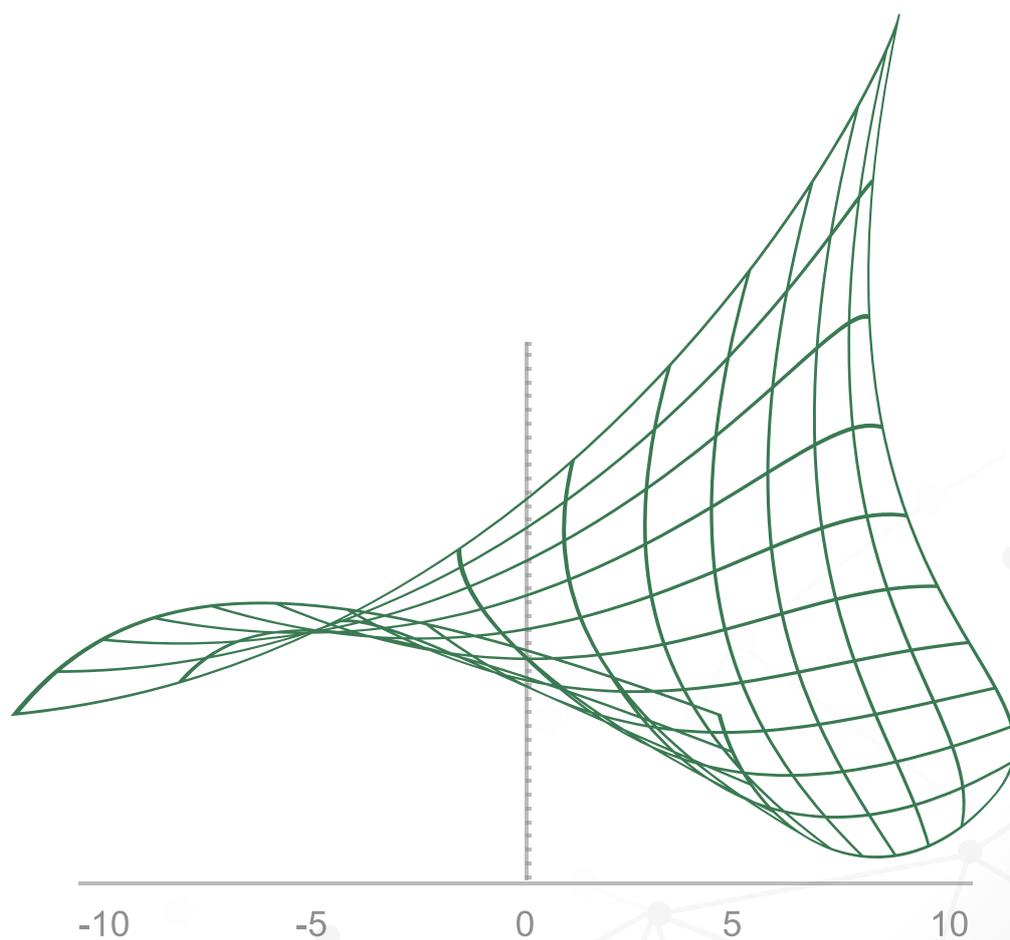




REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS



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

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

ESTUDIOS ECONÓMICOS

ISSN 1028-6438

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

ESTUDIOS ECONÓMICOS 38

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ



DICIEMBRE 2019

Página en blanco

ESTUDIOS ECONÓMICOS

38

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ



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

COMITÉ EDITORIAL

Adrián Armas
(Presidente del Comité Editorial)

Paul Castillo Carlos Montoro Fernando Vásquez Marco Vega

EDITORES ASOCIADOS

Marco Ortiz (Universidad del Pacífico)

Gabriel Rodríguez (Pontificia Universidad Católica del Perú)

Diego Winkelried (Universidad del Pacífico)

EDITORES DE PUBLICACIÓN

Diego Winkelried (Universidad del Pacífico) Jorge Morales

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

Página en blanco



CONTENIDO

Una exploración de la estabilidad de la curva de Phillips en el Perú 9 *Youel Rojas Zea*

Se explora empíricamente si la dinámica de la inflación y sus determinantes ha cambiado en el tiempo. En particular, se presta atención a la pendiente de la curva de Phillips para extraer evidencia de si un aplanamiento de esta curva puede explicar la aparente menor sincronización entre la inflación y la medida de presiones de demanda después del 2014 y, por tanto, una ausencia de desinflación. Sobre la base de estimaciones de una curva de Phillips no lineal, se encuentra poca evidencia de un cambio en la pendiente de esta curva. El periodo de ausencia desinflación puede explicarse por choques a las expectativas de inflación, un incremento en su importancia relativa y un aumento temporal en la inercia de la inflación.

La curva de Phillips Neokeynesiana de una economía pequeña y abierta: Especificación, quiebres estructurales y robustez 43 *Juan Carlos Aquino*

El presente documento evalúa empíricamente si la pendiente de la curva de Phillips con respecto a la brecha del producto se ha reducido. Se deriva una versión de la curva de Phillips Neokeynesiana para una economía pequeña y abierta (Galí y Monacelli, 2005) aumentada con rezagos para especificar una ecuación de estimación semi-estructural. Utilizando datos para la economía peruana, dicha ecuación es estimada mediante el Método Generalizado de Momentos (MGM) para el período que cubre el régimen de metas explícitas de inflación (enero 2002 - marzo 2019) y el período posterior a la Gran Crisis Financiera Global (enero 2008 - marzo 2019). Se encuentra que el parámetro de la pendiente se ha mantenido estable para ambos períodos de estimación. Además, el canal de expectativas ha cobrado mayor relevancia para el período poscrisis, un resultado que es consistente con la menor persistencia de la dinámica inflacionaria. Los resultados son también consistentes con la presencia de homogeneidad nominal de largo plazo en ambas muestras de estimación.

¿Existe un tramo horizontal en la curva de Phillips? Perú 2005-2017 61*Carlos Barrera Chaupis*

Se analiza si la existencia de un tramo relativamente horizontal en la curva de Phillips puede explicar una baja reacción de la inflación agregada. Se parte de un modelo lineal semi-estructural para las curvas de Phillips regionales, donde el parámetro asociado a la brecha del producto en la curva agregada está identificado a pesar de que las acciones compensatorias de política monetaria siguen una regla óptima. La versión no lineal de dicho modelo regional permite que la relación entre la inflación y la brecha del producto cambie de manera continua, según el rango de variación de la brecha del producto, pudiendo suceder que la curva de Phillips regional contenga un tramo relativamente horizontal. La evidencia empírica (i) no favorece la hipótesis de que el parámetro principal sea nulo en los modelos lineales y en el modelo no lineal que considera heterocedasticidad regional, y (ii) solo el modelo no lineal que asume homocedasticidad regional favorece la hipótesis de que existe de un tramo horizontal.

Vulnerabilidad financiera y escenarios de riesgo del PBI usando Growth at Risk (GaR) .. 81*Rocío Gondo*

Este trabajo analiza empíricamente el impacto de las variables financieras en el crecimiento del PBI en escenarios de riesgo. Para ello, se usan datos de Perú y se estiman las pérdidas en el crecimiento del PBI ante escenarios de riesgo extremo usando la metodología de "Growth at Risk" de Adrian y otros (2019). Se consideran 3 categorías de riesgos financieros: apalancamiento, precios de activos domésticos y variables externas. Los resultados muestran que un crecimiento excesivo del crédito y de los precios de activos son indicadores de un deterioro de las condiciones financieras futuras y de una desaceleración en el crecimiento del PBI en escenarios de crisis para distintos horizontes. Asimismo, incluir variables financieras mejora la proyección del PBI bajo escenarios de crisis, tal como lo observado durante la Crisis Financiera Global de 2008-2009.



CONTENTS

An exploration of the stability of the Phillips curve in Peru 9

Youel Rojas Zea

This paper empirically explores whether the dynamics of inflation and its determinants have changed over time in Peru. The analysis focuses on the slope of the Phillips curve to seek for evidence whether a flattening of this curve can explain the apparent lower synchronization between inflation and measures of demand pressure after 2014, and therefore an absence of disinflation. Based on estimates of a nonlinear Phillips curve, no evidence is found supporting a change in its slope. The period of absence of disinflation may be better explained by shocks to inflation expectations, an increase in the relative weight of the inflation expectation component in the Phillips curve and a temporal rise in inflation inertia.

The small open economy new Keynesian Phillips Curve: Specification, structural breaks and robustness 43

Juan Carlos Aquino

This paper empirically assesses the concern on whether the slope of the Phillips curve with respect to the output gap has decreased. A semi-structural estimation equation is obtained from a small open economy New-Keynesian Phillips curve (Galí and Monacelli, 2005) augmented with lags. For the Peruvian economy, such equation is estimated *via* the Generalized Method of Moments for the inflation targeting regime period (January 2002 - March 2019) and the post-Global Financial Crisis period (January 2008 - March 2019) periods. The results show that the slope parameter has remained stable for both estimation periods. Moreover, the expectation channel has gained more relevance for the post-crisis period, a result that is consistent with a lower persistence of inflation dynamics. Our results are also consistent with the presence of long run nominal homogeneity across estimation samples.

Does a horizontal section exist in the Phillips Curve? Peru 2005-2017 61

Carlos Barrera Chaupis

The paper investigates whether the existence of a relatively horizontal section in the Phillips curve can explain a low reaction of aggregate inflation. The paper starts with the linear semi-structural model for regional Phillips curves, where the parameter associated with the output gap in the aggregate curve is identified despite the fact that offsetting monetary policy actions follow an optimal rule. The paper then proposes a nonlinear version of this regional model that allows a changing inflation-output gap relationship that depends on the range of variation of the output gap, which allows for the existence of a relatively horizontal section in the regional Phillips curve. The empirical evidence (i) does not favor the hypothesis that the main parameter is null in the linear models and in the non-linear model that considers regional heteroskedasticity, and (ii) only the non-linear model that assumes regional homoskedasticity supports the hypothesis that there is a horizontal section.

Financial vulnerability and risk scenarios of GDP using Growth at Risk (GaR). 81

Rocío Gondo

This paper empirically analyzes the impact of financial variables on GDP growth in risk scenarios. For this purpose, data from Peru are used and the losses in GDP growth are estimated in the face of extreme risk scenarios using the so-called “Growth at Risk” methodology proposed by Adrian et al. (2019). Three categories of financial risks are considered: leverage, prices of domestic assets and external variables. The results show that an excessive growth of credit and asset prices are indicators of a deterioration of future financial conditions and a slowdown in GDP growth in crisis scenarios for different horizons. Also, including financial variables improves the projection of GDP under crisis scenarios, as observed during the Global Financial Crisis of 2008-2009.



Una exploración de la estabilidad de la curva de Phillips en el Perú

YOUEL ROJAS ZEA*

Se explora empíricamente si la dinámica de la inflación y sus determinantes ha cambiado en el tiempo. En particular, se presta atención a la pendiente de la curva de Phillips para extraer evidencia de si un aplanamiento de esta curva puede explicar la aparente menor sincronización entre la inflación y la medida de presiones de demanda después del 2014 y, por tanto, una ausencia de desinflación. Con base en estimaciones de una curva de Phillips no lineal, se encuentra poca evidencia de un cambio en la pendiente de la curva de Phillips. El periodo de desinflación puede explicarse por choques a las expectativas de inflación, un incremento en su importancia relativa y un incremento temporal de la inercia en la inflación.

Palabras Clave : Inflación, brecha del producto, parámetros cambiantes
Clasificación JEL : C13, E31, E32

La relación entre inflación y brecha del producto, que se describe mediante una curva de Phillips, tiene un rol relevante en el quehacer de política monetaria (Galí, 2008). Los bancos centrales consideran a esta ecuación fundamental para comprender y simular escenarios de los posibles efectos de acciones de política monetaria sobre la inflación, en respuesta a eventos exógenos. Sin embargo, la magnitud de tales acciones es condicional a los parámetros que gobiernan la curva de Phillips, los cuales podrían ser constantes o variantes en el tiempo.

En este artículo se explora empíricamente si la dinámica de la inflación y sus determinantes ha cambiado en el tiempo. En particular, el análisis se centra en la pendiente de la curva de Phillips, la cual mide la sensibilidad de la inflación a cambios en la brecha del producto. Si los demás coeficientes (que relacionan a la inflación con la inflación esperada y otros determinantes) no son estables en el tiempo, esto puede reflejar que la interrelación entre inflación y brecha del producto puede cambiar según el estado de la economía, ya sea por características especiales de periodos de recesión o expansión; o por modificaciones en la importancia relativa de otras variables que afectan la inflación; o por cambios estructurales; o debido a las fuentes de variación exógena que enfrenta la economía (Bigio y Salas, 2006; Coibion y Gorodnichenko, 2015; Gagnon y Collins, 2019; Galí y Gambetti, 2018; Lindé y Trabandt, 2019; Vega y Winkelried, 2006).

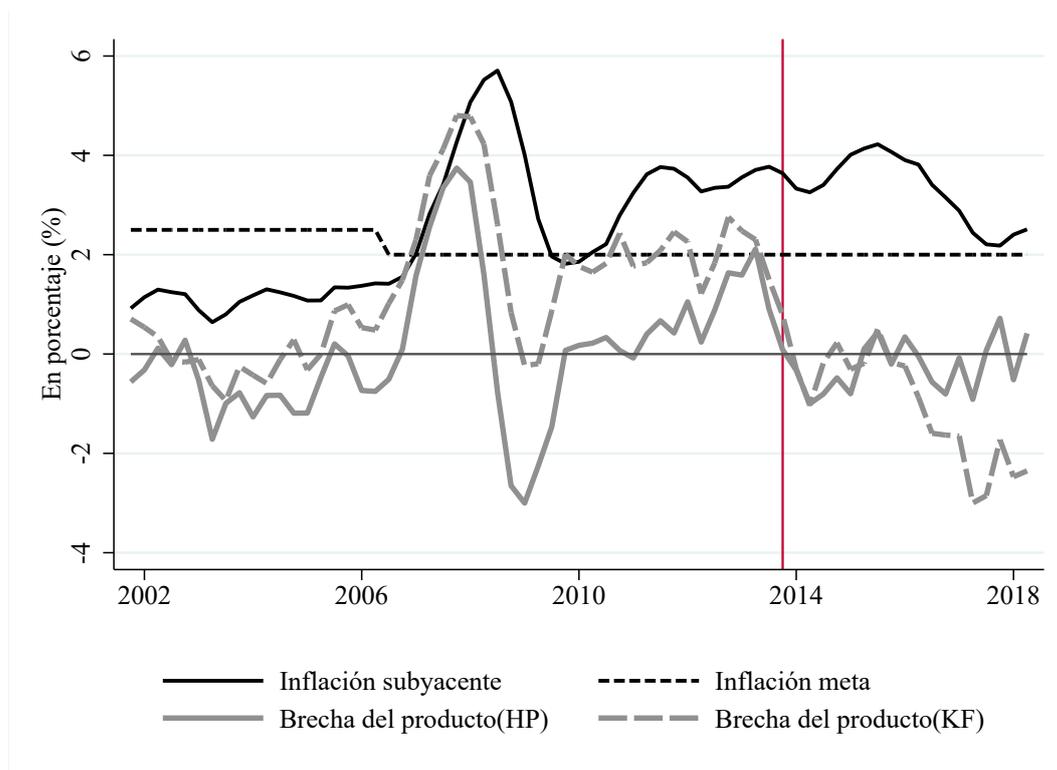
* Rojas: Banco Central de Reserva del Perú (correo electrónico: youel.rojas@bcrp.gob.pe).

Agradezco a Carlos Barrera, Paul Castillo, Alex Contreras, David Florián, Fernando Pérez, Alan Ledesma y Hugo Vega por sus importantes comentarios y sugerencias. Asimismo, extendiendo las gracias a otros asistentes del Seminario de Investigación Económica BCRP y del Encuentro de Economistas 2019. Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden al autor y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Reserva del Perú.

Un cambio en la relación entre la inflación y la brecha del producto parece haberse presentado en el periodo 2014T2-2018T1, denominado periodo de “ausencia de desinflación”, el cual estuvo caracterizado por brechas del producto negativas e inflaciones elevadas. Como se observa en el Gráfico 1, luego de 2014T2, la relación entre la inflación y la brecha del producto se tornó más débil. La brecha del producto¹ cayó de 2.11 en 2013T4 a -0.32 en 2014T3, y se ubicó en un promedio de -0.38 para el periodo 2014T3-2016T2 (que es una diferencia negativa de 1.49 respecto al promedio de 1.11 para el periodo 2012T3-2014T2). En contraste, la inflación subyacente anual fue en promedio 3.77 por ciento, algo mayor al promedio de 3.54 por ciento de los trimestres previos (entre 2012T4 y 2014T1). Así, a partir de 2014T3, la inflación subyacente se encuentra menos correlacionada con la brecha del producto.

Esta menor sincronización positiva entre ambas variables podría sugerir que la curva de Phillips se ha aplanado. Sin embargo, otras explicaciones son plausibles para este fenómeno: i) cambios en el nivel de la curva de Phillips debido a choques en las expectativas de inflación o choques de costos (Coibion y Gorodnichenko, 2015; Galí, 2008); o ii) no linealidades de la curva de Phillips que dependen del estado de la economía (Gagnon y Collins, 2019; Lindé y Trabandt, 2019).

GRÁFICO 1. Inflación y brecha del producto: ausencia de desinflación



NOTAS: Datos trimestrales, 2000T1-2018T4. La inflación subyacente es medida como la variación porcentual anual del IPC subyacente por exclusión. La inflación meta se refiere al valor central del rango meta de inflación anunciado por el Banco Central de Reserva del Perú. La brecha del producto HP es el ciclo HP aplicado al logaritmo del PBI desestacionalizado, con un factor de suavizamiento de 1600. La brecha del producto KF es la estimación de brecha del producto mediante un filtro de Kalman no lineal.

En este artículo se busca extraer evidencia de si hay o no un aplanamiento de la curva de Phillips, que pueda explicar la aparente menor sincronización entre la inflación y la medida de presiones de demanda después del 2014. Para este objetivo, se utiliza un modelo semi-estructural estándar basado en un modelo

¹ Se hace referencia a la brecha del producto HP.

Neokeynesiano para una economía pequeña y abierta (Galí y Monacelli, 2005), y se impone la resultante curva de Phillips como estructura para la dinámica de la inflación. Además, se asume que las elasticidades de la inflación respecto a sus determinantes son variantes en el tiempo y que estos parámetros siguen un proceso exógeno muy persistente. Dados estos supuestos, es necesario estimar variables no observables: la brecha del producto, como una medida de presiones de demanda, y los parámetros cambiantes. Para ello, se emplea un modelo espacio-estado y un filtro de Kalman como metodología de estimación. No obstante, dado que tanto la pendiente de la curva de Phillips como la brecha del producto no son observables e interactúan de forma multiplicativa, es necesario hacer modificaciones y adoptar supuestos alternativos al momento de emplear el filtro de Kalman estándar. Para este fin, se emplean dos estrategias de estimación: i) estimar un filtro de Kalman lineal recursivo en 2 etapas; ii) asumir que la brecha del producto es observable. Como ejercicio de robustez, se estima un filtro de Kalman no lineal, similar a la estrategia de Matheson y Starrev (2013) y Blanchard y otros (2015), que involucra el uso de aproximaciones de primer orden.

