano y/o rural	Número total de instrumentos de desarrollo urbano y/o rural utilizados por la municipalidad.
Uso de instrumentos de gestión de recursos humanos	Número total de instrumentos de gestión de recursos humanos utilizados por la municipalidad.
4. Gestión del riesgo de desastres	
Uso de plan para la gestión del riesgo de desastres	Indicador si tienen plan de gestión de riesgo de desastres.
Dimensión 2: capacidad de la gestión	
1. Procedimientos administrativos	
Implementación del Texto Único de Procedimientos Administrativos (TUPA)	Indicador si han implementado el TUPA según metodología de determinación de costos.
Plazo de atención para atender solicitudes administrativas	Días hábiles para atender solicitudes administrativas (por ejemplo solicitudes de licencia de funcionamiento para establecimientos copias certificadas de partida de nacimiento, defunción y matrimonio, entre otros).
Número de canales de atención disponibles al ciudadano	Número de canales de atención disponibles al ciudadano.
2. Servicios públicos	
Frecuencia de recojo de residuos sólidos en el distrito	Frecuencia (días en la semana) del recojo de basura el año anterior.
Cobertura del servicio de recojo de residuos sólidos en el distrito.	Nivel de cobertura de servicio de recojo de residuos sólidos dentro y fuera de la capital del distrito (se promedian ambos valores).
Prestación de servicios de serenazgo	Indicador si prestan servicio de serenazgo.
3. Monitoreo y fiscalización	
Operativos de control	Número de tipos diferentes de operativos de control que realizó la municipalidad (por ejemplo, control de comercio ambulatorio, vigencia de licencia de edificación, ruidos molestos, etc.).
4. Ejecución del presupuesto	
Ejecución del presupuesto de la municipalidad	Fracción del gasto devengado sobre el Presupuesto Institucional Modificado (PIM)

Fuente: todos los indicadores se obtienen del Registro Nacional de Municipalidades (RENAMU), con excepción de la ejecución del presupuesto que se obtiene de la Consulta Amigable del MEF.

3.3. CONSTRUCCIÓN DEL ÍNDICE

El cálculo del índice de calidad de gestión pública se realiza siguiendo una metodología similar a la empleada por el Banco Mundial para el indicador *Doing Business*³. A continuación, se describe las estrategias para definir los puntajes individuales de los indicadores y para agregar estos puntajes.

- 1. Puntaje individual de los indicadores:** en una primera etapa, se normalizan todos los indicadores a una unidad común mediante una transformación lineal. Así, dado un indicador y y su valor normalizado \hat{y} se obtiene de la siguiente ecuación:

$$\hat{y} = \frac{y - y_{min}}{y_{max} - y_{min}} \times 100$$

³ La metodología se especifica en Banco Mundial (2020, capítulo 6).

donde y_{min} representa el mínimo valor del indicador entre las municipalidades y y_{max} el mayor⁴. De tal forma, un mayor puntaje es asignado a los valores cercanos al máximo en la distribución.

En caso la variable se mida de tal forma que un menor valor expresa una mejor gestión (por ejemplo, días necesarios para realizar un trámite o número de asistencias técnicas solicitadas), la fórmula para la normalización es:

$$\hat{y} = \left(1 - \frac{y - y_{min}}{y_{max} - y_{min}} \right) \times 100.$$

Para comparaciones interanuales se fija y_{min} y y_{max} respecto a un año determinado. En el caso que en algún año determinado ocurriese que $y < y_{min}$ o $y > y_{max}$, se asignan los puntajes de 0 y 100, respectivamente.

2. **Agregación de los indicadores:** el cómputo del índice requiere tres niveles de agregación: (i) de los indicadores dentro de las categorías, (ii) de las categorías dentro de las dimensiones y (iii) entre dimensiones⁵. El resultado final será un único valor para cada municipalidad. Dado el desconocimiento sobre la importancia relativa de cada indicador para capturar la esencia de cada etapa, la agregación en todo nivel se hace en función a un promedio simple (enfoque ingenuo). De tal forma, cada indicador, cada categoría y cada dimensión terminan con pesos idénticos en la agregación⁶.

Por construcción, el índice brinda información ordinal sobre el estado de la calidad de la gestión pública. Es decir, el índice permite saber si una municipalidad se encuentra mejor o peor respecto a sus pares en un año determinado y respecto a sí misma en el tiempo. Este es el principal aporte de la métrica.

No obstante, también es posible obtener información cardinal a partir del índice, pero su interpretación no es directa. Por ejemplo, si la Municipalidad de Breña pasase de un puntaje de 40 a 50 entre 2020 y 2021, el índice estaría mostrando una mejora en la calidad de la gestión pero esto no implica que la municipalidad gestionó 25 % mejor. En todo caso, asumiendo que la mejor gestión obtendría un puntaje de 100, se debe interpretar como que se acortó la brecha respecto a la mejor gestión posible en 10 puntos o en 17 % (porque pasaría de una brecha de 60 a una brecha de 50).

En el Anexo C se detalla exactamente cómo se trata a cada indicador.

4. EVOLUCIÓN DE LA CALIDAD DE LA GESTIÓN PÚBLICA MUNICIPAL

Con el año 2015 como base, se computan los índices de calidad de la gestión pública para municipalidades distritales y provinciales entre los años 2012 y 2021.

⁴ En el caso de ejecución del presupuesto, se asigna como y_{max} a 100 % de ejecución y a y_{min} como 0 % de tal forma que la variable normalizada mida la brecha respecto a la situación ideal. Por tanto, es posible que el mejor gobierno en términos de gestión pública no obtenga un indicador de 100.

⁵ Así, este proceso requiere asignar (i) pesos para los indicadores dentro de una categoría, (ii) pesos para las categorías dentro de una misma dimensión y (iii) pesos para las dos dimensiones descritas.

⁶ Un posible ejercicio para sofisticar la asignación de pesos es el análisis de componentes principales. Esta metodología permite obtener una combinación lineal de los indicadores que explique la mayor proporción de la variabilidad observada entre ellos. El problema está en que los pesos podrían variar entre años.

4.1. ANÁLISIS AGREGADO

A nivel de provincias y distritos, la calidad de la gestión pública promedio mejoró entre 2012 y 2021. No obstante, se registra un retroceso importante en 2019 a tal punto que los valores de 2021 se encuentran por debajo de los observados en 2018. Los Gráficos 2 y 3 muestran la evolución de los índices promedios a nivel de municipalidades provinciales y distritales, respectivamente.

GRÁFICO 2. *Municipalidades provinciales: evolución del índice de calidad de la gestión pública*