Considerando filtrados suavizados, se halla evidencia de que la elasticidad de la inflación ante cambios en la brecha del producto se mantuvo constante a lo largo del periodo de Metas Explícitas de Inflación (MEI) en el Perú; esto sugiere que no existe evidencia de una relación no lineal entre inflación subyacente y brecha del producto. Para añadir robustez a este resultado, se estima una forma simple y flexible no lineal de la curva de Phillips (Gagnon y Collins, 2019). Los hallazgos de este ejercicio añaden evidencia de que la pendiente de la curva de Phillips es constante: no varía en periodos de inflación baja o elevada, ni en periodos de brecha del producto negativa o positiva. Los resultados difieren entre las distintas estrategias de estimación, en particular, en aquellos estimados provenientes del filtro de Kalman no lineal, que presentan problemas de convergencia para obtener estimados suavizados. Bajo los estimados obtenidos a partir del filtro no lineal, hay una disminución en la pendiente de la curva de Phillips. Sin embargo, dicha disminución no es considerable.

Si se toma en cuenta a los otros determinantes de la inflación, se encuentra evidencia consistente y robusta de un incremento en la importancia relativa de la inflación esperada y, por tanto, de una reducción del componente inercial de la inflación. Sin embargo, la tendencia decreciente en el componente inercial en el periodo 2014T2-2018T3 se redujo e incluso se revirtió temporalmente, por lo que choques a la inflación fueron más persistentes en este periodo. En el periodo de estimación, la elasticidad de la inflación importada se mantuvo en valores muy cercanos a cero, aunque a partir de 2017T2 se ha elevado.

En suma, estos estimados muestran cierta evidencia de que no hay un aplanamiento de la curva de Phillips. En consecuencia, la hipótesis de una reducción en la pendiente de esta curva no puede explicar el periodo de ausencia de desinflación. Por otro lado, desplazamientos de la curva de Phillips ofrecen una mejor narrativa para este periodo. En particular, un aumento en la inflación esperada y un incremento transitorio en la persistencia de la inflación parecen estar detrás de este periodo de ausencia de desinflación, caracterizado por una mayor inflación y brecha del producto negativa más persistentes. También se ofrece evidencia tangencial de que el incremento en las expectativas de inflación puede haber sido gatillado por incrementos en la inflación de alimentos domésticos y, sobre todo, del componente no subyacente de la inflación. Otra posible explicación de la ausencia de desinflación es una secuencia de choques de costos inusualmente elevados y más volátiles que han desplazado la curva de Phillips. Narrativas que consideran cambios en la tasa de crecimiento potencial, posiciones expansivas de política monetaria tienen ciertos problemas para explicar lo ocurrido en el periodo de ausencia de desinflación.

Este trabajo se relaciona con la literatura reciente que documenta el probable aplanamiento de la curva de Phillips en países avanzados, en particular después de la Crisis Financiera Global. Coibion y Gorodnichenko (2015) muestra que la llamada ausencia de desinflación ante la crisis financiera en Estados Unidos no se debió a que la curva de Phillips haya desaparecido, sino al incremento en las expectativas de inflación de firmas y hogares frente a choques de precios de petróleo. Sin embargo, las expectativas

de inflación han sido ancladas, y esto explica por qué la inflación no cayó tanto durante la Gran Recesión (IMF, 2013). Por otro lado, para Ball y Mazumder (2019a), el anclaje de expectativas de inflación es solo una parte de la explicación de la ausencia de desinflación en Estados Unidos. Una respecificación de la curva de Phillips con una medida de desempleo de corto plazo, que cayó menos que la medida de desempleo total, explica mejor la reciente dinámica de inflación.

Blanchard y otros (2015) estima la curva de Phillips para 20 países de economías avanzadas a lo largo de 50 años, y halla que la relación entre inflación y desempleo, presente en la curva de Phillips, se redujo hasta inicios de los noventa pero ha permanecido estable a partir de entonces. Ball y Mazumder (2019) muestra que la pendiente de la curva de Phillips se mantuvo constante en Estados Unidos, si se considera una medida de inflación subyacente menos ruidosa, como la mediana ponderada de inflaciones sectoriales. Por otro lado, Galí y Gambetti (2018) estima una curva de Phillips de inflación de salarios condicional a choques de demanda, y encuentra evidencia de una reducción de la pendiente de esta curva en los últimos años para Estados Unidos. Jordà y Nechio (2018) emplea un panel de 45 países, entre economías avanzadas y emergentes, para evaluar, desde una perspectiva internacional, las tendencias de la inflación. Jordà y Nechio (2018) concluye que una menor pendiente en la curva de Phillips es el resultado de un rol más importante de las expectativas de inflación.

Para el caso peruano, en BCRP (2014) se muestra que la pendiente de la curva de Phillips se mantuvo constante durante el periodo 2001-2013. Recientemente, en DMM BCRP (2019), se reestima el modelo semi-estructural del BCRP, anteriormente documentado por Salas (2010) y Winkelried (2013), y se halla una reducción del estimado de la media *a posteriori* de la pendiente de la curva de Phillips. Aquino (2019) y Barrera (2019) también abordan la pregunta sobre el posible aplanamiento de la curva de Phillips en el Perú y reportan evidencia en contra de esta hipótesis para explicar la ausencia de desinflación desde 2014. Aquino (2019) desarrolla una extensión del modelo de economía pequeña y abierta que permite especificar la curva de Phillips que añade los efectos persistencia y expectativas de los agentes. Estima con datos mensuales, y halla que la pendiente no cambia significativamente entre diversos periodos muestrales de estimación. En tanto, Barrera (2019) utiliza un panel dinámico por regiones que considera datos desagregados de inflación (IPC) y desviaciones de la brecha del producto regional respecto a la brecha agregada, y encuentra evidencia en contra de una curva de Phillips regional con un tramo horizontal, donde la pendiente es cero.

Esta investigación también está vinculada con la literatura que explica relaciones no lineales entre inflación y ciclo económico. En esta línea, Jordà y otros (2019) emplea un panel histórico para 17 economías avanzadas desde 1870 y encuentra que la disyuntiva entre inflación y producto varía en periodos de baja/alta inflación, si la economía está por debajo/encima de su nivel potencial o si está en un periodo de boom de crédito. Para el caso peruano, Bigio y Salas (2006) reporta evidencia de no linealidades en la relación entre inflación y ciclo económico. Utiliza un VAR de Transición Suave y hallan que, ante un choque de política monetaria, la respuesta de la inflación es más alta en la fase positiva del ciclo económico. Lindé y Trabandt (2019) demuestra que, si se toma una formulación no lineal para explicar la relación entre inflación y brecha del producto, no existe ausencia de desinflación. Además, encuentra que la estimación de la curva de Phillips más plana es solo resultado del uso de modelos lineales que extrapolan reglas de decisión lineales cerca del estado estacionario a eventos más lejanos al estado estacionario. En general, en un modelo no lineal, producto de una asimetría en la elasticidad de la demanda, la curva de Phillips es siempre más plana en periodos de recesión que en periodos de expansión. Así, la inflación cae menos en periodos de una gran recesión. Por su parte, Carrera y Ramírez-Rondán (2019) muestra que la pendiente de una curva de Phillips con rigideces de información es más alta en periodos de elevada inflación. Gagnon y Collins (2019) documenta evidencia de una curva de Phillips no lineal para Estados Unidos, que depende del estado de la economía.

Este trabajo también considera otras contribuciones para entender la curva de Phillips en el Perú. Una de ellas es Carrera (2012), en la que se estima el grado de rigidez de información en una curva de Phillips con rigideces de información y se encuentra que las firmas ajustan sus expectativas de entre 1 y 3 trimestres a las de los bancos (pronosticadores profesionales). Fernández (2015) estima el canal de costos en la curva de Phillips.

El artículo está organizado de la siguiente forma. La sección 1 presenta los datos y algunos hechos estilizados sobre la dinámica de inflación. La sección 2 discute la motivación teórica de la especificación relevante de la curva de Phillips y el método de estimación. La sección 3 contiene los estimados y resultados de estimación. La sección 4 muestra robustez para una curva de Phillips no lineal. La sección 5 presenta la posible narrativa para el periodo de ausencia de desinflación. La sección 6 concluye.

1. DATOS Y HECHOS ESTILIZADOS

El posible aplanamiento de la curva de Phillips parece ser un fenómeno reciente, si tomamos en cuenta el periodo correspondiente al régimen de MEI en el Perú. El Cuadro 1 muestra que, durante la crisis financiera internacional, si bien el ciclo de recesión y recuperación fue corto en el Perú, la relación positiva de cambios en la brecha del producto e inflación se mantuvo. Así, la brecha del producto se tornó positiva a partir del trimestre 2007T2 y, en el periodo 2007T3-2008T3, se situó con una diferencia por encima de 3 por ciento con relación al promedio de un año anterior (un promedio de -0.51 por ciento entre 2006T1 y 2007T1). En el mismo periodo, la inflación subyacente trimestral anualizada tenía un diferencial de 2.8 por ciento (la inflación subyacente trimestral anualizada promedio pasó de 1.41 por ciento en el periodo 2006T1-2007T1 a 4.2 por ciento en promedio durante el periodo 2007T3-2008T3). Durante la fase recesiva que siguió al trimestre 2008T3, tras el desenvolvimiento de la crisis financiera internacional, la brecha del producto cayó de forma abrupta. Como se muestra en el Gráfico 1 y en el Cuadro 1, la inflación subyacente trimestral anualizada y las expectativas de inflación² siguieron similar tendencia y también se redujeron.

Fuera del periodo de MEI, en un ciclo más largo que involucra la crisis rusa, la dinámica de inflación y brecha del producto aún perduraba. Así, el diferencial entre el promedio de 2 años pre y post trimestre 1998T2 de inflación y brecha guardaba igual signo: una reducción de la inflación subyacente trimestral anualizada de 2.88 por ciento correspondía con una reducción de la brecha del producto de 2.48 por ciento.

Por otro lado, es cierto que la naturaleza de los choques ha cambiado en el tiempo, y esto puede haber tenido influencia en la dinámica de inflación y brecha del producto. En particular, desde 2014T2, es probable que los factores domésticos sean más importantes que los externos (ECB, 2016). En los periodos previos al 2014, la dinámica del ciclo de auge y recesión en el país estuvo altamente influenciada por determinantes externos a la economía,³ lo que puede explicar la mayor sincronización entre inflación y brecha del producto. Luego del 2014, esta sincronización puede haberse modificado, debido a la mayor importancia de choques domésticos de oferta.

Para la estimación de la curva de Phillips se utilizan series trimestrales de actividad económica, precios y expectativas de inflación. Estos datos fueron obtenidos del repositorio de datos macroeconómicos del

² La inflación total y la inflación subyacente anual se incrementaron debido a un efecto base más bajo, así como a una respuesta más lenta de la inflación, debido a una secuencia persistente de choques positivos a la inflación (Winkelried, 2013).

³ Las brechas negativas después del 1998T2 correspondieron a los efectos de la Crisis Rusa. En los años previos al enfriamiento experimentado a partir de 2008T3, como resultado de la Crisis Financiera Internacional, la expansión económica se explicaba por choques positivos de términos de intercambio. Estos representaban cambios en las condiciones globales de financiamiento o fluctuaciones en los mercados de *commodities*, que sincronizaron la brecha del producto e inflación en el mismo sentido.

CUADRO 1. Inflación y brecha del producto: periodos con cambios de signo en la brecha del producto

	Brecha negativa inicia 2014.T2 ^a			Brecha negativa inicia 2008.T3 ^b			Brecha positiva inicia 2007.T2 ^b			Brecha negativa inicia 1998.T2 ^a		
	Pre	Post	Dif.	Pre	Post	Dif.	Pre	Post	Dif.	Pre	Post	Dif.
Brecha del producto												
HP	1.11	-0.38	-1.49	2.81	-1.20	-4.01	-0.51	2.81	3.31	2.64	0.16	-2.48
BK	1.46	-0.07	-1.53	2.78	-1.08	-3.87	-0.70	2.78	3.48	1.87	-0.06	-1.92
KF(1)	1.96	0.59	-1.37	2.47	-1.26	-3.73	-0.97	2.47	3.44	.	.	.
KF(2)	2.10	-0.18	-2.28	3.70	1.86	-1.84	0.76	3.70	2.95	.	.	.
Inflación												
π^{suby}	3.51	3.84	0.33	4.20	3.96	-0.25	1.41	4.20	2.80	8.18	5.30	-2.88
Π^{suby}	3.54	3.77	0.23	3.13	5.08	1.95	1.39	3.13	1.74	9.00	5.94	-3.06
Π^{Nosuby}	2.56	4.71	2.15	8.16	5.92	-2.24	2.41	8.16	5.74	9.74	-1.65	-11.39
Π	3.13	3.54	0.41	4.07	4.53	0.46	1.51	4.07	2.56	9.59	4.30	-5.29
Π^e	2.69	3.01	0.32	3.09	3.01	-0.08	2.30	3.09	0.79	9.38	5.74	-3.63
$\Pi - \bar{\Pi}$	1.13	1.54	0.41	2.07	2.53	0.46	-0.86	2.07	2.93	0.13	-1.45	-1.57
$\Pi^{\text{suby}} - \bar{\Pi}$	1.54	1.77	0.23	1.13	3.08	1.95	-0.99	1.13	2.12	-0.46	0.19	0.65
$\Pi^e - \bar{\Pi}$	0.69	1.01	0.32	1.09	1.01	-0.08	-0.07	1.09	1.16	-0.09	-0.01	0.09
i_{ref}	4.20	3.62	-0.57	5.17	4.56	-0.60	4.48	5.17	0.69	.	.	.
$i_{\text{interbancaria}}$	4.22	3.79	-0.44	5.05	4.69	-0.36	4.49	5.05	0.57	13.36	16.48	3.11
Π^{M}	2.04	0.62	-1.42	9.41	-3.88	-13.28	1.79	9.41	7.62	7.62	5.36	-2.26
π^{M}	2.62	-0.09	-2.71	10.96	-8.56	-19.53	0.46	10.96	10.51	5.60	6.33	0.73

NOTAS: Datos trimestrales. Dif. indica la diferencia entre el promedio Post y promedio Pre.

^a Pre y Post presentan promedios 8 trimestres antes y después del trimestre especificado, respectivamente.

^b Pre y Post presentan promedios 4 trimestres antes y después del trimestre especificado, respectivamente. Durante la gran crisis financiera, el ciclo de recesión y recuperación fue corto en los países emergentes. Esto explica la elección de una ventana de un año.

Para el bloque de brecha del producto aplica lo siguiente: Brecha HP es el ciclo HP aplicado al logaritmo del PBI desestacionalizado, con un factor de suavizamiento de 1600. Brecha BK es la brecha Baxter y King, computada con el filtro de frecuencias medias Baxter y King tal que tenga una duración de entre 6 y 32 trimestres. Brecha KF(1) es la brecha del producto computada con el filtro de Kalman 2-etapas (ver sección 3.1). Brecha KF(2) es el ciclo computado con un filtro de Kalman no lineal bivariado. Para el bloque de inflación, Π es la inflación, var. % anual del IPC, Π^{suby} es la variación % anual del IPC subyacente, π^{suby} es la variación % trimestral anualizada del IPC subyacente, Π^{Nosuby} es la variación % anual del IPC no subyacente, Π^e son expectativas de inflación de la encuesta de expectativas macroeconómicas del BCRP, $\Pi - \bar{\Pi}$ es el desvío de la inflación respecto al punto medio del rango meta de inflación del BCRP, $\Pi^{\text{suby}} - \bar{\Pi}$ es el desvío de la inflación subyacente respecto al punto medio del rango meta de inflación del BCRP y $\Pi^e - \bar{\Pi}$ es el desvío de la inflación esperada respecto al punto medio del rango meta de inflación del BCRP. i_{ref} es la tasa de interés de referencia, $i_{\text{interbancaria}}$ es la tasa de interés interbancaria en moneda nacional, Π^{M} es var. % anual del Índice de Precios de Bienes Importados y π^{M} es la variación % trimestral anualizada del Índice de Precios de Bienes Importados.

Banco Central de Reserva del Perú, BCRPData.⁴ La muestra comprende el periodo 1999T1-2019T3 e incluye a la inflación subyacente por exclusión trimestral anualizada (π_t), la inflación importada trimestral anualizada (π_t^m), las expectativas de inflación a 12 meses ($\bar{\pi}_t^e$) y el PBI desestacionalizado (y_t). Para computar inflaciones trimestrales, los índices de precios trimestrales se construyeron como promedio de índices de precios mensuales. Preferimos la inflación subyacente a la inflación total, dado que es menos volátil y presenta menor influencia de aquellos rubros más volátiles de la canasta de consumo, que responden en mayor proporción a choques no subyacentes, que son en mayor medida movimientos no sistemáticos que afectan la inflación total.

⁴ BCRPData está disponible en el siguiente enlace: <https://estadisticas.bcrp.gob.pe/estadisticas/series/>

La muestra efectiva de estimación comprende a partir del primer trimestre del 2000 y las observaciones del periodo 1999T1-1999T4, junto a los estimados Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), son utilizados para calibrar tanto los valores iniciales del nivel del PBI potencial,⁵ como los parámetros en la curva de Phillips y el proceso de la brecha del producto. Adicionalmente, para evitar problemas de fin de muestra, se extiende la muestra 1 año adelante con proyecciones provenientes de un modelo VAR(1) de 4 variables: logaritmo de PBI, inflación subyacente, expectativas de inflación e inflación importada.⁶

En el Cuadro 2 se muestra el resumen de las estadísticas de los datos. El nivel de crecimiento anualizado, en promedio, ha sido 4.68 por ciento, con un nivel de variación elevado en el periodo muestral, reflejado también en su baja persistencia. Dependiendo del método de estimación de la brecha del producto, esta muestra una elevada persistencia, y en promedio su nivel ha sido bajo y se ha ubicado por debajo del 1 por ciento, pero en general se portó más volátil que el crecimiento del PBI. En tanto, las diferentes medidas de inflación corriente y esperadas se ubicaron por encima de 2.5 por ciento, pero con un sesgo a valores más bajos, dado que las medianas son menores que las medias. En este cuadro, Brecha BK es la brecha Baxter y King, computada con el filtro de frecuencias medias Baxter y King tal que tenga una duración de entre 6 y 32 trimestres. Brecha KF(1) es la brecha del producto computada con el filtro de Kalman 2-etapas (ver sección 3.1). Brecha KF(2) es el ciclo computado con un filtro de Kalman no lineal bivariado (ver Apéndice B).

CUADRO 2. Datos: estadísticas descriptivas

	N	Media	Mediana	DS	$\frac{DS}{DS(\Delta y)}$	Cor. Ser.
Δy_t	79	1.14	1.25	0.98	1.00	0.47
π_t	79	2.62	2.54	1.43	1.47	0.72
π_t^m	79	3.09	3.02	6.72	6.88	0.42
$\bar{\pi}_t^e$	79	2.75	2.63	0.60	0.62	0.82
Brecha HP	79	-0.16	-0.21	1.38	1.42	0.78
Brecha BK	76	-0.08	-0.16	1.42	1.45	0.88
Brecha KF(2)	76	0.81	0.54	1.82	1.87	0.84
Brecha KF(1)	79	0.06	-0.16	1.74	1.78	0.78

NOTAS: π_t es la inflación subyacente por exclusión trimestral anualizada, π_t^m es la inflación importada trimestral anualizada, $\bar{\pi}_t^e$ son las expectativas de inflación a 12 meses y y_t es el PBI desestacionalizado. Δ es el operador de diferencial trimestral. DS: desviación estándar. Cor. Ser.: correlación serial. Los diferenciales de logaritmos están multiplicados por 100. Brecha HP es el ciclo HP aplicado al logaritmo del PBI desestacionalizado, con un factor de suavizamiento de 1600. Brecha BK es la brecha Baxter y King, computada con el filtro de frecuencias medias Baxter y King tal que tenga una duración de entre 6 y 32 trimestres. Brecha KF(1) es la brecha del producto computada con un filtro de Kalman en 2 etapas (ver sección 3.1). Brecha KF(2) es el ciclo computado con un filtro de Kalman no lineal bivariado (ver Apéndice B).