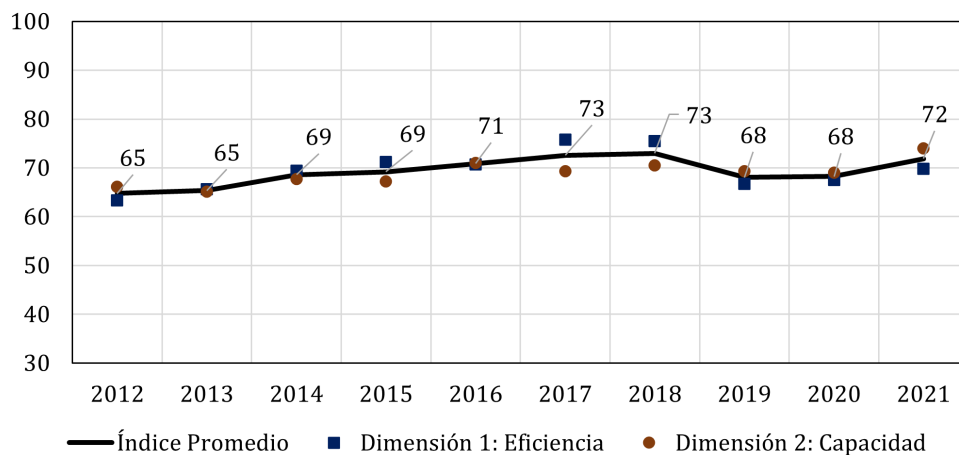
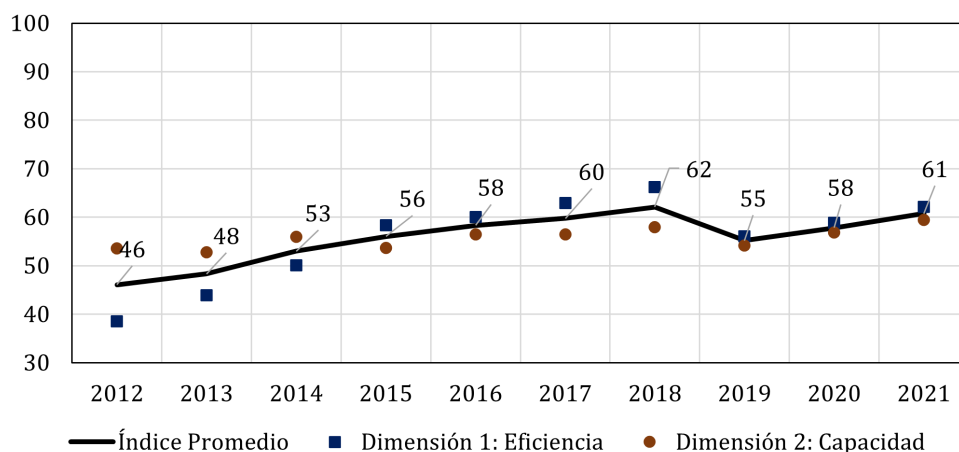


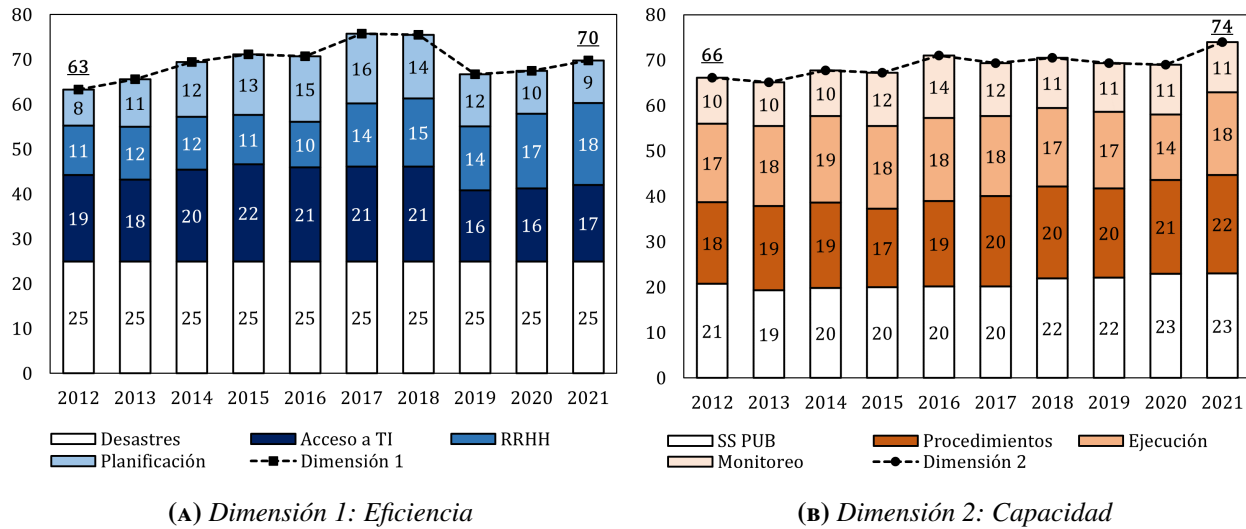
GRÁFICO 3. *Municipalidades distritales: evolución del índice de calidad de la gestión pública*



Los gráficos también muestran la evolución de las dimensiones de eficiencia y capacidad⁷. En el caso de las municipalidades provinciales, la diferencia en los puntajes promedios de ambas dimensiones es muy reducida a través de los años. En el caso de los distritos, se observa que la mejora en el índice agregado entre 2012 y 2018 es inducida por un aumento en el puntaje promedio de la eficiencia de administración de recursos. Es decir, durante este periodo, las gestiones municipales se acercaron más a la mejor gestión posible en términos de eficiencia.

⁷ Cabe recordar que el índice de calidad de la gestión es el promedio simple del valor de cada dimensión.

GRÁFICO 4. Municipalidades provinciales: descomposición por grupo de indicadores



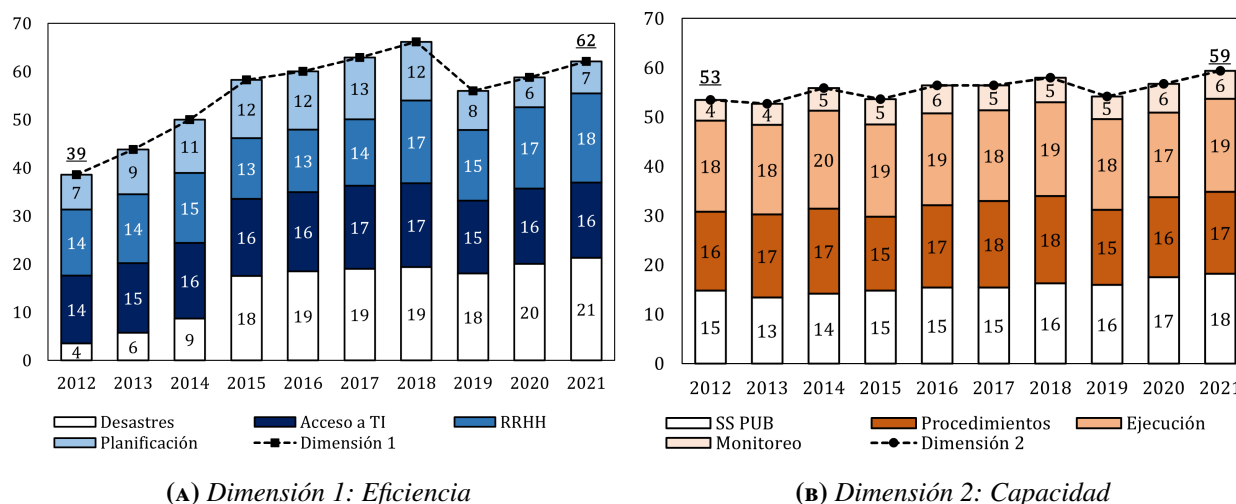
Tanto para municipalidades provinciales como distritales, se identifica una caída de la calidad de gestión pública promedio en 2019, inducida principalmente por un retroceso en el puntaje promedio de la dimensión de eficiencia. Durante 2020 y 2021 se observa una mejora leve en el indicador, pero el valor promedio de los índices se mantiene por debajo de los niveles de 2018. Esto se explica porque los puntajes en la dimensión de eficiencia no se llegan a recuperar completamente.

El puntaje promedio de cada dimensión se puede descomponer según los puntajes promedios obtenidos en cada categoría de indicadores. Los resultados de los Gráficos 4 y 5 muestran que las mejoras en la eficiencia de la administración entre 2012 y 2021 se deben, para las provincias, a la mejora en la capacidad de los recursos humanos y, para los distritos, a la gestión de riesgos de desastres.

Por su parte, el retroceso observado en 2019 en ambos casos responde a un menor puntaje en el uso de instrumentos de planificación y en el acceso a tecnologías de la información e internet. En el caso de las provincias, resalta que estas municipalidades reportaron haber implementado menos sistemas informáticos para apoyar su gestión. Esto puede deberse a que han migrado a otros sistemas informáticos implementados por el Estado que no se consideran en este indicador en particular. En el caso de los distritos, también se observa una caída en las habilidades de los recursos humanos (más solicitudes de asistencia técnica que en otros años).

4.2. ANÁLISIS POR MUNICIPALIDADES PROVINCIALES

Entre 2012 y 2021, las cinco municipalidades provinciales con mayor medida promedio de calidad de gestión pública son Barranca (Lima), Cusco (Cusco), Satipo (Junín), Tacna (Tacna) y Sullana (Piura). En términos referenciales, la provincia de Lima se encuentra en el puesto 13 de 195 en el ranking. En el Anexo A se muestran las 10 primeras y las 10 últimas municipalidades provinciales según puntaje promedio en el periodo de análisis.

GRÁFICO 5. Municipalidades distritales: descomposición por grupo de indicadores

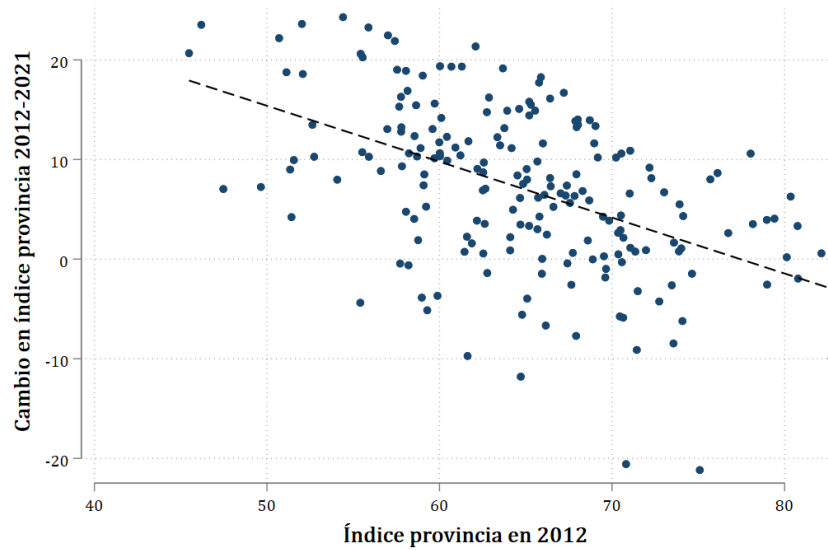
El Cuadro 3 analiza los resultados según regiones naturales (costa, sierra y selva). Se observa que las municipalidades provinciales ubicadas en la costa han mostrado, en promedio, una mayor calidad de gestión pública entre 2012 y 2021. Por su parte, las municipalidades de la selva son las que muestran una mejora promedio mayor en el índice entre ambos años.

CUADRO 3. Municipalidades provinciales: análisis del índice agregado por regiones naturales

	Costa	Sierra	Selva	Nacional
Nivel del índice promedio 2012-2021				
Promedio	71,7	68,0	70,5	69,2
Mediana	71,3	68,1	70,7	70,0
Mínimo	61,4	52,7	60,6	52,7
Máximo	81,4	81,1	80,2	81,4
Cambio en el índice 2012-2021				
Promedio	4,8	7,4	8,7	7,1
Mediana	5,4	7,2	8,3	7,4
Mínimo	-21,2	-20,6	-9,7	-21,2
Máximo	18,3	24,3	23,6	24,3
Provincias con mejora del índice entre 2012 y 2021 (% del total de cada grupo)				
	75,0 %	82,9 %	89,5 %	82,6 %
Total de municipalidades provinciales				
	40	117	38	195

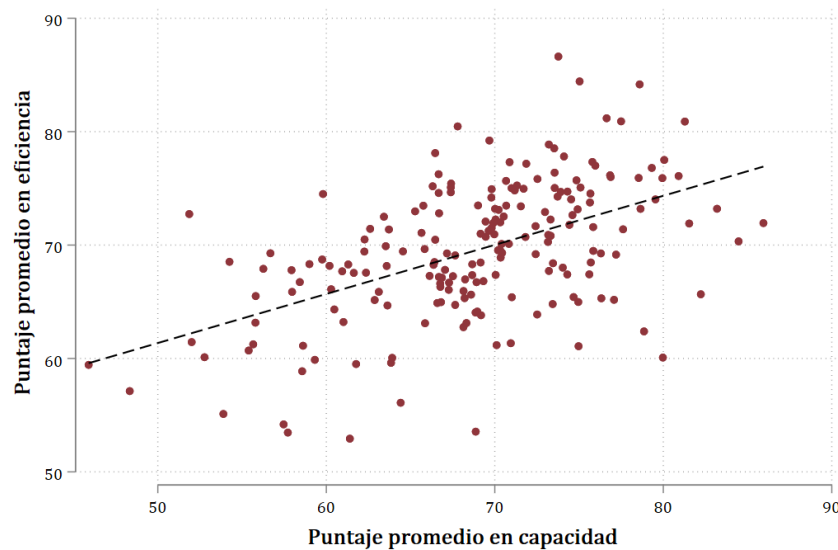
Nota: se utiliza la clasificación de la Encuesta Nacional de Hogares (INEI) para identificar la región natural de cada provincia.

Un primer punto de interés es evaluar si existe alguna relación entre el cambio en el valor del índice entre 2012 y 2021 y el puntaje obtenido en 2012. El Gráfico 6 muestra que aquellas municipalidades provinciales que se encontraban más rezagadas en 2012 han sido las que han reportado mayores avances. Esto sugiere un posible proceso de convergencia entre la calidad de gestiones provinciales.

GRÁFICO 6. Municipalidades provinciales: índice en 2012 y cambio en el índice entre 2012 y 2021

Nota: el coeficiente de correlación es $-0,50$.

Otro punto importante es analizar si los puntajes obtenidos en cada dimensión de calidad se encuentran correlacionados entre sí (es decir, si las municipalidades con mayor eficiencia son también las más capaces). El Gráfico 7 sugiere que existe una relación positiva entre ambos. Esto implica que, en promedio, las municipalidades provinciales poseen mayor calidad al tener tanto mayor eficiencia como mayor capacidad de gestión.

GRÁFICO 7. Municipalidades provinciales: puntaje promedio en la dimensión de eficiencia y puntaje promedio en la dimensión de capacidad, 2012-2021

Nota: el coeficiente de correlación es $0,51$.

4.3. ANÁLISIS POR MUNICIPALIDADES DISTRITALES

Las cinco municipalidades distritales con mayor calidad de la gestión pública promedio entre 2012 y 2021 son Lince (Lima, Lima), Miraflores (Lima, Lima), Los Olivos (Lima, Lima), Lurigancho (Lima, Lima) y San Borja (Lima, Lima). Entre los 10 primeros puestos mostrados en el Anexo B, ocho municipalidades pertenecen a la provincia de Lima.

El Cuadro 4 presenta los resultados de las municipalidades distritales por regiones naturales. Al igual que en el caso de las provincias, se observa que los distritos de la costa poseen, en promedio, una mayor calidad de gestión pública. De la misma forma, los distritos de la selva son los que poseen un mayor cambio promedio. Para profundizar en el análisis, también se presenta información para los distritos dentro de la provincia de Lima. Se evidencia que los distritos dentro de la capital ostentan un puntaje promedio mayor que en el resto (los datos de la costa incluyen a los distritos de Lima, por lo que el puntaje de la costa sin ellos sería menor).