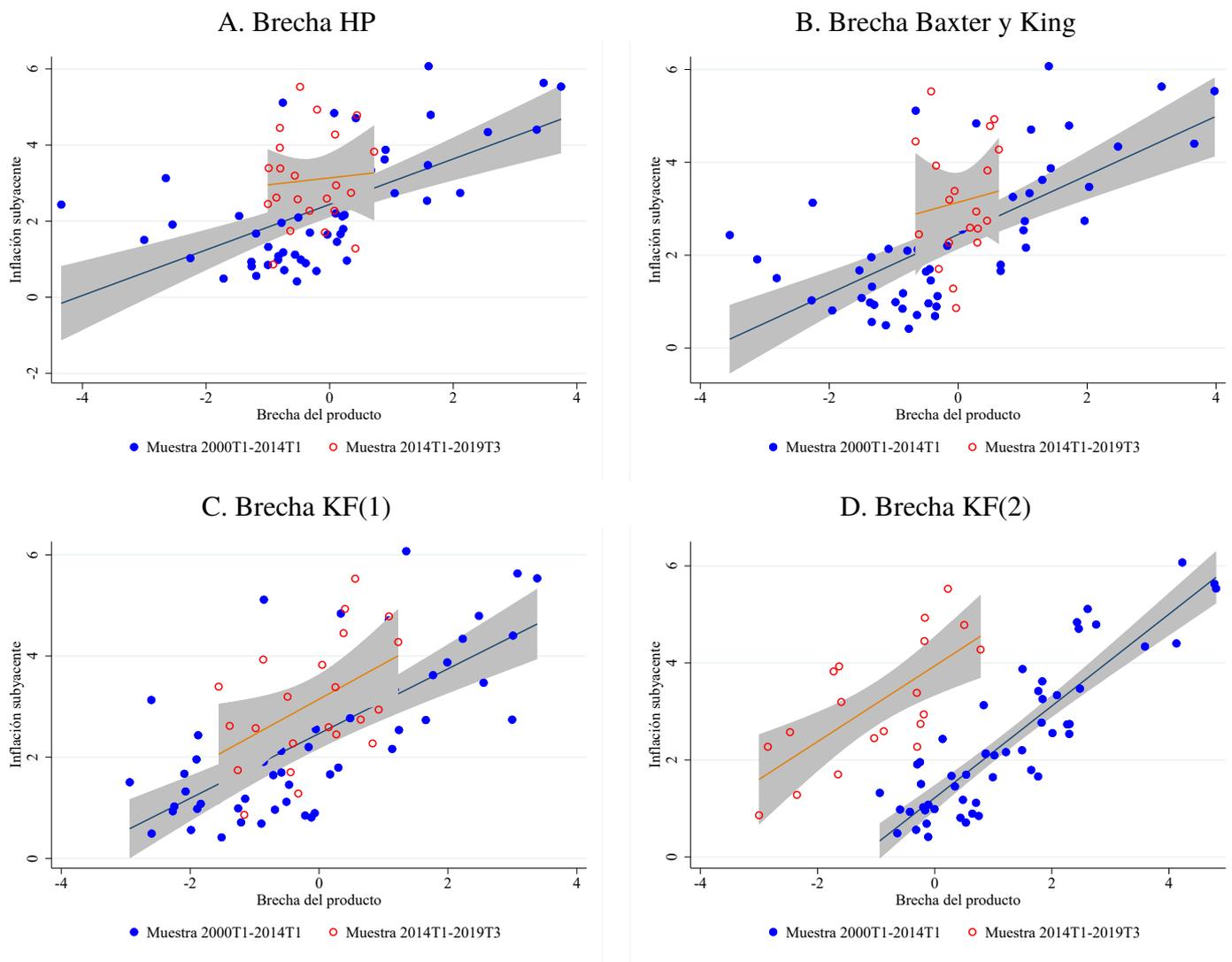
El Gráfico 2 muestra, bajo diferentes medidas de brecha del producto, que desde el 2014 hay un desplazamiento vertical en la curva de Phillips. Esto es, para diferentes niveles de brecha, y en valores cercanos a cero o negativos, la inflación parece ser más elevada. Sin embargo, este gráfico también indica que dependiendo del estimado de la brecha del producto, uno puede extraer diferentes conclusiones sobre la relación entre la inflación y la medida de presiones de demanda: la pendiente de la curva de Phillips. Así, por ejemplo, si uno considera la brecha del producto en base a filtros que no contemplan una estructura

⁵ El PBI potencial inicial es calibrado sobre la base de un filtro HP aplicado a la serie del PBI real con un factor de suavizamiento igual a 1600.

⁶ Los estimados sin incluir la proyección de los datos un año adelante no afectan significativamente los estimados de los parámetros, pero la brecha del producto es ligera y persistentemente más negativa.

dinámica para la inflación, como la brecha a la Hodrick y Prescott o la brecha a la Baxter y King, los paneles A y B del Gráfico 2 indican que hubo un aplanamiento en la curva de Phillips a partir del 2014. Sin embargo, si usamos filtros que imponen una formulación dinámica al comportamiento de la inflación, se puede concluir que incluso la pendiente en la curva de Phillips se mantuvo relativamente constante (Paneles C y D). Las diferencias son apreciables y no triviales, por lo que es necesario adoptar estrategias distintas para encontrar una respuesta sobre si la dinámica entre la inflación y el indicador de presiones de demanda ha cambiado recientemente.

GRÁFICO 2. Inflación y brecha del producto



NOTAS: Datos trimestrales, 2000T1-2019T3. Inflación subyacente medida como variación porcentual trimestral anualizada. Brecha HP es el ciclo HP aplicado al logaritmo del PBI desestacionalizado, con un factor de suavizamiento de 1600. Brecha BK es la brecha Baxter y King, computada con el filtro de frecuencias medias Baxter y King tal que tenga una duración de entre 6 y 32 trimestres. Brecha KF(1) es la brecha del producto computada con un filtro de Kalman en 2 etapas (ver sección 3.1). Brecha KF(2) es el ciclo computado con un filtro de Kalman no lineal bivariado (ver Apéndice B).

2. ESPECIFICACIÓN Y METODOLOGÍA

2.1. MARCO TEÓRICO: ESPECIFICACIÓN SEMI-ESTRUCTURAL

Para entender mejor la dinámica entre la inflación y la brecha del producto, necesitamos de una formulación que nos permita diferenciar entre los otros elementos que definen la inflación. Con este fin, partimos de la ecuación estándar para la determinación de la inflación doméstica, en una economía pequeña y abierta, presente en Galí y Monacelli (2005), y que está dada por una curva de Phillips Neokeynesiana,⁷

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \pi_{H,t+1} + \kappa x_t + u_t, \quad (1)$$

donde $\pi_{H,t}$ es la inflación doméstica, x_t es una medida de presiones de demanda dada por la brecha del producto, que es el diferencial del nivel de producto respecto a su nivel potencial, y u_t es un choque de costos. κ es la pendiente de la curva de Phillips y, en adelante, motivaremos un especificación empírica para estimar este parámetro.

Si consideramos que la inflación total de la canasta que consumen las familias también depende de precios externos,

$$\pi_t = (1 - \alpha)\pi_{H,t} + \alpha\pi_{F,t}; \quad (2)$$

donde $\pi_{F,t}$ es la inflación externa expresada en moneda doméstica y α es la participación de bienes extranjeros en la canasta de consumo, la dinámica para la inflación total puede describirse como,

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + \alpha(\Delta s_t - \beta \Delta E_t s_{t+1}) + u_t, \quad (3)$$

donde se define el cambio en el ratio de términos de intercambio de bienes de consumo por $\Delta s_t = \pi_{F,t} - \pi_{H,t}$. Si además suponemos que estos cambios en la inflación relativa, $\alpha(\Delta s_t - \beta \Delta E_t s_{t+1})$, pueden aproximarse por una medida de inflación importada contemporánea, $\gamma^m \pi_t^m$, (Vega y otros, 2009; Winkelried, 2013) y que hay indexación parcial, tal que la inflación total, π_t , en la ecuación anterior es en realidad $\hat{\pi}_t = \pi_t - [(1 - \gamma)\pi_{t-1} + \gamma \bar{\pi}_t^e]$, donde $\bar{\pi}_t^e$ representa la inflación esperada, podemos describir (3) de la siguiente forma,

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \kappa x_t + \gamma^m \pi_t^m + u_t, \quad (4)$$

Si adicionalmente se asume que $\kappa x_t + \gamma^m \pi_t^m + u_t$ sigue un proceso estacionario AR(1), entonces la solución para esta ecuación en diferencias conlleva a que la inflación de la canasta de consumo esté determinada por,⁸

$$\pi_t = (1 - \gamma)\pi_{t-1} + \gamma \bar{\pi}_t^e + \frac{\gamma^m}{1 - \beta\rho} \pi_t^m + \frac{\kappa}{1 - \beta\rho} x_t + \frac{u_t}{1 - \beta\rho}, \quad (5)$$

Esta expresión motiva la siguiente ecuación empírica a estimar,

$$\pi_t = b_{m,t} \pi_t^m + b_{\pi,t} \pi_{t-1} + (1 - b_{\pi,t}) \bar{\pi}_t^e + b_{x,t} x_{t-1} + \epsilon_t^\pi, \quad (6)$$

⁷ Esta curva de Phillips es resultado de un problema de maximización de beneficios restringido que las firmas enfrentan, en un ambiente con fricciones nominales que impiden fijar precios flexiblemente. Para mayores detalles, ver Galí y Monacelli (2005).

⁸ Esto sigue de iterar hacia adelante la ecuación (4): $\hat{\pi}_t = \lim_{s \rightarrow \infty} \beta^s \hat{\pi}_{t+s} + \lim_{s \rightarrow \infty} \beta^{s-1} h_{t+s-1} + \dots + \beta^2 h_{t+2} + \beta h_{t+1} + h_t$ con $h_t = \rho h_{t-1} + e_t$, $h_t = \kappa x_t + \gamma^m \pi_t^m + u_t$.

donde $b_{m,t}$, $b_{\pi,t}$, $b_{x,t}$ son las contrapartes variantes en el tiempo de los parámetros constantes en la ecuación (5), $\frac{\gamma^m}{1-\beta\rho}$, γ , $\frac{\kappa}{1-\beta\rho}$, respectivamente. Esta ecuación muestra que la parte sistemática de la inflación está determinada por un componente inercial, π_{t-1} , un componente prospectivo, dado por la expectativas de inflación, $\bar{\pi}_t^e$, un componente de inflación importada, π_t^m y la influencia de la brecha del producto, x_{t-1} .⁹ Esta ecuación es la contraparte empírica a estimar y es similar a versión semi-estructural presentada en Vega y otros (2009); Winkelried (2013), pero donde se considera que las elasticidades de la inflación respecto a sus determinantes pueden cambiar en el tiempo.

2.2. METODOLOGÍA DE ESTIMACIÓN

El modelo a estimar en (6) presenta dos problemas importantes: i) involucra variables no observables: los parámetros cambiantes, $b_{m,t}$, $b_{\pi,t}$, $b_{x,t}$ y la brecha del producto, x_t , y ii) hay presencia de una relación no lineal: $b_{x,t}x_{t-1}$. Para lidiar con el problema de variables latentes se emplea el filtro de Kalman. Este método toma en cuenta la información disponible en variables observables, una formulación para la dinámica de las variables latentes y observables, y puntos iniciales para inferir una trayectoria condicional de las variables no observables. Harvey (1989) y Hamilton (1994) describen en detalle y rigor la metodología del filtro de Kalman.

A continuación, se muestra el sistema dinámico en espacio-estado que servirá de base para las posteriores estimaciones, con el filtro de Kalman. Este sistema de ecuaciones especifica la ecuación (6), que identifica la relación entre inflación y brecha del producto. Además, incluye dinámicas para las otras variables presentes en la ecuación y completa la forma espacio-estado:

$$\begin{aligned}
 \pi_t &= b_{m,t}\pi_t^m + b_{\pi,t}\pi_{t-1} + (1 - b_{\pi,t})\bar{\pi}_t^e + b_{x,t}x_{t-1} + \epsilon_t^\pi \\
 x_t &= a_{x,1}x_{t-1} + a_{x,2}x_{t-2} + \epsilon_t^x \\
 x_t &= y_t - y_t^* \\
 b_{\pi,t} &= b_{\pi,t-1} + e_t^{b_\pi} \\
 b_{m,t} &= b_{m,t-1} + e_t^{b_m} \\
 b_{x,t} &= b_{x,t-1} + e_t^{b_x} \\
 y_t^* &= y_{t-1}^* + g_{t-1} + e_t^{y^*} \\
 g_t &= g_{t-1} + e_t^g \\
 \epsilon_t^j, e_t^i &\sim N(0, \sigma_i^2) \quad \forall j = \pi, x \quad \forall i = b_\pi, b_m, b_x, y^*, g.
 \end{aligned} \tag{I}$$

donde la brecha del producto, $x_t = y_t - y_t^n$, es la diferencia entre el logaritmo del PBI, y_t , y el logaritmo del PBI potencial, y_t^* .

En esta especificación, el parámetro de interés más importante es $b_{x,t}$, que identifica la elasticidad brecha del producto - inflación, y mide en cuánto un incremento en la brecha del producto afecta a la inflación. Para controlar por el problema identificación por simultaneidad¹⁰, la brecha del producto entra de forma rezagada y sigue un proceso estocástico estacionario. En esta misma especificación, los otros determinantes de la inflación, como la inflación importada, π_t^m , y las expectativas de inflación, $\bar{\pi}_t^e$, se asumen como observables.

⁹ El cambio en el índice temporal para la brecha del producto de t a $(t - 1)$, entre la ecuación (5) y la ecuación (6), permite la identificación del parámetro de interés (ver sección 2.2).

¹⁰ El problema de endogeneidad surge del hecho de que π_t y x_t se determinan de forma simultánea en cada periodo t .

Para explorar sobre la estabilidad de la curva de Phillips, se asume que las elasticidades de la inflación importada, inflación inercial, expectativas de inflación y brecha del producto ($b_{m,t}$, $b_{\pi,t}$, $b_{x,t}$) son variables y siguen un proceso estocástico no estacionario e independiente de las otras variables y parámetros en el modelo. Esta manera de formular la evolución de $b_{m,t}$, $b_{\pi,t}$, $b_{x,t}$ no solo garantiza parsimonia, sino también persistencia, además que permite que choques a los mismos tengan un impacto permanente. Al mismo tiempo, se asume que los choques que influyen directamente en la inflación, ϵ_t^π , y la brecha del producto, ϵ_t^x , son ortogonales. El primero captura choques de oferta y el segundo, choques de demanda. Esta diferencia es relevante dado que la estimación condiciona ante el impacto diferenciado de estos choques sobre la relación entre inflación y brecha del producto¹¹.

Luego, para controlar por movimientos del producto potencial o su tasa de crecimiento, que producen desplazamientos en la curva de Phillips y originan una correlación negativa entre inflación y brecha del producto, se especifican dinámicas del PBI potencial y su tasa de crecimiento, donde $e_t^{y^*}$ y e_t^g capturan las fuentes de estos movimientos. Luego, se asume que la brecha del producto, la diferencia entre el logaritmo del PBI y el logaritmo del PBI potencial, sigue un proceso AR(2) estacionario, que impone reversión a una media de cero en esta variable.

Dados los anteriores supuestos de identificación, el sistema espacio-estado (I) permite determinar si la pendiente de la curva de Phillips ha sido estable en el Perú y si la influencia de factores que impactan en la dinámica de inflación ha cambiado.

3. ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

En esta sección se muestran las estrategias para estimar el sistema en (I) y los resultados de cada una. En particular, se presentan dos métodos de estimación para enfrentar la presencia de relación no lineal entre la pendiente de la curva de Phillips variante en el tiempo y la brecha del producto.

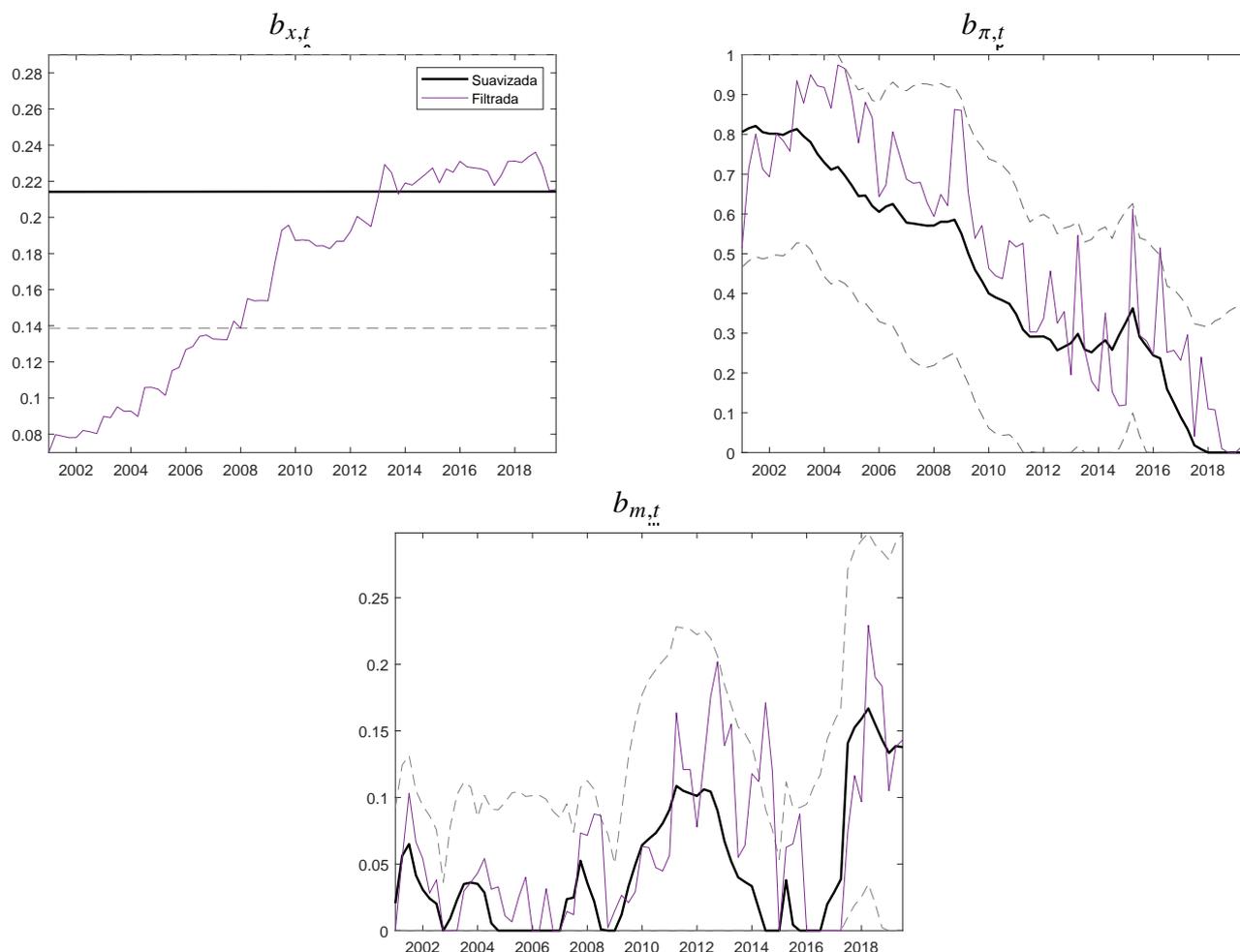
3.1. FILTRO DE KALMAN LINEAL EN DOS ETAPAS

Para lidiar con el problema de la no linealidad presente en el sistema (I), la literatura de curva de Phillips (Matheson y Starvrev, 2013; Blanchard y otros, 2015), emplea un filtro de Kalman no lineal. Sin embargo, debido a problemas de estimación del filtro de Kalman no lineal, discutidos en Huang y otros (2008), en esta sección se considera un método diferente para sortear la no linealidad en el sistema, considerando un algoritmo de estimación del filtro de Kalman en dos etapas.