CUADRO 4. *Municipalidades distritales: análisis del índice agregado por regiones naturales*

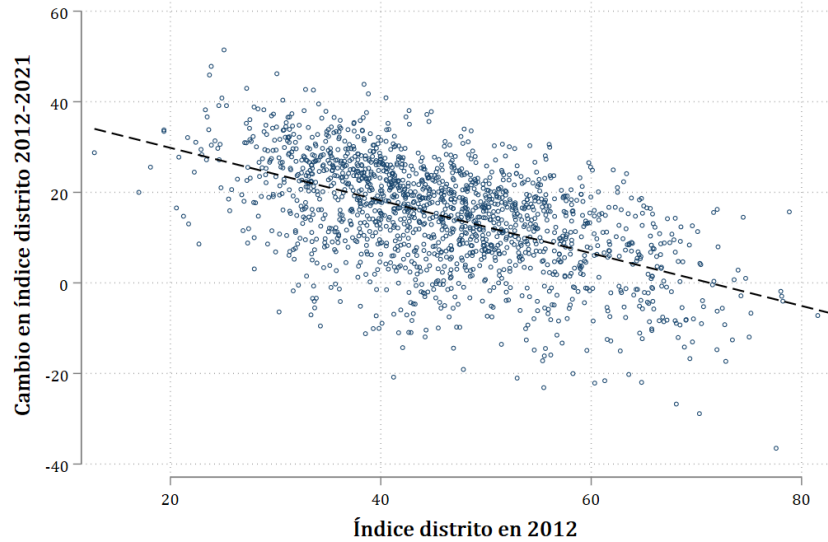
	Costa	Sierra	Selva	Nacional	Provincia de Lima
Nivel del índice promedio 2012-2021					
<i>Promedio</i>	62,8	53,2	57,1	55,7	73,3
<i>Mediana</i>	63,6	52,6	57,0	55,2	74,6
<i>Mínimo</i>	38,1	32,1	31,9	31,9	62,7
<i>Máximo</i>	82,9	75,8	77,5	82,9	82,9
Cambio en el índice 2012-2021					
<i>Promedio</i>	13,1	14,9	15,8	14,7	16,3
<i>Mediana</i>	14,7	16,1	17,2	15,8	15,9
<i>Mínimo</i>	-36,5	-28,9	-14,9	-36,5	-12,0
<i>Máximo</i>	37,2	51,4	42,7	51,4	31,2
Distritos con mejora del índice entre 2012 y 2021 (% del total de cada grupo)	88,9 %	87,0 %	88,2 %	87,5 %	92,9 %
Total de municipalidades distritales	323	1 043	245	1 611	42

Nota: se utiliza la clasificación de la Encuesta Nacional de Hogares (INEI) para identificar la región natural de cada distrito. En la provincia de Lima, son 42 distritos porque se omite al distrito de Lima, ya que este es gestionado por la municipalidad provincial.

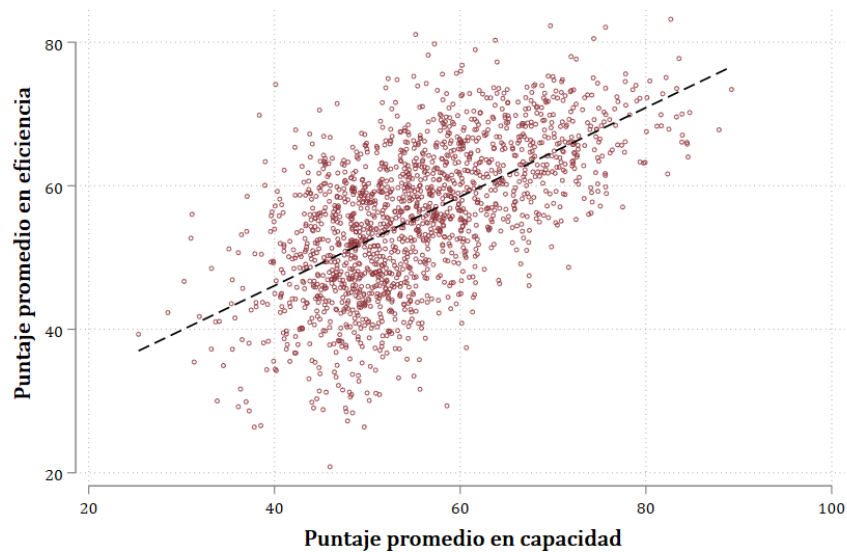
Por su parte, los Gráficos 8 y 9 arrojan resultados similares al caso de las municipalidades provinciales: (i) existe una relación negativa entre el valor del índice en 2012 y el cambio experimentando entre 2012 y 2021 y (ii) se evidencia una relación positiva entre los puntajes promedio obtenidos en ambas dimensiones.

5. AGENDA FUTURA DE INVESTIGACIÓN

Un objetivo adicional del presente documento es evidenciar el potencial de este índice para investigaciones relacionadas a gestión pública municipal. Esta sección presenta tres ejercicios exploratorios para mostrar las posibles historias que pueden ser contadas con el indicador.

GRÁFICO 8. *Municipalidades distritales: índice en 2012 y cambio en el índice entre 2012 y 2021*

Nota: el coeficiente de correlación es -0,54.

GRÁFICO 9. *Municipalidades distritales: puntaje promedio en la dimensión de eficiencia y puntaje promedio en la dimensión de capacidad, 2012-2021*

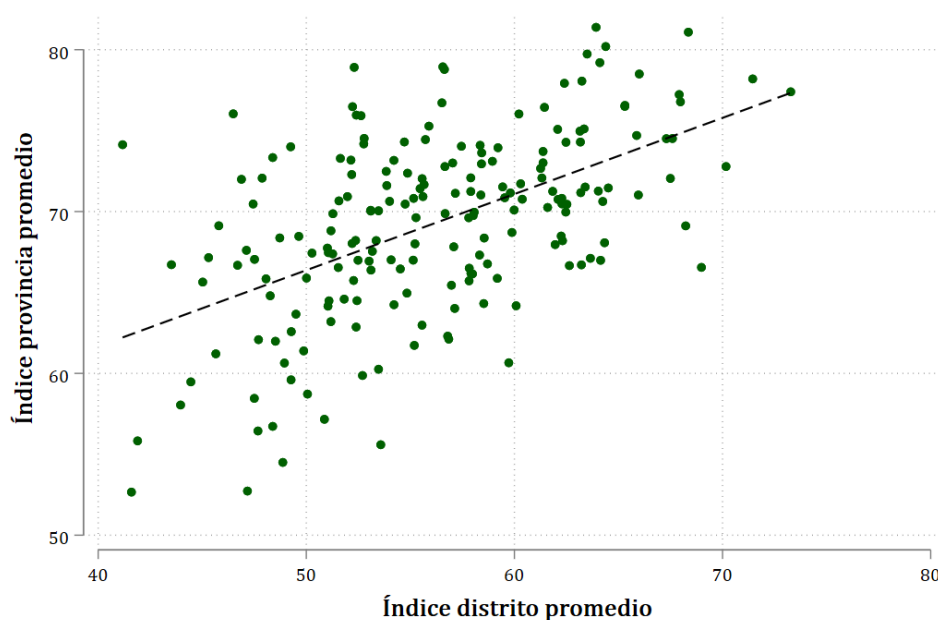
Nota: el coeficiente de correlación es 0,60.

5.1. ¿RELACIÓN ENTRE MUNICIPALIDAD PROVINCIAL Y MUNICIPALIDADES DISTRITALES?

El primer ejercicio consiste en evaluar si existe relación entre la calidad de la gestión pública a diferentes niveles de gobierno municipal en una misma área políticamente vinculante. En específico, se encuentra

que existe una relación positiva entre la calidad de la gestión pública promedio de los distritos dentro de una provincia y la calidad de gestión de la municipalidad provincial respectiva. El Gráfico 10 muestra esta relación para los índices promedio entre 2012 y 2021. Una hipótesis para esta relación sería que la municipalidad provincial se sitúa en un área con características similares a la de los distritos, de tal manera que todas se ven influenciadas por los mismos determinantes de la calidad. No obstante, también es posible que la calidad de la gestión a nivel provincial influya sobre las capacidades de las municipalidades distritales (por ejemplo, puede haber un proceso de aprendizaje o coordinación entre gobiernos subnacionales). Esta relación podría ser explorada en futuras investigaciones.

GRÁFICO 10. Puntaje promedio de municipalidades distritales dentro de una provincia y puntaje promedio de la respectiva municipalidad provincial, 2012-2021.



Nota: el coeficiente de correlación es 0,54.

5.2. ¿CALIDAD DE GESTIÓN PÚBLICA Y POBREZA MONETARIA?

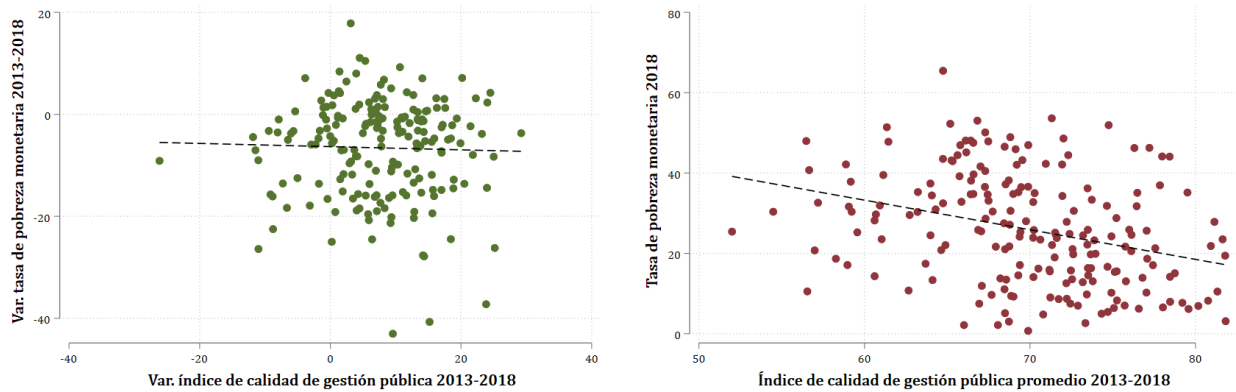
Un segundo ejercicio consiste en evaluar si existe relación entre la calidad de la gestión pública municipal y los resultados sociales observados en la localidad respectiva. En los paneles izquierdos de los Gráficos 11 y 12, se muestra la relación entre el cambio en el índice de calidad de la gestión pública y el cambio en la tasa de pobreza monetaria entre 2013 y 2018 a nivel provincial y distrital, respectivamente⁸. Por su parte, los paneles derechos exhiben la relación entre el puntaje promedio del índice de calidad de gestión entre 2013 y 2018 y la tasa de pobreza monetaria en 2018 para las provincias y distritos, respectivamente.

El análisis visual sugiere que los cambios en la calidad de la gestión no están relacionados con cambios en la tasa de pobreza, pero que menores niveles de pobreza coinciden débilmente con mayor calidad de gestión. Nuevamente, una primera hipótesis es que hay factores dentro de una localidad que generan una

⁸ Se trabaja con estos años debido a que el INEI publica los mapas de pobreza a nivel distrital y provincial para dichos periodos (<https://www.inei.gob.pe/cifras-de-pobreza/>).

menor pobreza y una mejor calidad de gestión pública en simultáneo. Por ejemplo, una localidad con alta dinámica económica puede atraer residentes de mayores ingresos (reducción de tasa de pobreza) y a la vez impulsar la demanda por mejoras en las competencias municipales y disponer de mayor capital humano para el trabajo en la municipalidad. No obstante, otra hipótesis es que una gestión de calidad facilita el desarrollo productivo de la localidad y la provisión adecuada de servicios públicos. Esto no sólo permitiría enriquecer a sus residentes (disminuyendo la pobreza monetaria), sino que también debería atraer a otros de mayores ingresos. Esta dinámica podría ser parte de una agenda de investigación futura.

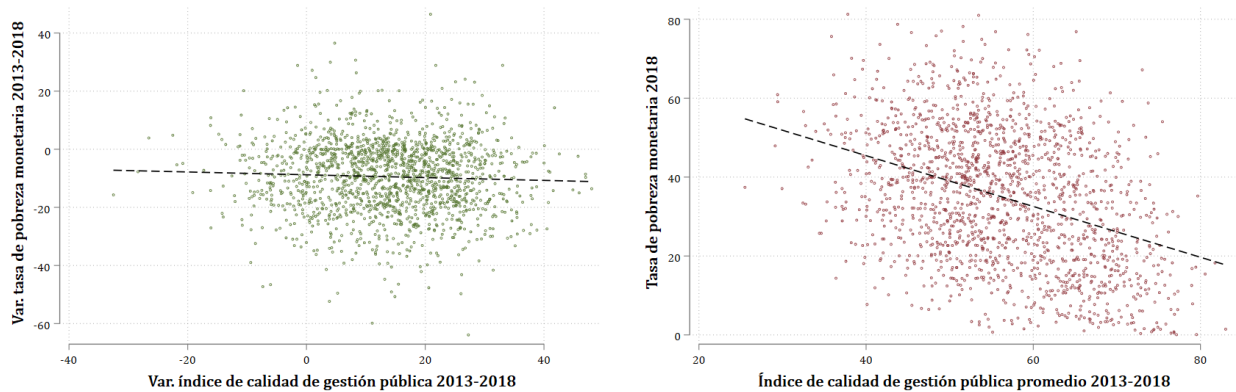
GRÁFICO 11. *Municipalidades provinciales: calidad de gestión pública y pobreza monetaria*



(A) Cambio en el índice de calidad de gestión pública y (B) Índice de calidad de gestión pública promedio y tasa de pobreza monetaria en 2018 (%)

Nota: el coeficiente de correlación en el Panel (b) es -0,32.

GRÁFICO 12. *Municipalidades distritales: calidad de gestión pública y pobreza monetaria*



(A) Cambio en el índice de calidad de gestión pública y (B) Índice de calidad de gestión pública promedio y tasa de pobreza monetaria en 2018 (%)

Nota: el coeficiente de correlación en el Panel (b) es -0,37.

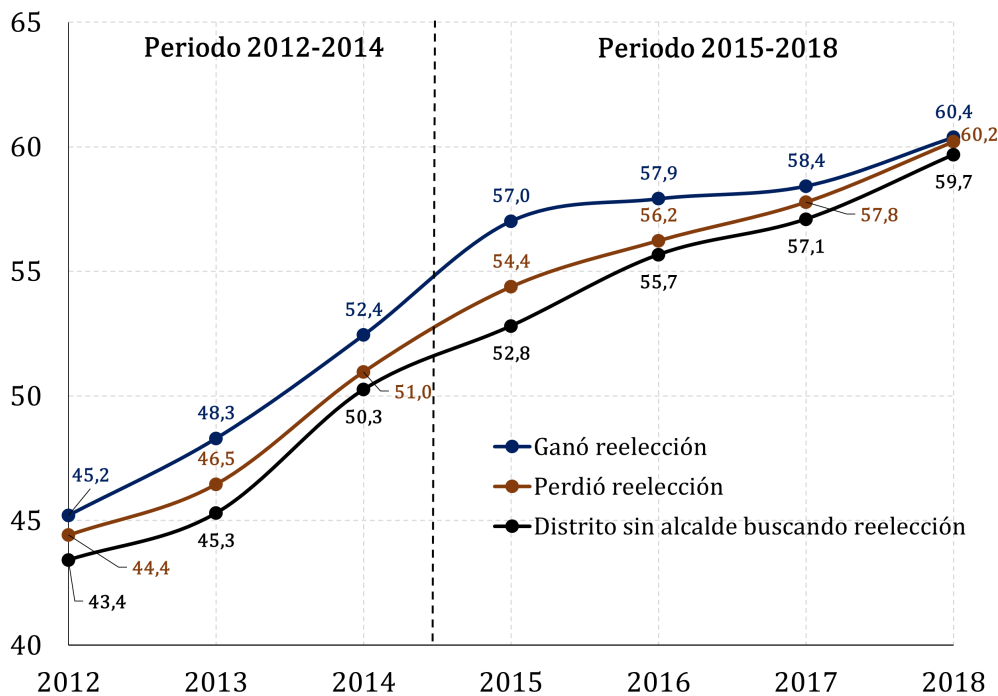
5.3. ¿CALIDAD DE LA GESTIÓN PÚBLICA Y REELECCIÓN DE ALCALDES?