En general, se sigue una estimación secuencial, tal que cada etapa del sistema espacio-estado en (I) involucra el uso de un filtro de Kalman lineal. El Apéndice A.3 detalla el algoritmo usado para la estimación y el Gráfico 3 muestra los resultados. Un resultado importante es que la inflación subyacente se ha vuelto menos inercial y el componente prospectivo se ha vuelto más relevante para determinar la dinámica de la inflación. Sin embargo, entre el 2014 y 2016, la tendencia a la baja en la elasticidad de la inflación inercial se frenó e incluso se incrementó. Los estimados suavizados para $b_{x,t|T}$ muestran que no ha existido un aplanamiento en la curva de Phillips y que su pendiente se ha mantenido inalterada.

Por tanto, bajo estos resultados, el cambio en la dinámica entre inflación y brecha del producto desde el 2014 no puede ser explicado por una pendiente menor en la curva de Phillips. En cambio, podría deberse

¹¹ Ante choques de demanda, la inflación y las presiones de demanda comueven en el mismo sentido, facilitando la identificación de la pendiente de la brecha del producto. En tanto, ante choques de oferta, la inflación y la brecha del producto reaccionan en direcciones opuestas, lo que cual dificulta la identificación, ya que son un indicativo de desplazamientos en la curva de Phillips.

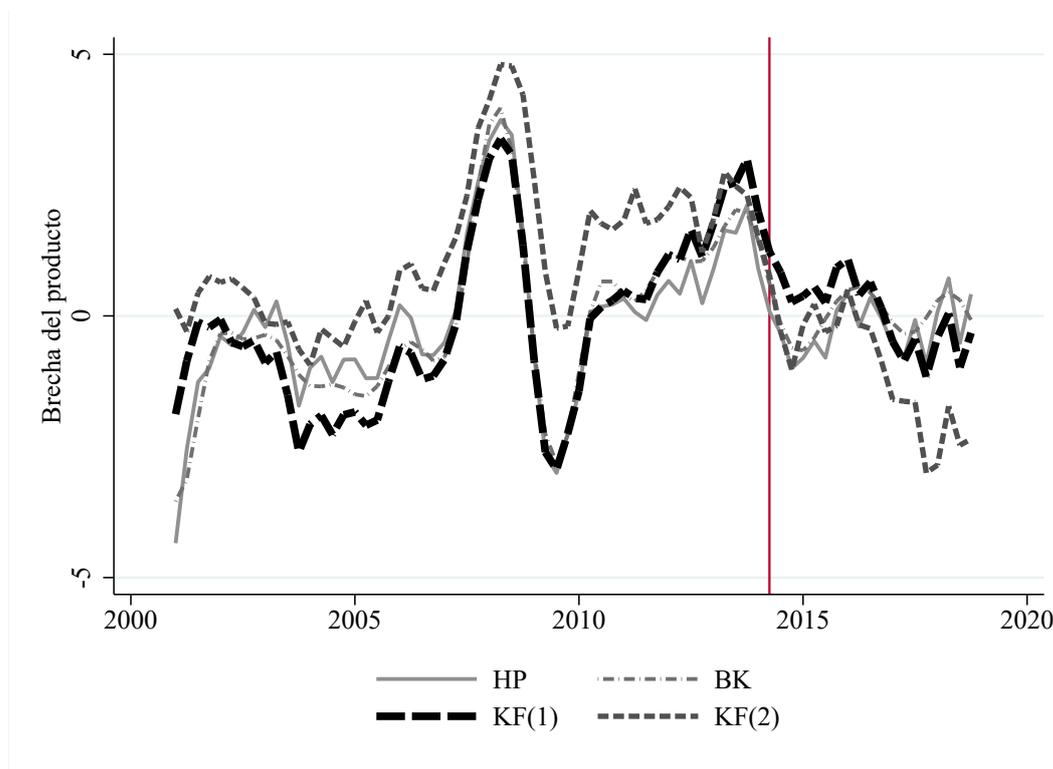
GRÁFICO 3. Resultados de la estimación: Kalman - 2 etapas

NOTAS: Gráfico de los estimados de la etapa de actualización, $b_{\pi,t|t}$, y suavizamiento, $b_{\pi,t|T}$. KF modelo bivariado. $b_{i,t}$ y x_t filtrados en etapas. Restricciones en las variables de estado: $0 < b_{\pi,t}, b_{m,t} < 1$, $b_{x,t} > 0$. Las líneas entrecortadas representan +/- una desviación estándar de los estimados suavizados.

a un aumento en la importancia de los cambios en las expectativas de inflación, aunado a una inflación algo más inercial entre el periodo 2014-2016, donde se observa que el parámetro $b_{\pi,t|T}$ frenó su tendencia decreciente. En este sentido, los choques a la inflación tuvieron impactos más persistentes en este periodo. El Cuadro 1 muestra que en este periodo los choques más importantes fueron de naturaleza doméstica. En este mismo periodo se observa que los precios importados registran una caída. Así, dado que la pendiente, $b_{x,t|T}$, se mantuvo relativamente constante, un desplazamiento en la curva de Phillips, asociado a choques a la inflación esperada o choques de costos, puede explicar la ausencia de desinflación observada luego del 2014. La elasticidad de la inflación importada se mantuvo en valores muy cercanos a cero, aunque a partir de 2017T2 se ha elevado.

El Gráfico 4 muestra el estimado de la brecha del producto en esta etapa. Si bien previo al 2014 esta medida de presiones de demanda muestra un sesgo a valores positivos que las otras medidas de brecha del producto, su correlación dinámica es muy parecida a las otras medidas de brecha del producto. Esta medida de brecha, denominada por KF(1), tiene una correlación de 0.6 con la medida obtenida de usar un filtro de Kalman no lineal, denominada KF(2). Las correlaciones con las medidas de brecha Hodrick y Prescott (HP) y Baxter y King (BK) son relativamente más elevadas, de 0.7 y 0.8, respectivamente.

GRÁFICO 4. Medidas de brecha del producto



NOTAS: Datos trimestrales, 2001T1-2018T4. Brecha HP es el ciclo HP aplicado al logaritmo del PBI desestacionalizado, con un factor de suavizamiento de 1600. Brecha BK es la brecha Baxter y King, computada con el filtro de frecuencias medias Baxter y King tal que tenga una duración de entre 6 y 32 trimestres. Brecha KF(1) es la brecha del producto computada con el filtro Kalman 2-etapas. Brecha KF(2) es el ciclo computado con un filtro de Kalman no lineal bivariado (ver Apéndice B).

Como un ejercicio de robustez, el Apéndice B muestra que la forma de lidiar con el problema de la no linealidad presente en el sistema (I) es consistente con la literatura iniciada por Matheson y Starvrev (2013) y Blanchard y otros (2015), que emplean un filtro de Kalman no lineal. Los resultados son similares, aunque se muestran estimados filtrados mas no suavizados.

3.2. FILTRO DE KALMAN LINEAL

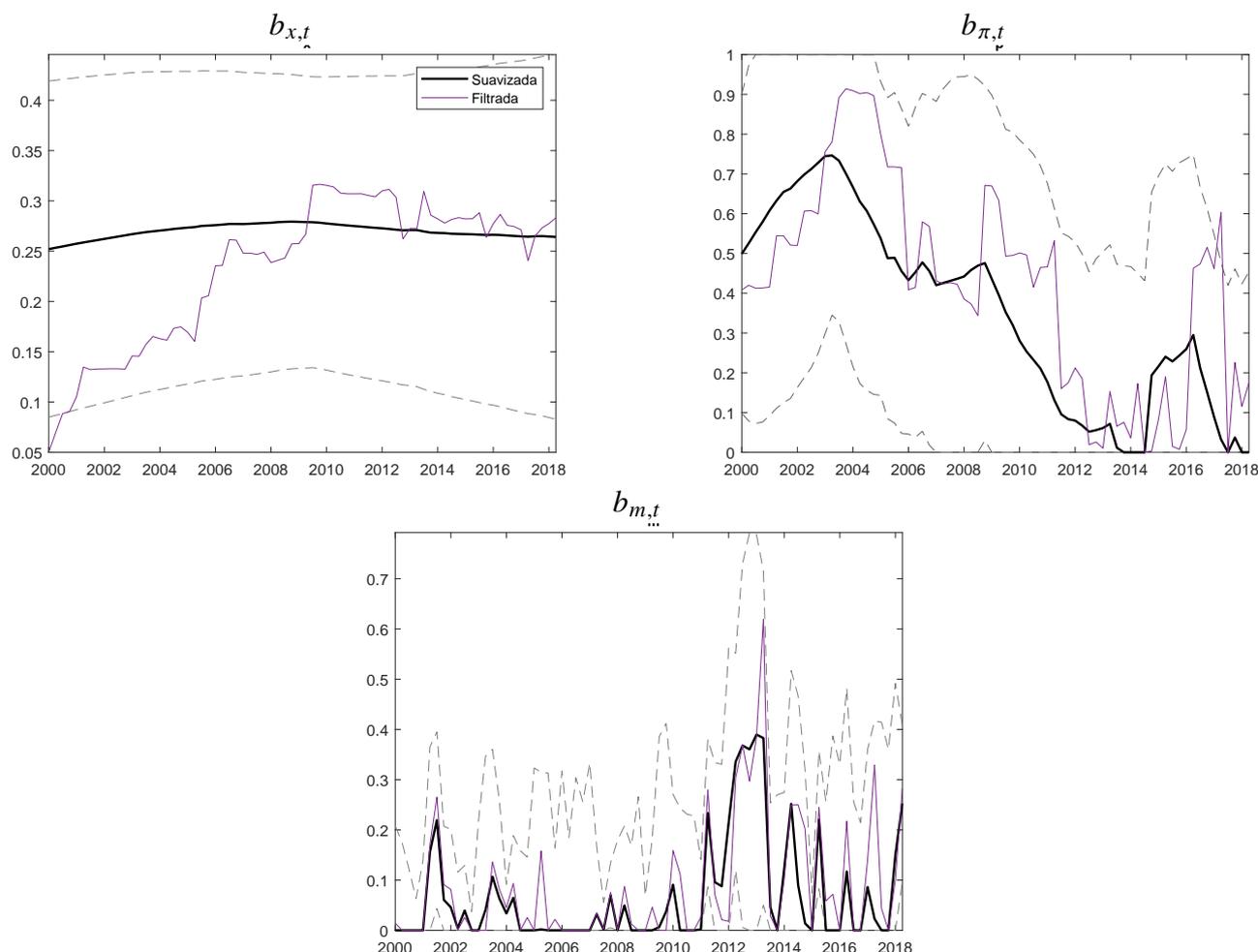
Otra forma de eludir la no linealidad presente en el sistema espacio estado (I) es asumir que una de las no observables presentes en la interacción es observable. En esta parte seguimos esta estrategia y consideramos a la brecha del producto como si fuera una variable observable. Bajo este supuesto, el sistema en I se simplifica a

$$\begin{aligned}
 \pi_t &= b_{m,t}\pi_t^m + b_{\pi,t}\pi_{t-1} + (1 - b_{\pi,t})\bar{\pi}_t^e + b_{x,t}x_{t-1} + \epsilon_t^\pi \\
 b_{\pi,t} &= b_{\pi,t-1} + e_t^{b_\pi} \\
 b_{m,t} &= b_{m,t-1} + e_t^{b_m} \\
 b_{x,t} &= b_{x,t-1} + e_t^{b_x} \\
 \epsilon_t^j, e_t^i &\sim N(0, \sigma_i^2) \quad \forall j = \pi, x \quad \forall i = b_\pi, b_m, b_x.
 \end{aligned} \tag{7}$$

Esta representación es mucho más simple, pero tiene limitaciones importantes. Asume que toda fuente de variación exógena (es decir, no sistemática) en la inflación será capturada por ϵ_t^π . Es decir, este residuo captura no solo choques de oferta, sino que también podría capturar perturbaciones de demanda. En algún sentido, ϵ_t^π se puede interpretar más como un error de predicción, en una regresión de MCO. Sin embargo, la estructura de choques ortogonales en las dinámicas para los parámetros cambiantes todavía impone restricciones de identificación.

El Gráfico 5 muestra los resultados de la estimación, considerando como observable a la brecha del producto obtenida en la sección 3.1, basada en el filtro de Kalman no lineal bivariado, KF(1). Si consideramos los estimados suavizados, los resultados son similares a los obtenidos en la sección anterior: la relación entre la inflación y la brecha del producto después del 2014 no puede explicarse por un aplanamiento en la curva de Phillips. Si bien se da una reducción en el parámetro $b_{x,t}$ desde el 2008 y un empinamiento algo mayor a partir del 2014, estos son muy pequeños, de tal forma que no se puede concluir categóricamente que la pendiente en la curva de Phillips se ha reducido. Por tanto, el periodo de ausencia

GRÁFICO 5. Resultados de la estimación: Kalman lineal - Brecha KF(1) como observable



NOTAS: Gráfico de los estimados de la etapa de actualización, $b_{\pi,t|t}$, y suavizamiento, $b_{\pi,t|T}$. KF modelo univariado. $b_{i,t}$ filtrados condicional a la información de la brecha del producto, x_t , como observable. Brecha KF(1) es el ciclo computado con un filtro de Kalman 2-etapas. Restricciones en las variables de estado: $0 < b_{\pi,t}, b_{m,t} < 1$, $b_{x,t} > 0$. Las líneas entrecortadas representan +/- una desviación estándar de los estimados suavizados.

de desinflación se explicaría por una mayor importancia de las expectativas de inflación desde el 2006,

choques positivos a la inflación importada y por un incremento del componente inercial de la inflación en el periodo 2014-2017, que añadió persistencia al impacto de choques de oferta en la inflación. También se puede observar que choques a la inflación importada también pueden haber contribuido, dados los incrementos temporales alrededor de 2014 del parámetro $b_{m,t}$. El Apéndice C muestra que estos hallazgos son robustos a usar otras medidas de brecha del producto como observables. Los resultados mostrados en los Gráficos 3 y 5 implican también que la relación entre inflación y brecha del producto parece ser lineal. Es decir, no hay diferencias en la elasticidad de la brecha del producto-inflación en periodos de auge o recesión, o en periodos de elevada o baja inflación.

4. ROBUSTEZ: ¿ES LA PENDIENTE EN LA CURVA DE PHILLIPS REALMENTE NO LINEAL?

En las secciones 3.2 y 3.1 se discute evidencia de una relación lineal entre la brecha del producto y la inflación. Empero, esta conclusión parece contradecir cierta evidencia de una curva de Phillips no lineal en el Perú. En particular, destaca la investigación de Bigio y Salas (2006) que emplea estimados condicionales a choques de política monetaria y encuentran que la elasticidad de la inflación a la brecha del producto es más elevada en las fases expansivas del ciclo económico. Todos los estimados presentados en los apartados 3.2 y 3.1 son incondicionales.

Además, si se observa un gráfico de dispersión entre inflación y brecha del producto (Gráfico 6), la pendiente de la curva de Phillips parece ser más empinada en periodos de elevada inflación y brecha del producto más positiva, pero más plana en periodo de baja inflación y brecha del producto más negativa.

Sin embargo, el Gráfico 6 no es condicional en el comportamiento de los otros determinantes de la inflación, que pueden sesgar la relación. Para extraer una conclusión más certera sobre la dinámica de no linealidad entre inflación y presiones de demanda, en esta sección se presenta un análisis de robustez que considera la estimación de una versión flexible simple no lineal a los datos. En esta especificación se asume que solo la pendiente de la curva de Phillips puede ser no lineal y su variación depende de las condiciones de la economía. Siguiendo a Gagnon y Collins (2019), se estima la siguiente curva de Phillips no lineal:

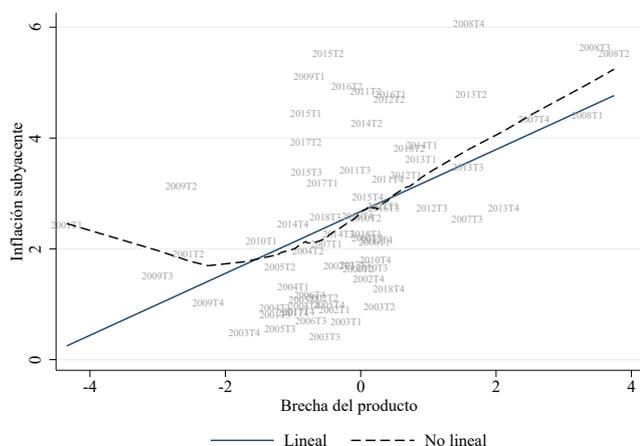
$$\pi_t = b_{x,1} x_t + b_{x,2} \mathbb{1}_{[x_t > 0]} x_t + b_{x,3} \mathbb{1}_{[\Pi_t < 3]} x_t + b_{x,4} \mathbb{1}_{[x_t > 0, \Pi_t < 3]} x_t + b_m \pi_t^m + b_e \pi_t^e + \mathbb{1}_{[t > 2007T1]} + b_{p,1} \Pi_{t-1} + b_{p,2} \Pi_{t-5} + b_{p,3} \Pi_{t-1} \mathbb{1}_{[t > 2007T1]} + b_{p,4} \Pi_{t-5} \mathbb{1}_{[t > 2007T1]} + \epsilon_t, \quad (8)$$

donde π_t es la inflación subyacente trimestral anualizada, los determinantes corresponden a las mismas variables que en la ecuación (6) y la brecha del producto se toma como variable observable.

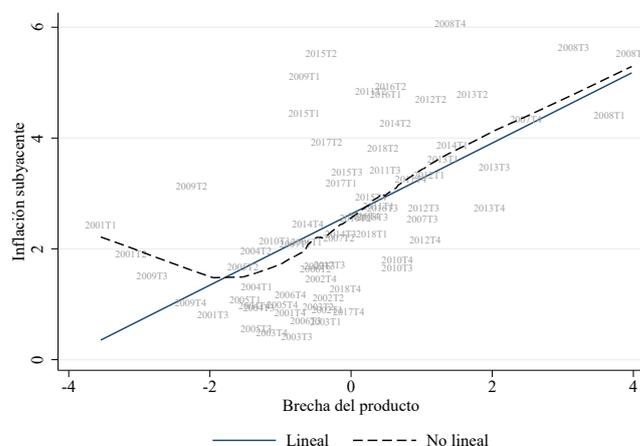
No obstante, a diferencia del sistema (I), se asume que la no linealidad en la pendiente de la curva de Phillips puede variar dependiendo del estado de la economía. Así, podría ser diferente en periodos en que la brecha del producto es negativa o positiva, existe elevada o baja inflación, o en periodos de elevada inflación y brecha del producto negativa. También se toma como supuesto que periodos con inflación elevada ocurren cuando la inflación subyacente anual es mayor a 3 por ciento, es decir, cuando la inflación está por encima del límite máximo del rango meta de inflación. En esta especificación también se considera un quiebre en el impacto de la inflación rezagada, para capturar una dinámica en la inflación desde el 2007T2, trimestre en que la inflación subyacente anual, Π_{t-1} , se ha mantenido cerca o por encima de 2 por ciento de forma más persistente. En esta especificación se prefiere usar rezagos de la inflación subyacente anual, Π_t , en vez de la inflación subyacente trimestral anualizada, π_t , para capturar mejor la inercia de la inflación, en el sentido de que choques a la inflación toman tiempo en diseminarse.

GRÁFICO 6. Inflación y brecha del producto

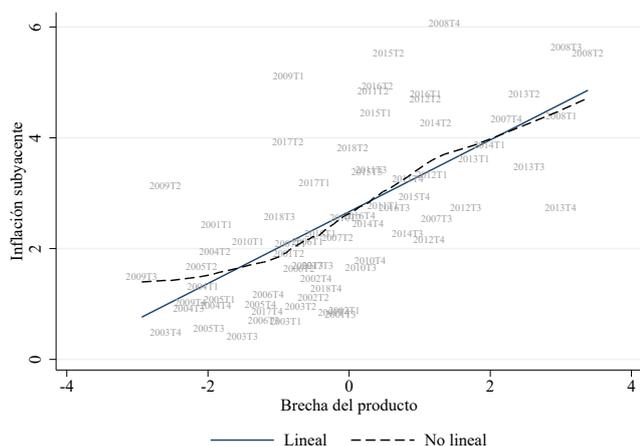
A. Brecha HP



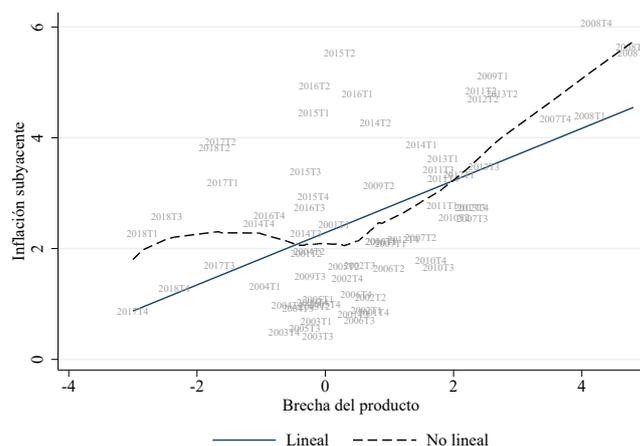
B. Brecha Baxter y King



C. Brecha KF(1)



D. Brecha KF(2)



NOTAS: Datos trimestrales, 2001T1-2018T4. Inflación subyacente medida como variación porcentual trimestral anualizada. Brecha HP es el ciclo HP aplicado al logaritmo del PBI desestacionalizado, con un factor de suavizamiento de 1600. Brecha BK es la brecha Baxter y King, computada con el filtro de frecuencias medias Baxter y King tal que tenga una duración de entre 6 y 32 trimestres. Brecha KF(1) es la brecha del producto computada con un filtro de Kalman en 2 etapas (ver sección 3.1). Brecha KF(2) es el ciclo computado con un filtro de Kalman no lineal bivariado (ver Apéndice B). La línea continua representa una regresión ajustada a los datos, en tanto que la línea entrecortada ajusta una relación no paramétrica a los datos (regresión localmente ponderada (*locally weighted regression*) para capturar no linealidades.

En la especificación completa (8), $b_{x,1}$ captura la pendiente para la brecha del producto en periodos de elevada inflación y brecha del producto negativa, mientras $b_{x,1} + b_{x,2}$ es la pendiente en periodos con elevada inflación y brecha del producto positiva. Por su parte, $b_{x,1} + b_{x,3}$ es la pendiente en periodos con baja inflación y brecha negativa, en tanto que $b_{x,1} + b_{x,2} + b_{x,3} + b_{x,4}$ considera la pendiente para periodos de baja inflación y brecha del producto positiva.

El Cuadro 3 muestra los resultados de la estimación para diferentes medidas de brecha del producto. La columna 1 muestra estimados para una curva de Phillips lineal. Las columnas del 2 al 5 muestran estimados de una curva de Phillips no lineal, con diferentes restricciones a la especificación en la ecuación (8), y con la columna 5 que corresponde a los estimados para la especificación completa de la ecuación (8). Si se quiere evaluar la validez de las consecuencias del Gráfico 6, las columnas 2 y 3 representan las

CUADRO 3. Curva de Phillips, IPC subyacente

	x : Brecha KF(1)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Brecha	0.23** (0.05)	0.20** (0.06)	0.42** (0.12)	0.23** (0.05)	0.35 (0.22)
Brecha [Inf.<3]		0.14 (0.13)			0.11 (0.28)
Brecha>0			-0.33 (0.18)		-0.25 (0.28)
Brecha>0 [Inf.<3]				-0.03 (0.18)	-0.11 (0.41)
Constante, post-07	0.69 (0.66)	0.48 (0.72)	0.58 (0.68)	0.72 (0.74)	0.57 (0.79)
π^m	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.01 (0.02)	0.00 (0.02)	0.01 (0.02)
Π^e	0.81** (0.13)	0.87** (0.15)	0.83** (0.12)	0.81** (0.13)	0.88** (0.18)
R^2	0.72	0.72	0.73	0.72	0.73
RMCE	0.800	0.801	0.791	0.806	0.802
Brecha restringida (p-valor)	0.343	0.279	0.912	0.192	
$b_{p,3} + b_{p,4}$	0.38 (0.25)	0.42 (0.25)	0.31 (0.25)	0.37 (0.27)	0.32 (0.27)
$b_{x,2} = b_{x,3}$ (p-valor)					0.074
Observaciones	79	79	79	79	79

NOTAS: Errores estándar robustos en paréntesis. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$. RMCE es la raíz del error cuadrático medio. Inflación subyacente medida como variación porcentual trimestral anualizada. Brecha KF(1) es la brecha del producto computada con el filtro de Kalman 2-etapas (ver sección 3.1).

contrapartes para los estimados restringidos de $b_{x,1} + b_{x,3} \neq 0$, $b_{x,1} + b_{x,2} \neq 0$, respectivamente.

El Panel A en el Cuadro 3 presenta resultados para el caso en que la medida de brecha del producto es KF(1), medida obtenida de estimar el filtro de Kalman 2-etapas. La columna 1 indica que el estimado de una curva de Phillips, con una pendiente constante e igual a 0.23, no puede ser rechazado. La fila “Brecha restringida valor p” muestra que no se puede rechazar estadísticamente la hipótesis nula de $b_{x,2} + b_{x,3} + b_{x,4} = 0$ ¹², con un nivel de significancia del 1 por ciento. Los estimados para la curva de Phillips en las siguientes columnas refuerzan este resultado, y las versiones no lineales de esta curva no son significativas. En la columna 2, la pendiente de la curva de Phillips no es estadísticamente diferente en periodos de elevada y baja inflación. La columna 3 señala que una diferenciación de esta pendiente entre periodos de presiones de demanda positiva o negativa tampoco es estadísticamente significativa. La columna 5 muestra que los coeficientes de una curva de Phillips no lineal no son estadísticamente diferentes a cero. Los resultados también muestran que un determinante importante de la curva de Phillips es la inflación esperada, con un rol poco significativo de la inflación importada. Los coeficientes asociados al componente inercial de la

¹² Brecha restringida (valor p) muestra el valor p de la hipótesis de que cada columna, de (1) a (4), son versiones restringidas de la ecuación completa reportada en la columna (5).

inflación no son significativos. Al 5 por ciento de significancia se puede rechazar la hipótesis nula de que la pendiente de la curva de Phillips cambia entre periodos de inflación alta y brecha positiva con respecto a periodos de inflación baja y brecha del producto negativa, $b_{x,2} = b_{x,3}$.

Este resultado aún se mantiene si consideramos una medida diferente de presiones de demanda. El Cuadro 4 del Apéndice E muestra los resultados de estimar la ecuación (8) con otras medidas de la brecha del producto. El Panel A del Cuadro 4 muestra resultados para la curva de Phillips si consideramos la brecha KF(2), que fue estimada usando un filtro de Kalman no lineal. De esta especificación no se desprende evidencia de una pendiente no lineal. En los paneles C y D las medidas de brecha del producto son las brechas Hodrick y Prescott y Baxter y King, respectivamente. En estas especificaciones, las restricciones para una curva de Phillips lineal no se pueden rechazar con un nivel de confianza al 5%. Incluso si la estimación presentada en la columna 5, correspondiente a la especificación completa (8), muestra significancia estadística para algunos coeficientes, no se puede rechazar la hipótesis nula de que la pendiente de la curva de Phillips es igual en periodos de inflación alta y brecha positiva a aquella pendiente en periodos de inflación baja y brecha del producto negativa, $b_{x,2} = b_{x,3}$.

Estos resultados son robustos incluso si se considera a los periodos de inflación elevada como aquellos en los que la inflación subyacente anual está por encima de 2.5 por ciento. Estas conclusiones también se mantienen si controlamos por datos extremos.¹³

5. POSIBLE NARRATIVA DEL PERIODO DE AUSENCIA DE DESINFLACIÓN

Los resultados anteriores indicarían que un aplanamiento de la curva de Phillips no puede explicar el periodo de ausencia de desinflación después del 2014. Sin embargo, existen indicios de que desplazamientos en la curva de Phillips explicarían mejor la dinámica observada en este fenómeno.

En particular, un aumento en la inflación esperada y un incremento transitorio en la persistencia de la inflación parecen estar detrás de este periodo, caracterizado por una mayor inflación y una brecha del producto negativa más persistentes. El Panel A del Gráfico 7 muestra un incremento importante de la inflación esperada a partir del cuarto trimestre del 2014. Los modelos empleados en este artículo no tienen nada que decir sobre la fuente de incremento en las expectativas de inflación. Sin embargo, en adelante sí se discute evidencia tangencial de un posible mecanismo.

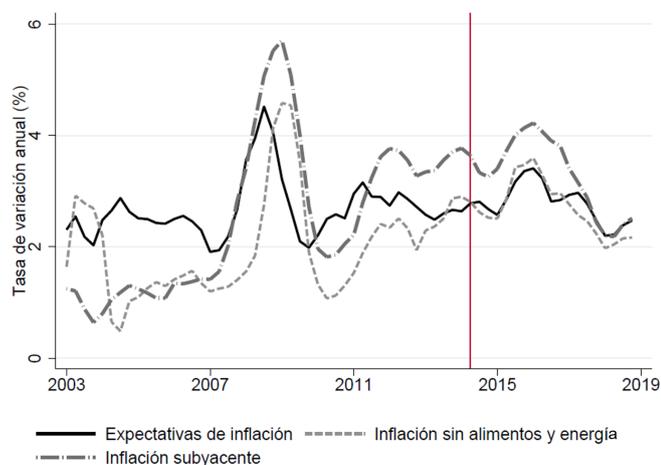
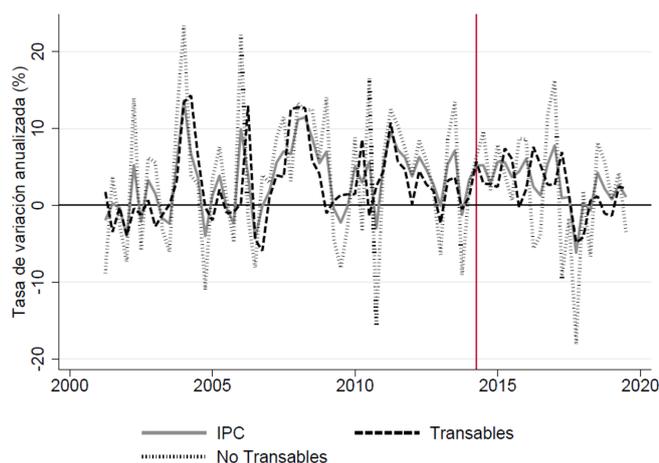
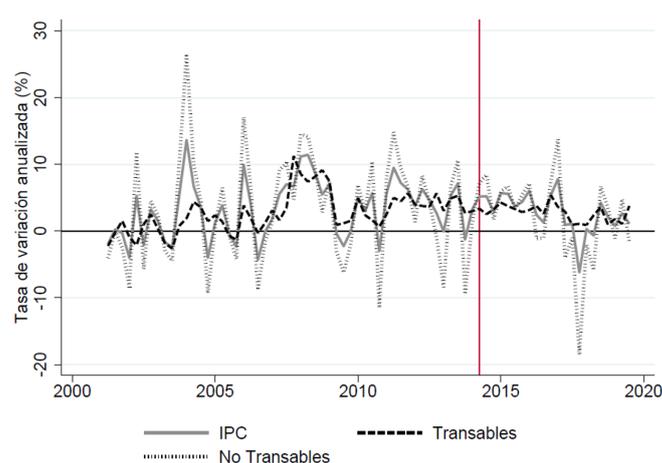
Cambios más abruptos y persistentes en los choques de costos de los alimentos pueden haberse trasladado a incrementos en la inflación esperada. D'Acunto y otros (2019) encuentra evidencia para Estados Unidos de que cambios elevados y frecuentes en los precios de los alimentos son determinantes importantes para la formación de expectativas de precios¹⁴. En el Panel B y C del Gráfico 7, se observan tasas positivas y persistentes en la inflación de alimentos a partir del 2014, en particular, de la inflación de alimentos no subyacente. En tanto, la inflación de alimentos subyacente parece haber sido positiva y más estable desde el 2010. El Panel B muestra que esta dinámica estaría influenciada principalmente por el comportamiento de los precios de alimentos domésticos, relacionado al rubro de no transables, que muestra similar co-movimiento.

¹³ Para controlar por datos extremos, los datos son acotados (*winsorized*) en los percentiles 1% y 99%. Todos estos ejercicios de robustez adicionales no se presentan, pero pueden ser solicitados al autor.

¹⁴ D'Acunto y otros (2019) señalan que considerar a los precios de alimentos para la formación de expectativas es una manera de economizar costos de obtención y procesamiento de información. Si los agentes enfrentan restricciones para procesar información de todos los precios en la economía, los precios de alimentos, que se pueden observar y monitorear diariamente, son más relevantes. Otra explicación es que los agentes ponderan en sus expectativas aquellos precios que observan con mayor frecuencia.

GRÁFICO 7. Inflación

Panel A. Inflación subyacente y expectativas de inflación

Panel B: Inflación de alimentos:
transable y no transablePanel C: Inflación de alimentos:
subyacente y no subyacente

Una historia alternativa para explicar el periodo de ausencia de desinflación tiene que ver con la caída de la tasa de crecimiento del producto potencial.¹⁵ Esta caída reflejaría un menor crecimiento de la productividad y, consecuentemente, un aumento en el costo marginal real y la inflación subyacente, además de una caída en la tasa de interés natural. Si consideramos que el banco central gradualmente ajusta sus estimados a este nuevo nivel en el producto potencial, al tratarse de una variable no observable, la tasa de interés real sería mayor que la tasa de interés natural. Dadas las rigideces nominales, debería observarse un menor crecimiento real y una brecha del producto negativa (Galí, 2008). Este último efecto debería compensar el impacto de una menor productividad sobre los precios y añadir una presión a la baja en la inflación. No obstante, esta narrativa no es un buen contrafactual. Castillo y Florián (2019) y el Gráfico 10 del Apéndice D muestran que la tendencia en la caída del crecimiento del producto potencial, dependiendo de los estimados del filtro de Kalman, inició desde mucho antes del periodo de ausencia de desinflación y que, por el contrario, en este periodo, el crecimiento potencial permaneció relativamente

¹⁵ Ver Gráfico 10 del Apéndice D y Castillo y Florián (2019).

estable.¹⁶ La inflación se mantuvo elevada desde antes del 2014, pero la brecha del producto solo se volvió negativa desde el segundo trimestre del 2014. Es razonable pensar que otros choques de oferta, como choques de costos, pudieron haber tenido mayor influencia en el desplazamiento de la curva de Phillips y, por tanto, en la dinámica de inflación y brecha del producto.

Una postura más expansiva de política monetaria tampoco parece ser una buena explicación de lo observado alrededor del 2014. La reducción en la tasa de interés nominal en este periodo es consistente con una postura acomodaticia a menores tasas naturales, por choques a la tendencia en el producto potencial (Castillo y Florián, 2019). Además, choques expansivos de política monetaria tienen impactos opuestos a la secuencia de brechas del producto negativas observadas (Galí, 2008).

Alternativamente, los choques de oferta más relevantes para explicar la ausencia de desinflación a partir del 2014 podrían ser los choques de costos a productos subyacentes. Los choques de costos generan desplazamientos de la curva de Phillips y ocasionan una brecha del producto negativa y una inflación elevada (Galí, 2008). El Gráfico 11 del Apéndice D sugiere que, en el periodo de ausencia de desinflación, existió una secuencia de choques de costos positivos inusualmente elevados, y al mismo tiempo indica que estos choques de costos tienen una mayor volatilidad aproximadamente a partir del 2012. Esto implica que una mayor varianza tendría un efecto amplificador en la escala incluso para la misma secuencia de choques.¹⁷ Así, tanto choques de costos positivos como una mayor volatilidad pudieron haber desplazado la curva de Phillips, y ocasionado una brecha del producto negativa y una mayor inflación observada en el periodo de ausencia de desinflación. Sin embargo, este argumento requiere de un análisis más exhaustivo para medir cambios estructurales en la volatilidad de los choques a lo largo del tiempo, lo cual está más allá de los límites de este artículo.

6. CONCLUSIONES

En este artículo se realiza una exploración empírica sobre la no linealidad de la curva de Phillips para la economía peruana. Se encuentra que no hay evidencia suficiente de un aplanamiento de la curva de Phillips. Es más, hay indicios considerables de que la relación entre la inflación y la brecha del producto no cambió considerablemente durante el periodo MEI. Este resultado también está en línea con recientes revisiones sobre la posibilidad de un cambio estructural en la pendiente de la curva de Phillips. Aquino (2019) y Barrera (2019) no encuentran evidencia de un aplanamiento en la curva de Phillips para el Perú. Una consecuencia de este resultado es que la disyuntiva entre inflación y menor crecimiento no ha sufrido un cambio estructural en el Perú y, por tanto, el canal de transmisión de acciones de política monetaria a través de cambios en la demanda todavía permanece estable.

Si bien los resultados de este trabajo se basan en versiones lineales de la curva de Phillips, lo cual podría sesgar los resultados (Lindé y Trabandt, 2019), se encuentra que los demás parámetros no se han mantenido constantes. En este sentido, los métodos empleados aún capturan no linealidades en los otros determinantes de la curva de Phillips.

¹⁶ Castillo y Florián (2019) muestran estimados con diversas metodologías y un conjunto distinto de variables observables. Encuentran que la tasa de crecimiento del producto potencial ha disminuido desde el 2008. Si bien se observa una caída abrupta en el 2014, se mantuvo estable a partir de entonces.

¹⁷ Bajo esta línea de explicación, la dinámica de la curva de Phillips debería describirse así:

$$\pi_t = b_{m,t}\pi_t^m + b_{\pi,t}\pi_{t-1} + (1 - b_{\pi,t})\bar{\pi}_t^e + b_{x,t}x_{t-1} + \sigma_t\epsilon_t^\pi,$$

donde $\epsilon_t^\pi \sim N(0, 1)$ son los choques de costos y σ_t representa la volatilidad cambiante de la inflación. Variaciones en ϵ_t^π generan cambios en el nivel de la inflación e innovaciones a σ_t son cambios en la volatilidad de la inflación que amplifican los cambios en el nivel de los choques ϵ_t^π .