Finalmente, el último ejercicio explora la relación entre la reelección de autoridades y la calidad de la gestión pública a nivel de distritos. Para el ejercicio, se tomaron datos sobre las elecciones regionales y municipales de 2014⁹, las últimas que se hicieron en Perú antes de prohibirse la reelección de mandatarios a nivel subnacional. Las elecciones definieron quiénes asumirían el mandato entre 2015 y 2018 (el periodo de gobierno previo fue de 2011 a 2014). En el periodo 2012-2018, hay 1 640 distritos con información suficiente para computar el índice de calidad de gestión pública (en 2014, año electoral, existían 1 643 distritos). De estos 1 640 distritos, 682 no tuvieron un alcalde buscando reelección (42 %). Por su parte, de los 958 que sí tuvieron un mandatario aspirando a un segundo periodo de gobierno, solo en 297 se reeligió a los alcaldes (tasa de reelección de 31 %).

En el Gráfico 13, se agrupa a los distritos en tres grupos: (1) aquellos donde el alcalde que buscó reelegirse ganó la elección, (2) aquellos donde el alcalde que buscó reelegirse perdió la elección y (3) aquellos donde el alcalde incumbente no buscó la reelección. Se observa que los distritos donde el alcalde ganó la reelección poseían una calidad promedio de gestión pública mayor en los años previos a las Elecciones Municipales que el resto de distritos. Curiosamente, los distritos donde el alcalde no buscó reelegirse fueron también los distritos con menor desempeño en términos de calidad de gestión en años previos. El mismo gráfico también muestra que, en los distritos donde el alcalde se reeligió, continuó habiendo una calidad de gestión pública mayor en los años inmediatamente posteriores a las Elecciones Municipales. Esta diferencia, sin embargo, parece disiparse hacia 2018 (final del mandato).

De tal forma, el índice de calidad de gestión pública municipal podría ser utilizado en estudios positivos que busquen identificar el efecto de la reelección sobre la gestión o los determinantes de la probabilidad de que un alcalde sea reeligido. También podría ser utilizado para cuestiones normativas; en específico, para evaluar la idoneidad de la prohibición de la reelección de autoridades subnacionales.

⁹ Los resultados electorales están en la página de la Oficina Nacional de Procesos Electorales (<https://www.web.onpe.gob.pe/modElecciones/elecciones/elecciones2014/PRERM2014/Resumen-GeneralMunicipal-Distrital-EM.html>).

GRÁFICO 13. Municipalidades distritales: Índice de calidad de gestión municipal según resultado de las Elecciones Municipales 2014

Nota: los datos de resultados electorales se obtienen del sitio web de la Oficina Nacional de Procesos Electorales (ONPE).

6. COMENTARIOS FINALES

Esta investigación ha presentado un indicador para medir la calidad de la gestión pública a nivel de municipalidades distritales y provinciales en Perú entre los años 2012 y 2021. La motivación de este trabajo se basa en la importancia de la calidad de la gestión pública y se justifica en la ausencia de indicadores para medirla en la literatura. La construcción del indicador involucra, en primera instancia, la definición del concepto de calidad de una gestión pública. Para ello, se establece que una gestión pública de calidad debe ser como mínimo eficiente en la administración de sus recursos y capaz de brindar servicios públicos y ejecutar políticas públicas.

Los resultados muestran que hubo una ligera mejora en la calidad de la gestión pública entre 2012 y 2021, aún cuando tanto municipalidades distritales como provinciales experimentaron un retroceso en 2019. Gráficamente se muestra que las municipalidades con menor índice de calidad en 2012 experimentaron, en promedio, un mayor crecimiento del índice entre 2012 y 2021. De la misma forma, las municipalidades que experimentan niveles más altos de eficiencia también registraron, en promedio, más puntaje en la dimensión de capacidad. Finalmente, se constató que las municipalidades provinciales y distritales de la costa poseen mayor calidad promedio de gestión pública, mientras que las de la selva son las que han experimentado mejoras más amplias entre 2012 y 2021.

La principal limitante que se encontró para la construcción del índice recae en la variabilidad y

escasa consistencia en la estructura de la encuesta del RENAMU. Desde sus inicios en 2004, la estructura del formulario del RENAMU para municipalidades provinciales y distritales ha sido consistentemente modificada. En particular, se observa un intento por mejorar el diseño de la encuesta (simplificar preguntas, disminuir opciones, etc.) pero también de incluir más temas. Esto implica en la práctica el descarte de información valiosa para medir la calidad de la gestión a través del tiempo, ya sea porque no se vuelve a preguntar sobre el tema o porque recién se preguntó a partir de cierto año. Igualmente, ha habido la necesidad de hacer comparables preguntas que son similares pero no idénticas entre años (por ejemplo, en las preguntas sobre planes estratégicos se evalúa exclusivamente sobre las opciones de respuesta que se mostraban en el formulario de todos años).

Por otro lado, una línea de mejora para este índice en la dimensión de eficiencia consiste en implementar el uso de variables que puedan medir mejor los procesos. Para esta propuesta, se ha recurrido a aproximar la eficiencia en la administración de recursos con variables observadas o “logros”. Así, se asume que hay mayor eficiencia cuando la gestión posee acceso a tecnologías de información, capital humano con habilidades, planificación y respuesta en caso de desastres. A futuro, el índice podría ser más preciso si se empiezan a medir también cuestiones relacionadas con el proceso mismo (estructura interna de la organización, manejo de los recursos humanos, calidad de los insumos adquiridos, entre otros). Esto requeriría utilizar nuevas bases datos, ya que el RENAMU no considera esto.

Queda pendiente explorar a más detalle las causas detrás de la caída en la calidad de gestión pública en 2019 y la escasa recuperación en el periodo 2020-2021. En el documento, se encuentra un retroceso en el acceso a tecnologías de información e instrumentos de planeamiento para municipalidades distritales y provinciales. En el caso de distritos, también aparece una caída en las habilidades de los recursos humanos (más solicitudes de asistencia técnica). Lo anterior puede ser debido a cambios estructurales en la gestión (puede que ya no se utilicen tantos sistemas informáticos o planes), o puede que responda al cambio de gobiernos municipales que se dieron en 2018 (se menciona esta hipótesis ya que en esas elecciones no hubo reelección, como sí pasó en 2014).

Finalmente, este indicador puede ser utilizado para investigaciones sobre la gestión pública municipal. En particular, se muestra evidencia incipiente de una relación positiva y estrecha de la calidad de gestiones distritales y provinciales dentro de un mismo territorio, de una relación negativa entre la calidad de la gestión pública y la tasa de pobreza monetaria de las localidades, y de una relación positiva entre la calidad de gestión antes de las elecciones de 2014 y la reelección de autoridades.

REFERENCIAS

Banco Mundial (2020). *Doing Business 2020. Comparing business regulation in 190 economies*. World Bank Publications. The World Bank Group.

Comisión Europea (2015). *Quality of Public Administration. A Toolbox for Practitioners*. European Union.

Marcel, M., Guzmán, M., y Sanginés, M. (2014). *Presupuestos para el desarrollo en América Latina*. IDB Publications. Inter-American Development Bank.