En particular, se encuentra evidencia consistente de que la inflación se ha vuelto más prospectiva y, aunque en el corto plazo aún existe una disyuntiva entre la brecha del producto y la inflación, las expectativas de inflación se han vuelto más relevantes. Debe reconocerse que hay un sesgo de simultaneidad potencial por el uso de información de las expectativas de inflación, dado que estas también pueden reaccionar a la inflación corriente (Gagnon y Collins, 2019). Sin embargo, incluso después de controlar por rezagos de la inflación, las expectativas de cambios en precios no pierden significancia. Una consecuencia de este resultado es que la inflación corriente está cada vez más influenciada por la secuencia futura de la brecha del producto y, por tanto, de la postura presente y futura de política monetaria, además de otros choques que persistentemente podrían desviar las proyecciones de las mismas. En este sentido, es importante que las expectativas de inflación se encuentren ancladas al rango meta de inflación del BCRP. Al mismo tiempo, anuncios sobre acciones futuras de política monetaria pueden tener mayor influencia en la fijación de precios y conducta de la inflación.

Este artículo se mantiene silente sobre las razones de un aumento en el coeficiente de la inflación esperada. Los métodos de estimación presentados anteriormente solo nos permiten documentar los cambios en la estructura de determinación de la inflación, presentes en la curva de Phillips.

Finalmente, cabe señalar que los resultados son condicionales al periodo de estimación y, en consecuencia, puede existir sesgo de muestras pequeñas, debido a un número limitado de ciclos económicos observados. El origen de los cambios estructurales en la importancia de la inflación esperada y la naturaleza de los choques de oferta, que pueden explicar el fenómeno reciente de la dinámica entre inflación y brecha del producto, son parte de una agenda futura investigación.

REFERENCIAS

- Aquino, J. (2019). "The Small Open Economy New Keynesian Phillips Curve: Specification, Structural Change". Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 38, 43-60.
- Ball, L. y S. Mazumder. (2019a). "A Phillips Curve with Anchored Expectations and Short-term unemployment," *Journal of Money, Credit and Banking* 51(1), 111-137.
- Ball, L. y S. Mazumder. (2019). "The Nonpuzzling Behavior of Median Inflation," NBER Working Paper 25512.
- Banco Central de Reserva del Perú. (2014). "Recuadro 5. Efectos de la brecha del producto sobre la inflación: La curva de Phillips". Reporte de Inflación Abril 2014.
- Barrera, C. (2019). "¿Existe un tramo horizontal en la curva de Phillips? Perú 2005-2017". Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 38, 61-80.
- Bigio, S. y J. Salas. (2006). "Efectos no lineales de choques de política monetaria y de tipo de cambio real en economías parcialmente dolarizadas: un análisis empírico para el Perú," Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2006-008.
- Blanchard, O., E. Cerutti y L. Summers. (2015). "Inflation and Activity - Two Explorations and their Monetary Policy Implications". IMF Working Paper 15/230.
- Carrera, C. (2012). "Estimating information rigidity using firm's survey data". Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2012-004.

- Carrera, C. y N. Ramírez-Rondán. (2019). "Inflation, Information Rigidity, And The Sticky Information Phillips Curve". *Macroeconomic Dynamics*, 23(07), 2597-2615.
- Castillo, L. y D. Florián. (2019). "Medición de la brecha del producto, el crecimiento potencial y la tasa de interés natural a partir de un modelo dinámico semi-estructural para el Perú." Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2019-012.
- Coibion, O. y Y. Gorodnichenko. (2015). "Is the Phillips Curve alive and well after all? Inflation Expectations and the missing disinflation". *American Economic Journal: Macroeconomics* 7(1), 197-232.
- D'Acunto, F., U. Malmendier, J. Ospina y M. Weber. (2019). "Exposure to Daily Price Changes and Inflation Expectations." NBER Working Paper 26237.
- Departamento de Modelos Macroeconómicos - Banco Central de Reserva del Perú. (2019). "Estimados recientes del MPT." Mimeo.
- Einicke, G. y L. White. (1999). "Robust extended Kalman filtering". *IEEE Transactions on Signal Processing*, 47(9), 2596-2599.
- European Central Bank, 2016, "The slowdown in emerging market economies and its implications for the global economy". ECB Economic Bulletin, Issue 3/2016 , Article 1.
- Fernández, A. (2015). "El Canal de Costos de la Política Monetaria: Evidencia para la Economía Peruana". Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2015-007.
- Fioramanti, M. (2015). "Potential Output, Output Gap and Fiscal Stance: is the EC estimation of the NAWRU too sensitive to be reliable?" *Italian Fiscal Policy Review* , Vol. 1.
- Gagnon, J. y C. Collins. (2019). "Low Inflation Bends the Phillips Curve," Working Paper Series WP19-6, Peterson Institute for International Economics.
- Galí, J. (2008). "Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications". Princeton University Press.
- Galí, J. y L. Gambetti. (2018). "Has the U.S Wage Phillips Curve Flattened? A semi-Structural exploration". Manuscript. XXII Conference of the Central Bank of Chile.
- Galí, J. y T. Monacelli. (2005). "Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy". *Review of Economic Studies* , 72(3), 707:734.
- Hamilton, J. (1994). *Times series analysis*, Princeton: Princeton University Press.
- Harvey, A. (1989). *Forecasting, structural times series models and Kalman filter*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Holston, K., T. Laubach y J. Williams. (2017). "Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants". *Journal of International Economics*, 108(1), S59:S75.
- Huang, G., A. Mourikis y S. Roumeliotis. (2008). "Analysis and improvement of the consistency of extended Kalman filter based SLAM". Robotics and Automation, 2008. ICRA 2008. IEEE International Conference on. pp. 473-479.

- International Monetary Fund. (2013). “The Dog That Didn’t Bark: Has Inflation Been Muzzled or Was it Just Sleeping?”. *World Economic Outlook*.
- Jordà, O. y F. Nechio. (2018). “Inflation Globally”. FRBSF Working Paper 2018-15.
- Jordà, S. y A. Taylor. (2018). “The effects of quasi-random monetary experiments”. *Journal of Monetary Economics* 2019.
- Lindé, J. y M. Trabandt. (2019). “Resolving the Missing Deflation Puzzle,” CEPR Discussion Papers 13690.
- Matheson, T. y E. Starrev. (2013). “The great recession and the inflation puzzle”. IMF Working Paper 13/124.
- Salas, J. (2010). “Bayesian Estimation of a simple macroeconomic model for a small open economy and partially dollarized economy”. Serie Documentos de Trabajo, DT. 2010-007. Banco Central de Reserva del Perú.
- Stock, J. y M. Watson. (1998). “Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time-Varying Parameter Model”, *Journal of the American Statistical Association*, 93:441, 349-358.
- Vega, M. y D. Winkelried. (2006). “El efecto arrastre de la inflación mundial en la economías pequeñas y abiertas”. Premio de Banca Central “Rodrigo Gómez 2004”. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.
- Vega, M., Bigio, S., Florián, D., Llosa, G., Miller, S., Ramírez, N., Rodríguez, D., Salas, J. y D. Winkelried. (2009). Un modelo semi-estructural de proyección para la economía peruana. *Revista Estudios Económicos*, 17, 51-83.
- Winkelried, D. (2013). “Modelo de Proyección Trimestral del BCRP: Actualización y Novedades”. Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 26, 9-60.

APÉNDICES

A. REPRESENTACIÓN ESPACIO-ESTADO Y FILTROS DE KALMAN

A.1. FILTRO DE KALMAN LINEAL

El filtro de Kalman permite obtener estimados de series no observables. Dependiendo de un conjunto de supuestos, el sistema de ecuaciones en (I) puede describirse en una forma canónica espacio-estado lineal. En general, esta puede ser:

$$\begin{aligned} \text{Ecuación de medida} \quad y_t &= dx_t + Z_t \alpha_t + G_y u_t, \\ \text{Ecuación de estado} \quad \alpha_t &= c_t + T_t \alpha_{t-1} + G_\alpha v_t, \end{aligned} \quad (9)$$

donde $\mathbb{E}(u_t) = \mathbb{E}(v_t) = \mathbf{0}$, $\mathbb{V}(u_t) = \mathbf{R}$, $\mathbb{V}(v_t) = \mathbf{Q}$ y $\mathbb{E}(u_t \alpha_0') = \mathbb{E}(v_t \alpha_0') = \mathbf{0}$ para todo t .

El objetivo es estimar el vector α_t , de dimensión $s \times 1$, que contiene *variables de estado* no observables. La matriz de transición T_t tiene dimensión $s \times s$, c_t es un vector $s \times 1$. G_α es una matriz conformable de tamaño $s \times l$ y el vector de choques v_t tiene dimensión $g \times 1$.

y_t es un vector $n \times 1$, que contiene datos observables en el tiempo t . La matriz Z , que tiene dimensiones $n \times s$, determina la relación entre el vector de variables de estado con el vector de datos observables. d es un vector de coeficientes $n \times k$, x_t es un vector $k \times 1$ de variables predeterminadas al sistema. G_y es una matriz $n \times n$ y el vector de choques u_t tiene tamaño $n \times 1$.

Del sistema en (9), el filtro de Kalman nos permite obtener predicciones sobre el vector de variables de estado α_t . El filtro de Kalman, en conjunto con uno de suavizamiento, hace posible utilizar las señales de las variables observables para inferir la evolución de las variables no observables condicionales en la información disponible (para mayores detalles del filtro de Kalman ver [Hamilton \(1994\)](#); [Harvey \(1989\)](#)).

A.2. FILTRO DE KALMAN NO LINEAL

Como se discute en el texto principal, el modelo a estimar (I) presenta dos problemas importantes: i) involucra variables no observables, y ii) existe una relación no lineal. Una forma de eludir ambos es adoptar la estrategia seguida por [Matheson y Starvrev \(2013\)](#): emplear un filtro de Kalman no lineal (*extended Kalman filter*) siguiendo a [Einicke y White \(1999\)](#), el cual considera la existencia de un sistema espacio-estado con la siguiente forma:

$$\begin{aligned} &\text{Ecuación de medida} \\ y_t &= Z(x_t, \alpha_t) + u_t, \quad u_t \sim N(0, \mathbf{R}) \\ &\text{Ecuación de estado} \\ \alpha_t &= T(\alpha_{t-1}, \Theta_t) + v_t, \quad v_t \sim N(0, \mathbf{Q}), \end{aligned}$$

donde Θ_t es un vector exógeno de variables, y $H(\cdot)$ y $F(\cdot)$ son funciones diferenciables. A diferencia del filtro de Kalman lineal, estimar variables latentes en este sistema requiere reemplazar $H(\cdot)$ and $F(\cdot)$ por sus gradientes, $\left. \frac{\partial H(\cdot)}{\partial X_t} \right|_{X_{t|t-1}}$, $\left. \frac{\partial F(\cdot)}{\partial X_t} \right|_{X_{t|t-1}, \Theta_t}$, respectivamente. Este paso es como una linealización de las ecuaciones de estado y medida alrededor de los estados filtrados (ver [Einicke y White \(1999\)](#) para mayores detalles). Sin embargo, a diferencia del filtro de Kalman lineal, este deja de ser un estimador óptimo de variables no observables y, dadas las aproximaciones, surgen además problemas de convergencia.

Matheson y Starvrev (2013) ofrece una descripción más detallada del filtro del Kalman no lineal.

A.3. ALGORITMO DE ESTIMACIÓN DEL FILTRO DE KALMAN EN DOS ETAPAS

En esta sección se presenta un algoritmo de estimación del sistema en (I), con el filtro de Kalman lineal. Este algoritmo permite sortear los problemas de no linealidad, ya discutidos en el texto principal, sin recurrir a modificaciones importantes como en Einicke y White (1999); Matheson y Starvrev (2013). El algoritmo es secuencial y, al igual que en Holston, Laubach y Williams (2017), también se corrige el problema de sesgo de estimación de la varianza del crecimiento del producto potencial del producto.¹⁸ El sistema estado-espacio en (I) que enfrentamos es el siguiente:

$$\begin{aligned}\pi_t &= b_{m,t}\pi_t^m + b_{\pi,t}\pi_{t-1} + (1 - b_{\pi,t})\bar{\pi}_t^e + b_{x,t}(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \epsilon_t^\pi \\ y_t &= y_t^* + a_{x,1}(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + a_{x,2}(y_{t-2} - y_{t-2}^*) + \epsilon_t^x\end{aligned}\quad (\text{II})$$

donde

$$\begin{aligned}b_{\pi,t} &= b_{\pi,t-1} + e_t^{b_\pi} \\ b_{m,t} &= b_{m,t-1} + e_t^{b_m} \\ b_{x,t} &= b_{x,t-1} + e_t^{b_x} \\ y_t^* &= y_{t-1}^* + g_{t-1} + e_t^{y^*} \\ g_t &= g_{t-1} + e_t^g \\ \epsilon_t^j, e_t^i &\sim N(0, \sigma_i^2) \quad \forall j = \pi, x \quad \forall i = b_\pi, b_m, b_x, y^*, g.\end{aligned}\quad (\text{III})$$

ALGORITMO DE ESTIMACIÓN

El algoritmo de estimación involucra dos etapas y, en cada una, los parámetros presentes en un filtro de Kalman lineal son estimados por máxima verosimilitud.

Puntos iniciales:

- Inicializar la brecha del producto, x_t , con el ciclo estimado de aplicar un filtro HP (con factor de suavizamiento 1600) al logaritmo del PBI, $y_t = \log(PBI_t)$: $x_t^{(0)} = x_t^{HP}$.
- Asumir que los parámetros cambiantes de la curva de Phillips son constantes e iguales al estimador de MCO: $\mathbf{b}_t^{(0)} = [b_{m,MCO}, b_{\pi,MCO}, b_{x,MCO}]_{T \times 3}$, donde T es el tamaño de la muestra.

Paso 1: Asumir que la brecha del producto es conocida.

Etapas

Usar la siguiente representación estado-espacio:

¹⁸ Stock y Watson (1998) muestran que la varianza de una variable dominada por frecuencias bajas tiene un sesgo a cero. Es decir, el estimador por máxima verosimilitud tiene una gran masa en cero. Ese problema se presenta para la tasa de crecimiento del producto potencial, que cambia suavemente y presenta cambios poco abruptos.

$$\pi_t = \bar{\pi}_t^e + \begin{bmatrix} \pi_t^m & \pi_{t-1} - \bar{\pi}_t^e & x_{t-1}^{(0)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{m,t} \\ b_{\pi,t} \\ b_{x,t} \end{bmatrix} + \epsilon_t^\pi$$

$$\begin{bmatrix} b_{m,t} \\ b_{\pi,t} \\ b_{x,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{m,t-1} \\ b_{\pi,t-1} \\ b_{x,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^{b_\pi} \\ e_t^{b_m} \\ e_t^{b_x} \end{bmatrix}$$

con

$$\mathbf{Q} = \begin{bmatrix} \sigma_{b_\pi}^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{b_m}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{b_x}^2 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{R} = \sigma_\pi^2$$

Con los siguientes parámetros a estimar $\Theta = [\sigma_{b_\pi}, \sigma_{b_m}, \sigma_{b_x}, \sigma_\pi]$. Incluir las siguientes restricciones: $0 < b_{m,t}, b_{\pi,t} < 1$ y $b_{x,t} > 0$.

Actualizar la matriz de parámetros cambiantes $\mathbf{b}_t^{(1)} = [b_{m,t}, b_{\pi,t}, b_{x,t}]_{T \times 3}$

Paso 2: Tomar como dados los parámetros cambiantes, $b_{m,t}, b_{\pi,t}, b_{x,t}$, estimados en el paso 1.

Etapa 2

En esta etapa se toman como dados los parámetros cambiantes, $b_{m,t}, b_{\pi,t}, b_{x,t}$, computados en la etapa 1, para estimar una brecha del producto consistente con el modelo. Así, primero, siguiendo a [Stock y Watson \(1998\)](#), se estima el ratio ruido-senal: $\lambda_g = \frac{\sigma_g^2}{\sigma_{y^*}^2}$, para evitar un valor de cero en la varianza del crecimiento del producto potencial, σ_g^2 . En segundo lugar, dado λ_g , se estima la brecha del producto.

Paso 3: Estimar el ratio ruido-senal: $\lambda_g = \frac{\sigma_g^2}{\sigma_{y^*}^2}$.

Asumir como constante la tasa de crecimiento del producto potencial $g_t = g$ (i.e $\sigma_{y^*} = 0$). Por tanto: $y_t^* = g + y_{t-1}^* + e_t^{y^*}$ y usar la siguiente representación espacio-estado:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & a_{x,1} & a_{x,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{m,t}\pi_t^m + b_{\pi,t}\pi_{t-1} + (1 - b_{\pi,t})\bar{\pi}_t^e + b_{x,t}y_{t-1} \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} 0 & -b_{x,t} & 0 \\ 1 & -a_{x,1} & -a_{x,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t^* \\ y_{t-1}^* \\ y_{t-2}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t^\pi \\ \epsilon_t^y \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} y_t^* \\ y_{t-1}^* \\ y_{t-2}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1}^* \\ y_{t-2}^* \\ y_{t-3}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^{y^*} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

con

$$\mathbf{Q} = \begin{bmatrix} \sigma_{y^*}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{R} = \begin{bmatrix} \sigma_\pi^2 & 0 \\ 0 & \sigma_y^2 \end{bmatrix}$$

Con los siguientes parámetros a estimar $\Theta = [a_{x,1}, a_{x,2}, g, \sigma_{y^*}, \sigma_{\pi}, \sigma_y]$. Computar el ratio señal-ruido insesgado a la [Stock y Watson \(1998\)](#): λ_g .

Paso 4: Imponer el ratio ruido-senal estimado en el paso 3: $\lambda_g = \frac{\sigma_g^2}{\sigma_{y^*}^2}$.

Usar la siguiente representación espacio-estado para estimar las variables no observables:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & a_{x,1} & a_{x,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{m,t}\pi_t^m + b_{\pi,t}\pi_{t-1} + (1 - b_{\pi,t})\bar{\pi}_t^e + b_{x,t}y_{t-1} \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} 0 & -b_{x,t} & 0 & 0 \\ 1 & -a_{x,1} & -a_{x,2} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t^* \\ y_{t-1}^* \\ y_{t-2}^* \\ g_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t^\pi \\ \epsilon_t^y \end{bmatrix} \\ \begin{bmatrix} y_t^* \\ y_{t-1}^* \\ y_{t-2}^* \\ g_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1}^* \\ y_{t-2}^* \\ y_{t-3}^* \\ g_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^{y^*} \\ 0 \\ 0 \\ e_t^g \end{bmatrix}$$

con

$$\mathbf{Q} = \begin{bmatrix} \sigma_{y^*}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \lambda_g \sigma_{y^*}^2 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{R} = \begin{bmatrix} \sigma_\pi^2 & 0 \\ 0 & \sigma_y^2 \end{bmatrix}$$

Con los siguientes parámetros a estimar $\Theta = [a_{x,1}, a_{x,2}, \sigma_{y^*}, \sigma_\pi, \sigma_y]$.

Actualizar el indicador de brecha del producto: $x_t^{(1)} = y_t - y_t^*$.