ANEXOS

A. RÁNKING DE MUNICIPALIDADES PROVINCIALES SEGÚN ÍNDICE PROMEDIO 2012-2021

Ránking superior				Ránking inferior			
Puesto	Región	Provincia	Puntaje	Puesto	Región	Provincia	Puntaje
1	LIMA	BARRANCA	81,4	186	AREQUIPA	CONDESUYOS	58,5
2	CUSCO	CUSCO	81,1	187	LIMA	CAJATAMBO	58,0
3	JUNIN	SATIPO	80,2	188	ANCASH	AIJA	57,2
4	TACNA	TACNA	79,7	189	AYACUCHO	VICTOR FAJARDO	56,7
5	PIURA	SULLANA	79,2	190	ANCASH	OCROS	56,4
6	JUNIN	HUANCAYO	78,9	191	ANCASH	CORONGO	55,8
7	CAJAMARCA	CELENDIN	78,9	192	LIMA	CANTA	55,6
8	SAN MARTIN	SAN MARTIN	78,8	193	TACNA	CANDARAVE	54,5
9	UCAYALI	CORONEL PORTILLO	78,5	194	LIMA	YAUYES	52,7
10	CALLAO	CALLAO	78,2	195	LA LIBERTAD	BOLIVAR	52,7

Nota: se omite la provincia de Putumayo (Loreto) por falta de información para el periodo completo.

B. RÁNKING DE MUNICIPALIDADES DISTRITALES SEGÚN ÍNDICE PROMEDIO 2012-2021

Ránking superior				
Puesto	Región	Provincia	Distrito	Puntaje
1	LIMA	LIMA	LINCE	82,9
2	LIMA	LIMA	MIRAFLORES	81,3
3	LIMA	LIMA	LOS OLIVOS	80,7
4	LIMA	LIMA	LURIGANCHO	78,9
5	LIMA	LIMA	SAN BORJA	78,6
6	LIMA	LIMA	SAN ISIDRO	78,4
7	LIMA	LIMA	ATE	77,8
8	JUNIN	SATIPO	MAZAMARI	77,5
9	LIMA	LIMA	CARABAYLLO	77,5
10	PASCO	OXAPAMPA	VILLA RICA	77,4
Ránking inferior				
Puesto	Región	Provincia	Distrito	Puntaje
1602	AMAZONAS	CHACHAPOYAS	CHILIQVIN	34,7
1603	AREQUIPA	LA UNION	SAYLA	34,0
1604	ANCASH	HUARMAY	MALVAS	33,4
1605	AMAZONAS	RODRIGUEZ DE MENDOZA	COCHAMAL	33,4
1606	AMAZONAS	CHACHAPOYAS	OLLEROS	33,4
1607	HUANCAVELICA	HUANCAVELICA	HUAYLLAHUARA	33,0
1608	LIMA	YAUYES	CHOCOS	32,7
1609	AYACUCHO	HUANCA SANCOS	CARAPO	32,6
1610	LIMA	YAUYES	HUAÑEC	32,1
1611	LA LIBERTAD	PATAZ	ONGON	31,9

Nota: se omiten los distritos de Santa Rosa (Rodríguez De Mendoza, Amazonas), Cocabamba (Luya, Amazonas), Cochabamba (Huaraz, Ancash), Cajamarquilla (Ocros, Ancash), El Porvenir (Chincheros, Apurímac), Jose María Arguedas (Andahuaylas, Apurímac), Los Chankas (Chincheros, Apurímac), Rochacc (Chincheros, Apurímac), Choco (Castilla, Arequipa), Oroncco (La Mar, Ayacucho), Uchuraccay (Huanta, Ayacucho), Pucacolpa (Huanta, Ayacucho), Canayre (Huanta, Ayacucho), Andres Avelino Caceres Dorregaray (Huamanga, Ayacucho), Santiago De Pischa (Huamanga, Ayacucho), Anchiuay (La Mar, Ayacucho), Chaca (Huanta, Ayacucho), Chungui (La Mar, Ayacucho), Guzmango (Contumaza, Cajamarca), Mi Peru (Callao, Callao), Quiñota (Chumbivilcas, Cusco), Yaurisque (Paruro, Cusco), Checca (Canas, Cusco), Villa Kintiarina (La Convencion, Cusco), Inkawasi (La Convencion, Cusco), Mollepata (Anta, Cusco), Villa Virgen (La Convencion, Cusco), Megantoni (La Convencion, Cusco), Pilchaca (Huancavelica, Huancavelica), Santo Domingo De Capillas (Huaytara, Huancavelica), Quichuas (Tayacaja, Huancavelica), Santiago De Tucuma (Tayacaja, Huancavelica), Pichos (Tayacaja, Huancavelica), Roble (Tayacaja, Huancavelica), Andaymarca (Tayacaja, Huancavelica), Paucara (Acobamba, Huancavelica), Santo Domingo De Anda (Leoncio Prado, Huanuco), Pueblo Nuevo (Leoncio Prado, Huanuco), La Morada (Marañon, Huanuco), San Pablo De Pillao (Huanuco, Huanuco), Castillo Grande (Leoncio Prado, Huanuco), Santa Rosa De Alto Yanajanca (Marañon, Huanuco), Huacar (Ambo, Huanuco), Pucayacu (Leoncio Prado, Huanuco), Vizcatán Del Ene (Satipo, Junin), Huay-Huay (Yauli, Junin), Carampoma (Huarochiri, Lima), San Joaquín (Yauyos, Lima), Tupe (Yauyos, Lima), Viñac (Yauyos, Lima), Caca (Yauyos, Lima), Yaguas (Putumayo, Loreto), Teniente Manuel Clavero (Putumayo, Loreto), Putumayo (Maynas, Loreto), Teniente Manuel Clavero (Maynas, Loreto), Teniente Cesar Lopez Rojas (Alto Amazonas, Loreto), Rosa Panduro (Putumayo, Loreto), Palcazu (Oxapampa, Pasco), Veintiseis De Octubre (Piura, Piura), Huayrapata (Moho, Puno), San Miguel (San Roman, Puno), Quilcapuncu (San Antonio De Putina, Puno), Antauta (Melgar, Puno), Phara (Sandia, Puno), Conima (Moho, Puno), Piscocayacu (Huallaga, San Martín), La Yarada Los Palos (Tacna, Tacna), Alexander Von Humboldt (Padre Abad, Ucayali), y Neshuya (Padre Abad, Ucayali) por falta de información para el periodo completo.

C. ANEXO METODOLÓGICO

Para la construcción del índice de calidad de gestión pública municipal, se hace uso de un total de 14 indicadores. A continuación, se detalla el tratamiento que se le da a cada indicador individualmente.

C.1. ACCESO A TECNOLOGÍAS DE LA INFORMACIÓN

Acceso a servicio de internet: la variable toma el valor de 1 si la municipalidad reporta tener acceso a internet, y 0 en caso contrario.

Uso de sistemas informáticos implementados por la municipalidad: la variable toma el número de sistemas informáticos implementados por la municipalidad. En total, se toman 11 sistemas informáticos sobre los cuales se pregunta todos los años (es decir, el máximo valor posible es 11). Los 11 sistemas informáticos son: Trámite documentario, Presupuesto, Abastecimiento, Contabilidad, Tesorería, Personal, Renta y administración tributaria, Catastro, Licencia de Funcionamiento, Biblioteca y Registro Civil.

C.2. HABILIDAD DE LOS RECURSOS HUMANOS

Requerimientos de asistencia técnica: la variable toma el valor del número de asistencias técnicas que la municipalidad dice haber solicitado como porcentaje del total de asistencias técnicas sobre la cual el RENAMU pregunta. Es decir, el máximo valor es 100 % (en este caso, a mayor valor de la variable, menor calidad de gestión). Esta forma particular de procesar el indicador se debe a que el RENAMU varía año a año los tipos de asistencia técnica sobre los cuales pregunta, así como el número total de asistencias técnicas sobre las que indaga. Algunos ejemplos de asistencia técnica son: acondicionamiento territorial y desarrollo urbano, administración tributaria municipal, catastro urbano y rural, entre otros.