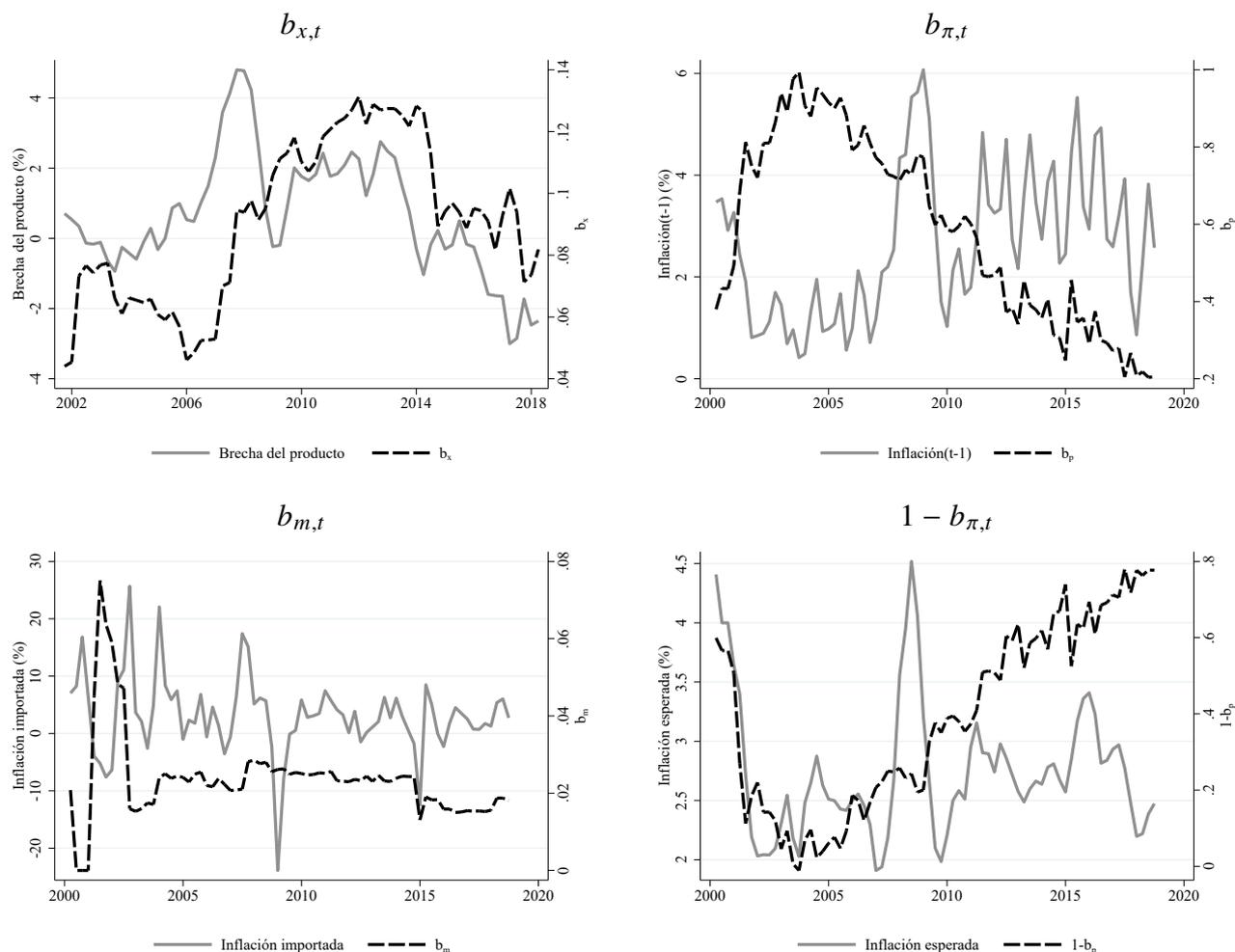
Paso 5: Considere un número arbitrario y suficientemente pequeño: $\varepsilon = 1e - 5$. Computar la siguiente norma $d = \|x_t^{(1)} - x_t^{(0)}\| + \|\mathbf{b}_t^{(1)} - \mathbf{b}_t^{(0)}\|$. Si

1. $d \geq \varepsilon$, actualizar $x_t^{(1)} = x_t^{(0)}$; $\mathbf{b}_t^{(1)} - \mathbf{b}_t^{(0)}$ y volver al paso 1.
2. $d < \varepsilon$, terminar el algoritmo.

B. FILTRO DE KALMAN NO LINEAL

Otra forma de lidiar con el problema de la no linealidad presente en el sistema (I) es seguir la misma estrategia que la sugerida por la literatura ([Matheson y Starvrev, 2013](#); [Blanchard y otros, 2015](#)): emplear un filtro de Kalman no lineal. A diferencia del filtro de Kalman lineal, se usan gradientes en las ecuaciones no lineales alrededor de las variables latentes. Es decir, se linealizan las funciones no lineales con una aproximación de primer orden. El Apéndice A.2 describe brevemente este método.

El Gráfico 8 muestra los resultados de la estimación. La línea entrecortada negra representa los valores estimados de los parámetros cambiantes de cada determinante de la inflación a lo largo de toda la muestra, mientras que la línea continua gris, el correspondiente determinante. En cada caso, los estimados de los parámetros cambiantes corresponden a los valores obtenidos en la etapa de actualización: $b_{x,t|t}$, $b_{\pi,t|t}$ y $b_{m,t|t}$.

GRÁFICO 8. Resultados de la estimación: filtro de Kalman no lineal

NOTAS: Gráfico de los estimados de la etapa de actualización, $b_{\cdot,t|t}$, filtro de Kalman no lineal bivariado. $b_{\pi,t}$, $b_{m,t}$, $b_{x,t}$ y x_t filtrados conjuntamente. Restricciones en las variables de estado: $0 < b_{\pi,t}, b_{m,t} < 1$, $b_{x,t} > 0$.

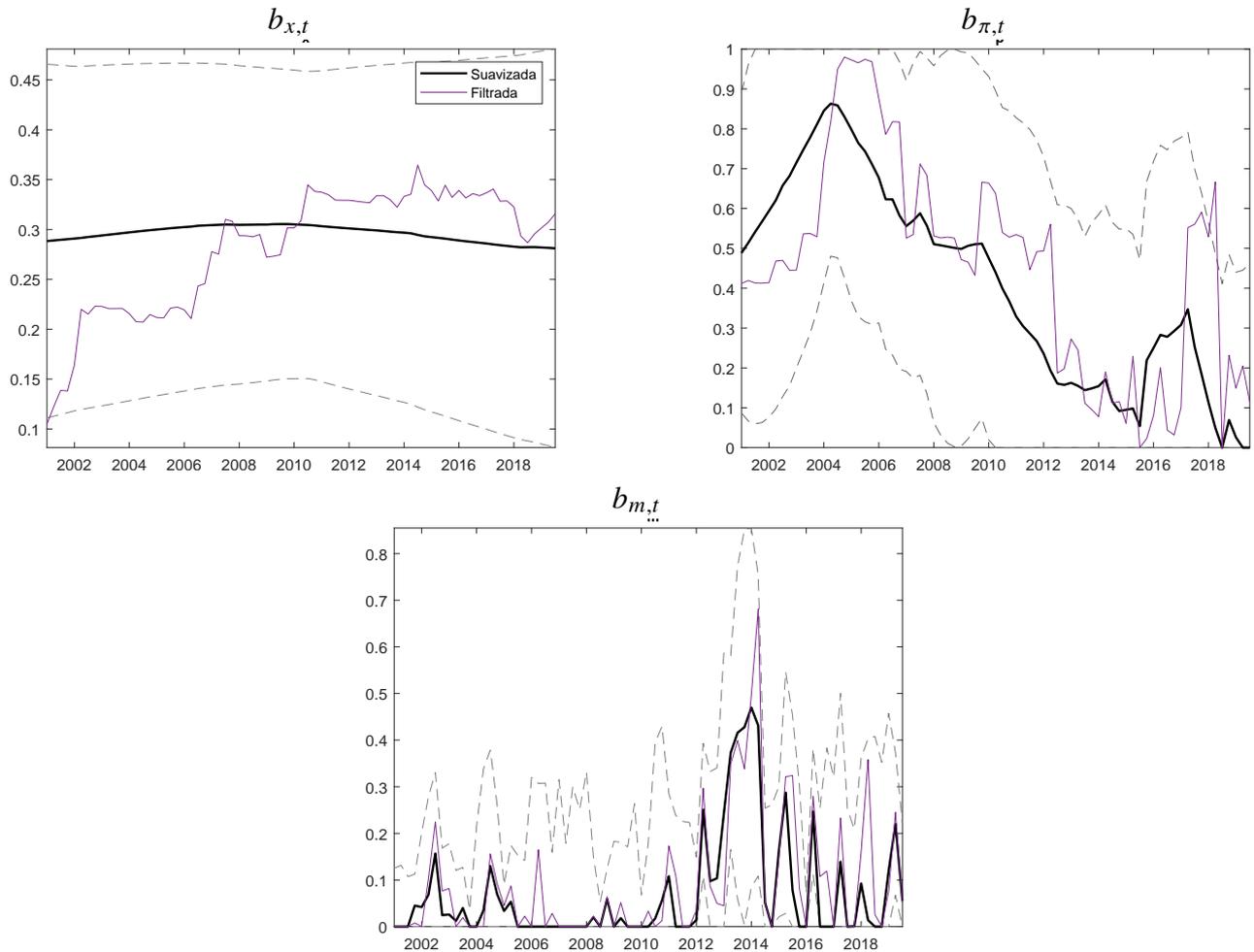
En base a los estimados filtrados, se puede apreciar un aplanamiento leve en la curva de Phillips. Se observa que, a partir del 2014T3, este parámetro se ha reducido de 0.13 a 0.9. Sin embargo, ese aplanamiento no parece ser un fenómeno nuevo y, entre el 2002 y 2006, la pendiente de la curva de Phillips se ubicó cerca de 0.06. A partir del 2007, se incrementó hasta ubicarse en 0.13, coincidiendo con el periodo de una brecha más positiva. Cabe señalar que este leve aplanamiento no sería el único determinante de una mayor inflación observada desde el 2014, que no se corresponde con una brecha del producto negativa. Consistente con los resultados en la sección 3.1, el Gráfico 8 muestra que parte de la narrativa también proviene de una reducción en la importancia de la inflación inercial y, por tanto, un aumento en la importancia de las expectativas de inflación, con relevancia constante pero reducida de la inflación importada.

Los resultados anteriores deben tomarse con precaución, ya que consideran estimados filtrados. Los estimados suavizados no se presentan en esta sección debido a falta de convergencia en el filtro de suavizamiento. Debido a la linealización, el filtro de Kalman no lineal presenta problemas de convergencia. También puede ser inconsistente debido a problemas de estimación de la matriz de covarianzas (Einicke y White, 1999; Huang y otros, 2008; Fioramanti, 2015).

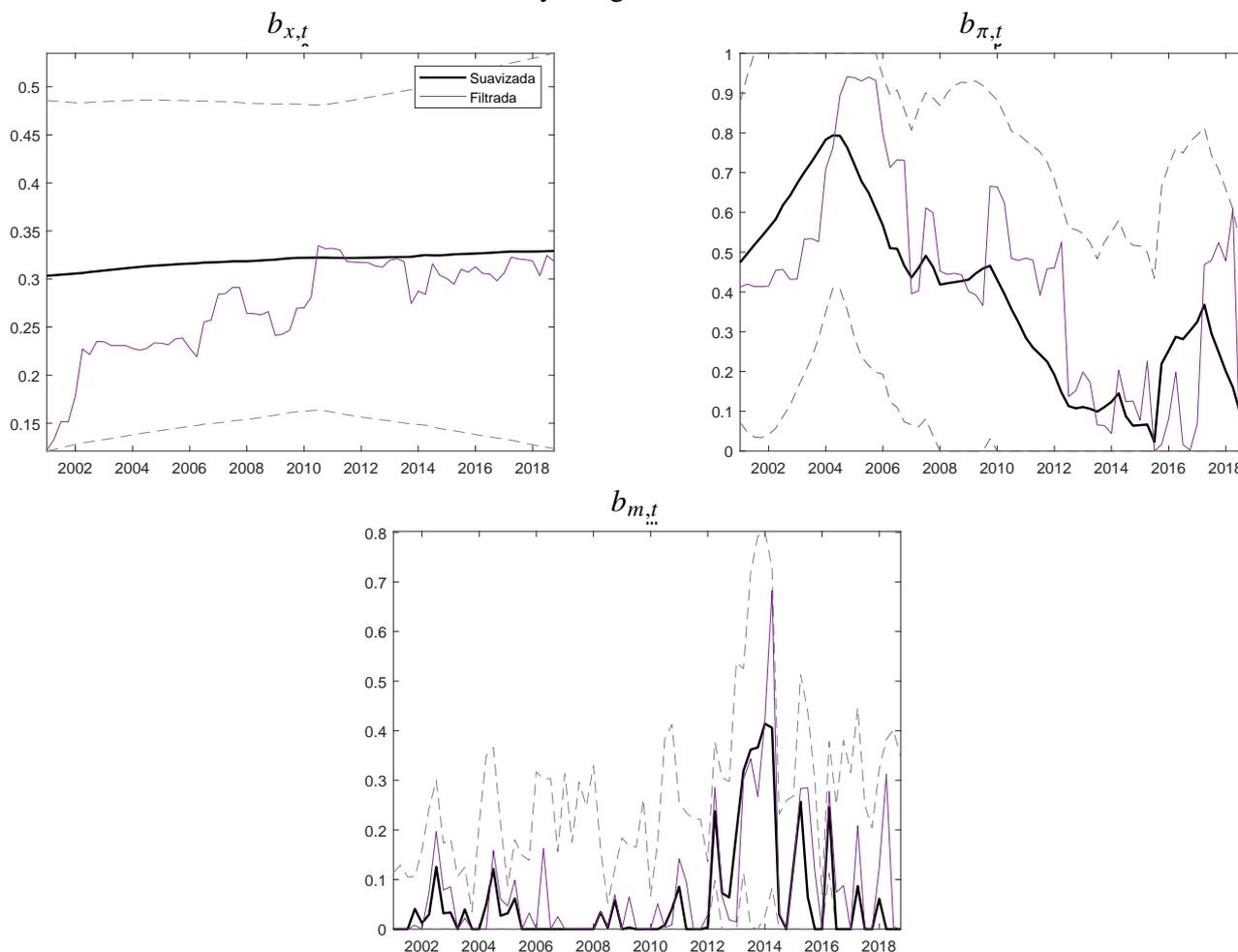
C. ESTIMADOS UNIVARIADOS DEL FILTRO DE KALMAN

GRÁFICO 9. Resultados de la estimación: Kalman lineal

A. Brecha HP como variable observable



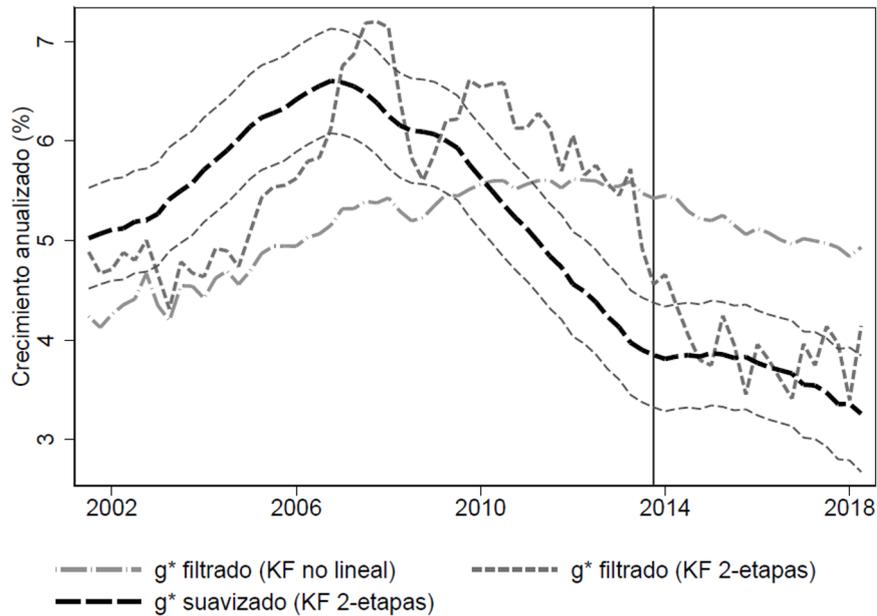
NOTAS: Gráfico de los estimados de la etapa de actualización, $b_{\pi,t|t}$, y suavizamiento, $b_{\pi,t|T}$. KF estándar. $b_{i,t}$ filtrados condicional a la información de la brecha del producto, x_t , como observable. Restricciones en las variables de estado: $0 < b_{\pi,t}, b_{m,t} < 1$, $b_{x,t} > 0$. Las líneas entrecortadas representan +/- una desviación estándar de los estimados suavizados. Panel A: la brecha del producto es el ciclo HP aplicado al logaritmo del PBI desestacionalizado, con un factor de suavizamiento de 1600. Panel B: la brecha Baxter y King es computada aplicando un filtro de frecuencias medias Baxter y King tal que tenga una duración de entre 6 y 32 trimestres.

GRÁFICO 9. Resultados de la estimación: Kalman lineal (continuación)**B. Brecha Baxter y King como variable observable**

NOTAS: Gráfico de los estimados de la etapa de actualización, $b_{\pi,t|t}$, y suavizamiento, $b_{\pi,t|T}$. KF estándar. $b_{i,t}$ filtrados condicional a la información de la brecha del producto, x_t , como observable. Restricciones en las variables de estado: $0 < b_{\pi,t}, b_{m,t} < 1$, $b_{x,t} > 0$. Las líneas entrecortadas representan +/- una desviación estándar de los estimados suavizados. Panel A: la brecha del producto es el ciclo HP aplicado al logaritmo del PBI desestacionalizado, con un factor de suavizamiento de 1600. Panel B: la brecha Baxter y King es computada aplicando un filtro de frecuencias medias Baxter y King tal que tenga una duración de entre 6 y 32 trimestres.

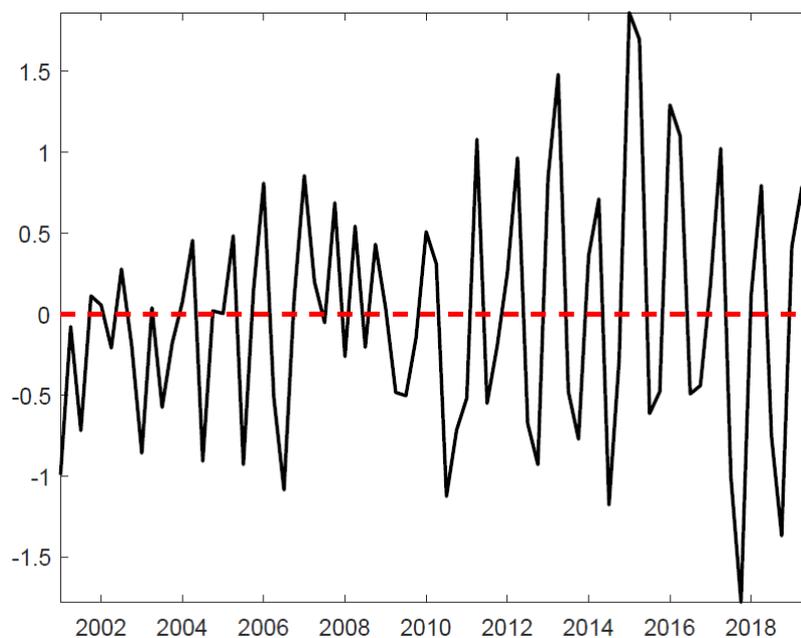
D. OTRAS VARIABLES NO OBSERVABLES

GRÁFICO 10. Resultados de la estimación: crecimiento del PBI potencial



NOTAS: Gráfico de los estimados suavizados y filtrados de la tasas de crecimiento de la brecha del producto. Estimados provenientes de un filtro de Kalman no lineal y de un filtro de Kalman lineal en 2-etapas. Las líneas entrecortadas representan +/- una desviación estándar de los estimados suavizados.

GRÁFICO 11. Resultados de la estimación: choque de costos



NOTAS: Este presenta el estimado del choque de costos, ϵ_t^{π} , obtenido de aplicar el filtro de Kalman 2-etapas (ver sección 3.1).