C.3. PLANIFICACIÓN

Uso de planes estratégicos: la variable toma el valor del número de planes estratégicos implementados por la municipalidad. En total, se consideran tres tipos de plan: plan de desarrollo municipal concertado, plan estratégico institucional, y plan de desarrollo económico local. Es decir, el máximo valor que puede tomar el indicador es 3.

Uso de instrumentos de desarrollo urbano y/o rural: la variable toma el valor del número de instrumentos de desarrollo urbano y/o rural utilizados por la municipalidad. Se consideran tres instrumentos: plan de acondicionamiento territorial de nivel provincial (solo para municipalidades provinciales), plan de desarrollo urbano y plan de desarrollo rural. Es decir, el máximo valor que puede tomar el indicador es 3 para municipalidades provinciales, y 2 para distritales.

Uso de instrumentos de gestión de recursos humanos: la variable toma el valor del número de instrumentos de gestión de recursos humanos utilizados por la municipalidad. Se consideran cinco instrumentos: plan de desarrollo de capacidades, reglamento de organización y funciones, manual de organización y funciones, cuadro de asignación de personal, y manual de procedimientos. De tal forma, el máximo valor posible es 5.

C.4. GESTIÓN DEL RIESGO DE DESASTRES

Uso de plan para la gestión del riesgo de desastres: la variable toma el valor de 1 si la municipalidad reporta tener un plan para la gestión del riesgo de desastres, y 0 de otra forma. Hasta el año 2020, el RENAMU preguntaba directamente a las municipalidades si contaban con este plan. A partir de 2021, se pregunta por la Unidad de Gestión de Riesgo de Desastres.

C.5. PROCEDIMIENTOS ADMINISTRATIVOS

Implementación del Texto Único de Procedimientos Administrativos (TUPA): la variable toma el valor de 1 si la municipalidad ha implementado el TUPA, y 0 de otra forma.

Plazo de atención para atender solicitudes administrativas: la variable toma el valor del número de días requeridos para atender solicitudes administrativas. Se incluye siete solicitudes: licencia de funcionamiento para establecimientos con área de hasta 100 m², licencia de edificación para viviendas de hasta 5 pisos o 3 000 m², autorización para interferir temporalmente el tránsito en la vía pública por ejecución de obras, copias certificadas de partida de nacimiento, defunción y matrimonio, y copia fotostática simple.

En este caso, se trata a cada solicitud de forma separada. Por ejemplo, se toma el número de días para la copia fotostática y se normaliza utilizando la fórmula previamente descrita en función del máximo y mínimo de días registrados para esta solicitud administrativa. Se hace lo mismo para las otras seis solicitudes administrativas, y luego se promedian los puntajes para tener un único valor del indicador. Cabe mencionar que, en este caso, mayor número de días implica una peor gestión municipal.

Número de canales de atención disponibles al ciudadano: la variable toma el valor del número de canales de atención disponibles al ciudadano. Se consideran seis canales de atención: atención en ventanilla y/o mesa de partes, línea de telefonía fija y/o móvil, correo electrónico, buzón de sugerencias, libro de reclamaciones, y otro canal de atención (si se reportan más canales de atención, igual suman uno a través del "otro canal de atención"). Es decir, el máximo valor es 6.

C.6. SERVICIOS PÚBLICOS

Frecuencia de recojo de residuos sólidos en el distrito: en el RENAMU, hay cuatro niveles de frecuencia de recojo de residuos sólidos: una vez por semana, dos veces por semana, interdiaria, y diaria. El indicador toma el máximo valor si la frecuencia es diaria.

Cobertura del servicio de recojo de residuos sólidos en el distrito: en el RENAMU, hay cuatro niveles de cobertura del servicio de recojo de residuos sólidos: menos de 25 %, de 25 % a 49 %, de 50 % a 74 %, y de 75 % a 100 %. El indicador toma el máximo valor si la cobertura es de 75 % a 100 %. En algunos años, se pregunta por dentro y fuera de la capital del distrito, en cuyo caso se promedian las coberturas.

Prestación de servicios de serenazgo: la variable toma el valor de 1 si la municipalidad presta el servicio de serenazgo, y 0 de otro modo.

C.7. MONITOREO Y FISCALIZACIÓN

Operativos de control: la variable toma el número de operativos de control que realizó la municipalidad. En total, se consideran 11 posibles operativos: control de aseo, higiene y salubridad de establecimientos, control de verificación de pesas y medidas, control de comercio ambulante, control de vigencia de licencia de funcionamiento, control de vigencia de licencia de edificación, control de certificado de inspección técnica de seguridad en edificaciones, control de anuncios publicitarios, control de transporte urbano, control de tránsito vehicular en coordinación con la Policía Nacional del Perú, control de emisión de humos y gases tóxicos, y control de ruidos molestos. Es decir, el máximo valor posible es 11.

C.8. EJECUCIÓN DEL PRESUPUESTO

Ejecución del presupuesto de la municipalidad: la variable toma la ejecución devengada como porcentaje del presupuesto institucional modificado (PIM). El máximo valor posible es 100 %. A diferencia del resto de variables, para comparaciones intertemporales, en este caso se fija el y_{max} como 100, independiente de cuánto haya sido el

avance máximo logrado entre las municipalidades.

Página en blanco



CONVOCATORIA PARA PUBLICACIÓN EN LA REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS

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

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

INSTRUCCIONES PARA AUTORES

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Comité Editorial
Revista Estudios Económicos
Banco Central de Reserva del Perú



REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS

NÚMERO 41 - Abril 2023

Historia Monetaria y Cambiaria de la República del Perú: Una Aproximación. *Gonzalo Pastor*

Análisis de la Versión Débil de la Hipótesis del Mercado Eficiente en el Perú. *Freddy Espino*

Historia de Dos Pobrezas en Perú: de lo Monetario a lo Multidimensional. *Luis Eduardo Castillo y Mario Huarancca*

NÚMERO 40 - Diciembre 2022

Los Efectos de la Política Fiscal sobre la Actividad Económica en el Perú. *Teresa Castillo y Erick Lahura*

La Migración Interna en el Perú, 2012 – 2017. *Mario Huarancca, Willy Alanya y Renzo Castellares*

Análisis de Efectos Macroeconómicos Regionales ante la Suspensión del Reintegro Tributario en la Amazonía Peruana. *Fritz Gian Pier Alva Da Silva y Mario André López Rojas*

NÚMERO 39 - Diciembre 2020

Desarrollo del mercado financiero y política monetaria: la experiencia peruana. *Renzo Rossini, Carlos Montoro y Miriam Luna*

Mapa de calor para el mercado financiero peruano. *Derry Quintana, Diego Chicana, Alex Cisneros, Rafael Nivín, Elmer Sánchez y Diego Yamunaqué*

Bono Demográfico, Productividad y Crecimiento Económico. *Mario Huarancca y Renzo Castellares*

NÚMERO 38 - Diciembre 2019

Una exploración de la estabilidad de la curva de Phillips en el Perú. *Youel Rojas Zea*

La curva de Phillips Neokeynesiana de una economía pequeña y abierta: Especificación, quiebres estructurales y robustez. *Juan Carlos Aquino*

¿Existe un tramo horizontal en la curva de Phillips? Perú 2005-2017. *Carlos Barrera Chaupis*

Vulnerabilidad financiera y escenarios de riesgo del PBI usando Growth at Risk (GaR). *Rocío Gondo*

NÚMERO 37 - Junio 2019

La comunicación de la política monetaria en los bancos centrales de América del Sur. *Paul Castillo, Rafael Herrada, Carlos Montoro y Fernando Pérez*

Cartera morosa en moneda extranjera y tipo de cambio real: Evidencia para el Perú, 2003-2018. *Erick Lahura y Freddy Espino*

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

NÚMERO 36 - Diciembre 2018

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

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

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

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

NÚMERO 35 - Junio 2018 _____

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

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

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

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

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>