E. ESTIMADOS DE UNA CURVA DE PHILLIPS NO LINEAL FLEXIBLE: OTRAS MEDIDAS DE BRECHA DEL PRODUCTO

CUADRO 4. *Curva de Phillips, IPC subyacente*

Panel A. x : Brecha KF(2)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Brecha	0.22** (0.06)	0.24** (0.07)	0.23 (0.20)	0.24** (0.06)	0.18 (0.38)
Brecha [Inf.<3]		-0.04 (0.10)			0.12 (0.36)
Brecha>0			-0.01 (0.26)		0.05 (0.43)
Brecha>0 [Inf.<3]				-0.11 (0.14)	-0.24 (0.39)
Constante, post-07	1.25 (0.75)	1.26 (0.76)	1.27 (0.81)	1.50 (0.88)	1.66 (1.03)
π^m	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)
Π^e	0.63** (0.13)	0.63** (0.13)	0.63** (0.13)	0.65** (0.13)	0.65** (0.13)
R^2	0.72	0.72	0.72	0.73	0.73
RECM	0.804	0.809	0.810	0.807	0.818
Brecha restringida (p-valor)	0.849	0.782	0.676	0.927	
$b_{p,3} + b_{p,4}$	0.23 (0.25)	0.24 (0.25)	0.23 (0.26)	0.18 (0.27)	0.12 (0.29)
$b_{x,2} = b_{x,3}$ (p-valor)					0.806
Observaciones	76	76	76	76	76

NOTAS: Errores estándar robustos en paréntesis. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$. RECM es la raíz del error cuadrático medio.

CUADRO 4. Curva de Phillips, IPC subyacente (continuación)

Panel B. x : Brecha HP					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Brecha	0.23** (0.07)	0.19* (0.08)	0.25 (0.12)	0.23** (0.07)	0.13 (0.11)
Brecha [Inf.<3]		0.17 (0.15)			0.50* (0.23)
Brecha>0			-0.04 (0.21)		0.06 (0.21)
Brecha>0 [Inf.<3]				-0.04 (0.15)	-0.59* (0.28)
Constante, post-07	1.06 (0.66)	0.82 (0.70)	1.07 (0.67)	1.11 (0.72)	1.14 (0.71)
π^m	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.00 (0.02)
Π^e	0.61** (0.12)	0.67** (0.14)	0.61** (0.12)	0.61** (0.12)	0.77** (0.15)
R^2	0.70	0.70	0.70	0.70	0.71
RECM	0.829	0.828	0.835	0.835	0.825
Brecha restringida (p-valor)	0.172	0.121	0.086	0.089	
$b_{p,3} + b_{p,4}$	0.16 (0.23)	0.23 (0.23)	0.15 (0.23)	0.14 (0.24)	0.14 (0.23)
$b_{x,2} = b_{x,3}$ (p-valor)					0.175
Observaciones	79	79	79	79	79

NOTAS: Errores estándar robustos en paréntesis. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$. RECM es la raíz del error cuadrático medio.

CUADRO 4. Curva de Phillips, IPC subyacente (continuación)

Panel C. x : Brecha BK					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Brecha	0.24** (0.08)	0.22** (0.08)	0.25* (0.12)	0.24** (0.08)	0.17 (0.11)
Brecha [Inf.<3]		0.13 (0.16)			0.43* (0.19)
Brecha>0			-0.03 (0.22)		0.05 (0.22)
Brecha>0 [Inf.<3]				-0.05 (0.16)	-0.48 (0.25)
Constante, post-07	1.06 (0.79)	0.71 (0.95)	1.07 (0.81)	1.14 (0.93)	0.72 (0.91)
π^m	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)
Π^e	0.63** (0.12)	0.69** (0.15)	0.63** (0.13)	0.63** (0.12)	0.82** (0.16)
R^2	0.70	0.71	0.70	0.70	0.71
RECM	0.833	0.836	0.839	0.839	0.839
Brecha restringida (p-valor)	0.152	0.156	0.084	0.077	
$b_{p,3} + b_{p,4}$	0.10 (0.24)	0.19 (0.27)	0.09 (0.25)	0.08 (0.27)	0.17 (0.26)
$b_{x,2} = b_{x,3}$ (p-valor)					0.243
Observaciones	76	76	76	76	76

NOTAS: Errores estándar robustos en paréntesis. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$. RECM es la raíz del error cuadrático medio. Inflación subyacente medida como variación porcentual trimestral anualizada. Brecha HP es el ciclo HP aplicado al logaritmo del PBI desestacionalizado, con un factor de suavizamiento de 1600. Brecha BK es la brecha Baxter y King, computada con el filtro de frecuencias medias Baxter y King tal que tenga una duración de entre 6 y 32 trimestres. Brecha KF(2) es el ciclo computado con un filtro de Kalman no lineal bivariado (ver Apéndice B).



La curva de Phillips Neokeynesiana de una economía pequeña y abierta: Especificación, quiebres estructurales y robustez

JUAN CARLOS AQUINO*

El presente documento evalúa empíricamente si la pendiente de la curva de Phillips con respecto a la brecha del producto se ha reducido. Se deriva una versión de la curva de Phillips Neokeynesiana para una economía pequeña y abierta (Galí y Monacelli, 2005) aumentada con rezagos para especificar una ecuación de estimación semi-estructural. Utilizando datos para la economía peruana, dicha ecuación es estimada mediante el Método Generalizado de Momentos (MGM) para el período que cubre el régimen de metas explícitas de inflación (enero 2002 - marzo 2019) y el período posterior a la Gran Crisis Financiera Global (enero 2008 - marzo 2019). Se encuentra que el parámetro de la pendiente se ha mantenido estable para ambos períodos de estimación. Además, el canal de expectativas ha cobrado mayor relevancia para el período poscrisis, un resultado que es consistente con la menor persistencia de la dinámica inflacionaria. Los resultados son también consistentes con la presencia de homogeneidad nominal de largo plazo en ambas muestras de estimación.

Palabras Clave : Curva de Phillips Neokeynesiana, Método Generalizado de Momentos, economía pequeña y abierta.

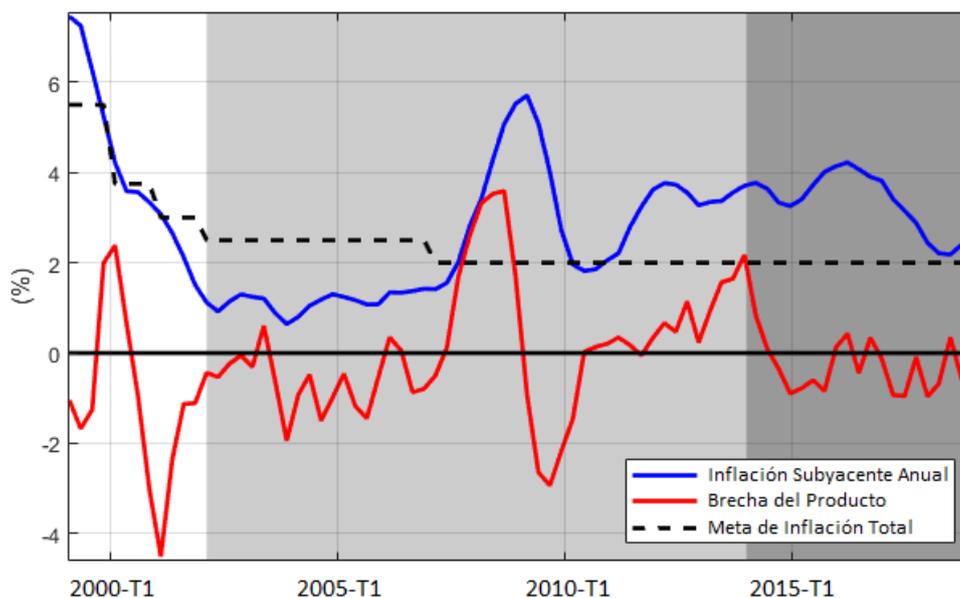
Clasificación JEL : C22, C51, E31.

Una de las maneras más importantes en que la política monetaria afecta a la inflación es a través de sus efectos sobre la actividad económica. Este canal suele estar representado por una relación (positiva) entre la inflación y una medida de presiones inflacionarias, conocida como la curva de Phillips e inspirada en Phillips (1958). Para el caso de Perú, el Gráfico 1 muestra la evolución trimestral de la inflación subyacente anual y el componente cíclico del PBI (también conocido como la brecha del producto) desde 1999. Se puede observar que, desde la adopción del régimen de metas explícitas de inflación (MEI) en el año 2002, dicha relación aparentemente se ha mantenido hasta 2013 (área sombreada en gris). Sin embargo, también puede observarse que dicha relación aparentemente se ha deteriorado a partir del año 2014 (zona sombreada en gris oscuro), lo cual naturalmente despierta cierta preocupación sobre la efectividad de la política monetaria.

* Aquino: Banco Central de Reserva del Perú (correo electrónico: juan.aquino@bcrp.gob.pe).

El autor agradece a Marco Vega, Paul Castillo, Youel Rojas y Raimundo Chirinos por los comentarios y sugerencias, y a María Gracia Ramos quien adicionalmente brindó apoyo con los datos. Se aplica la exención de responsabilidad usual.

GRÁFICO 1. Inflación subyacente trimestral y brecha del producto : 1999-T1 a 2018-T4



Desde un punto de vista técnico, la discusión previa se suele organizar en términos de la curva de Phillips Neokeynesiana (CPNK), cuya especificación es la siguiente (ver [Clarida y otros, 1999](#)):

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa(y_t - g_t) + \varepsilon_t$$

donde π_t denota la tasa de inflación, $E_t \pi_{t+1}$ la tasa de inflación esperada, y_t el nivel de producción, g_t el nivel de producción potencial, β y κ son constantes positivas y ε_t es un término de perturbación aleatorio. Los recientes episodios de contracción económica y ausencia de presiones deflacionarias dieron lugar a la preocupación sobre si la curva de Phillips se ha aplanado o, de forma equivalente, si el parámetro de la pendiente κ de dicha ecuación se ha reducido.

En este artículo se realiza una estimación semi-estructural de una CPNK para Perú con el fin de determinar si la curva de Phillips se ha aplanado o no. El enfoque adoptado en este trabajo tiene algunas características novedosas. En primer lugar, la especificación en forma reducida (y las restricciones de signo basadas en un modelo) surge de la derivación de una versión híbrida (aumentada con rezagos) de la CPNK para una economía pequeña y abierta desarrollada por [Galí y Monacelli \(2005\)](#), con el objetivo de considerar la persistencia de la inflación. En segundo lugar, esta extensión es compatible con los datos mensuales disponibles para todo el régimen MEI adoptado por el Banco Central de Reserva del Perú en el año 2002. En tercer lugar, los estimados son obtenidos a través del Método Generalizado de Momentos (MGM) desarrollado en [Hansen \(1982\)](#) y los criterios de selección de momentos propuesto en [Andrews \(1999\)](#). Finalmente, se reportan resultados para dos muestras de estimación: el régimen MEI (2002-2019) y el período posterior a la crisis (2008-2019), a fin de comprobar la estabilidad de los parámetros.

Los hallazgos se resumen de la siguiente manera. Primero, los estimados son consistentes con las restricciones de signo basadas en la teoría. Segundo, para ambas muestras de estimación, el parámetro de la pendiente ha permanecido estable y, por lo tanto, el correspondiente canal de política monetaria no se ha visto alterado. Tercero, en comparación con el régimen completo MEI para el período posterior a la crisis, el canal de expectativas ha cobrado mayor relevancia y este hallazgo es consistente con una menor persistencia de la inflación. Finalmente, nuestros resultados son consistentes con la presencia de homogeneidad nominal de largo plazo para ambas muestras de estimación.

El resto de este trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 1 proporciona una breve revisión de la literatura relacionada. En la sección 2 se presenta el marco teórico que conduce a la especificación (semi-estructural) que se empleará en el proceso de estimación. La sección 3 describe brevemente el estimador MGM y las hipótesis que serán contrastadas. La sección 4 reporta los resultados de la estimación. La sección 5 presenta las conclusiones.

1. LITERATURA RELACIONADA

Según la relación conocida como la curva de Phillips, un fortalecimiento de la economía es comúnmente asociado con un aumento de la inflación. Con una inflación que solo se ha recuperado modestamente tras la Gran Recesión en todo el mundo, se cree que la relación de la curva de Phillips se ha debilitado, haciéndose más plana. Las implicancias de dicho cambio incluyen que una brecha del producto positiva sería menos inflacionaria, pero el costo de reducir la inflación, una vez establecido, aumentaría. Algunos argumentan que el aplanamiento de la curva de Phillips (observado en los países industrializados) se ha atribuido a la globalización, en contraste con la explicación tradicional centrada en la credibilidad de la política monetaria.

Para el caso de España, [Bentolila y otros \(2008\)](#) argumentan que durante el período 1995-2006 la CPNK fue desplazada por la inmigración, ya que la elasticidad de la oferta de mano de obra y el poder de negociación de los nacionales e inmigrantes eran diferentes.

[Kuttner y Robinson \(2010\)](#) revisa la evidencia y las posibles explicaciones del aplanamiento de la curva de Phillips dentro del marco neokeynesiano. Utilizando datos para Estados Unidos y Australia, encuentra que el aplanamiento es evidente en la CPNK (estructural) de referencia. También considera varias razones para el aplanamiento estructural, tales como: problemas con los datos, globalización y definiciones alternativas de costo marginal, y ninguna de ellas es completamente satisfactoria. Por el contrario, sus estimaciones sugieren la presencia de un cambio en el comportamiento de la fijación de precios de las empresas, potencialmente debido a la menor inflación como resultado de la mejora en la conducción de la política monetaria. Alternativamente, argumenta que el proceso de formación de expectativas puede haber cambiado, un punto que también es enfatizado por [Dennerly \(2019\)](#).

[Iakova \(2007\)](#) estima un pequeño modelo macroeconómico para la economía del Reino Unido con el fin de analizar las implicancias de una reducción en la sensibilidad de la inflación ante presiones de demanda doméstica debido a la globalización. El estudio concluye que las implicancias de política monetaria de una curva de Phillips aplanada serán diferentes de aquellas cuando el aplanamiento está relacionado con una mayor credibilidad de la política monetaria (lo cual sería un probable factor en los años iniciales después de la introducción de un régimen de metas de inflación). También destaca la importancia de diferenciar empíricamente entre las posibles causas de un cambio estructural en cualquier momento cuando se fija una política, y que las implicancias del cambio estructural para la volatilidad y la velocidad de ajuste de las variables macroeconómicas tienen que ser comunicadas claramente al público para garantizar que las expectativas de inflación se mantengan ancladas alrededor de la meta.

[Gaiotti \(2010\)](#) aprovecha un conjunto de datos único que incluye alrededor de 2.000 empresas italianas y averigua i) si se confirma un cambio en la relación entre la utilización de la capacidad instalada y los precios a nivel de la empresa y ii) si dicho cambio se concentra en las empresas más expuestas a la competencia extranjera. La respuesta es o bien no concluyente o bien negativa en todos los casos. Los resultados no respaldan el punto de vista de que el aplanamiento de la curva de Phillips se deba a la globalización.

[Coibon y Gorodnichenko \(2015\)](#) sostiene que si las expectativas de inflación de las empresas siguen

las de los hogares, la deflación ausente durante la Gran Recesión puede explicarse por el aumento de sus expectativas de inflación entre 2009 y 2011. Estos autores presentan nueva evidencia de encuestas (consistente con empresas que tienen expectativas similares a las de los hogares) en la que el aumento de las expectativas de inflación de los hogares entre 2009 y 2011 puede explicarse por el incremento de los precios del petróleo en el mismo período.

Recientemente, [Bullard \(2018\)](#) utilizó un modelo Neokeynesiano estándar (ecuación IS dinámica, una CPNK estructural y una regla de política monetaria del tipo regla de Taylor) para mostrar que, bajo la promesa (óptima, pero restringida) de reaccionar agresivamente ante desviaciones de la inflación respecto a la meta al implementar la política monetaria, la curva de Phillips se vuelve plana. Concluye que aunque el modelo de economía considerado todavía tiene una curva de Phillips estructural de pendiente positiva, es solo la curva de Phillips empírica (bivariada) la que está “desapareciendo”.

[Karlsson y Österholm \(2018\)](#) investigan la estabilidad de la curva de Phillips para Estados Unidos evaluando la importancia de parámetros cambiantes en el tiempo y de la volatilidad estocástica. Los autores emplean VARs bayesianos bivariados de la inflación del gasto de consumo personal y de la tasa de desempleo (bajo diferentes supuestos sobre la dinámica y la matriz de covarianzas) para datos trimestrales desde el primer trimestre de 1990 hasta el tercer trimestre de 2017 y encuentran un sustento tanto para parámetros cambiantes en el tiempo como para la volatilidad estocástica. Luego de interpretar la curva de Phillips como la ecuación de inflación de un VAR bayesiano, concluyen que la curva de Phillips de Estados Unidos ha sido inestable y puede haber sido algo más plana entre 2005 y 2013 que en la década anterior a dicho período. En un ejercicio similar para la tasa de desempleo y la inflación de Suecia ([Karlsson y Österholm, 2019](#)) con datos trimestrales desde el primer trimestre de 1995 hasta el tercer trimestre de 2018, los mismos autores encuentran que la evidencia a favor de una relación dinámica estable entre la tasa de desempleo y la inflación está, por el contrario, mixta.

Alternativamente, [Gagnon y Collins \(2019\)](#) argumentan que la curva de Phillips puede ser no lineal cuando la inflación es baja, ya que la economía estadounidense ha operado en la región plana de la curva durante la mayor parte de los últimos veinte años. Con relación a esto, una curva de Phillips plana implica pocos cambios en la inflación en el futuro, pero una curva no lineal implica aumentos moderados de la inflación en los próximos años.

[Jacob y van Florenstein Mulder \(2019\)](#) investiga las posibles causas del aplanamiento de la curva de Phillips para Nueva Zelanda, basándose en un modelo estructural simple en el que la inflación y la actividad económica se mueven en la misma dirección, condicionados a los choques de demanda (reflejando cambios aleatorios en la tasa de preferencia temporal de la economía, en el sector financiero, en el sector monetario o en componentes de la demanda como el gasto público, la inversión o la demanda por exportaciones), y en direcciones opuestas condicionadas a los choques de oferta (que pueden capturar cambios aleatorios en el poder de mercado de las empresas, las fricciones en el mercado laboral, en los precios de importación o en las expectativas de inflación de precios y salarios). La correlación entre la inflación y la actividad en el modelo está influenciada por la fuerza relativa de los dos tipos de choques, lo cual a su vez está determinada por las respectivas volatilidades de los shocks y por características estructurales de la economía que amplifican o debilitan la transmisión de los choques. Los autores muestran que la curva de Phillips puede aplanarse en una economía en la que los choques de oferta son más dominantes.

[Occhino \(2019\)](#) muestra que el aplanamiento de la curva de Phillips puede deberse a cambios en la estructura de la economía no relacionados con la política monetaria o a cambios en el comportamiento de la misma política monetaria. En este sentido, conocer qué cambio que ha ocurrido es crucial para elegir la política monetaria apropiada (es decir, el simple hecho de saber que la curva de Phillips se ha aplanado no es suficiente). El estudio también muestra cómo la adopción de una nueva regla de política monetaria,

que no responde al producto y un poco más agresiva hacia la inflación, puede tener efectos opuestos sobre el bienestar de los hogares, dependiendo de la causa del aplanamiento.

Para MacLeay y Tenreyro (2019) una regla de política monetaria enfocada en minimizar la pérdida de bienestar (sujeta a una curva de Phillips) transmitirá una correlación negativa entre la inflación y la brecha del producto, lo que a su vez dificulta la identificación de una curva de Phillips (con pendiente posiblemente positiva). Los autores discuten varias estrategias para superar el anterior problema de identificación y presentan evidencia de una curva de Phillips robusta para Estados Unidos. Además, Murphy (2018) sugiere que las pendientes de las curvas Phillips de precios y salarios en los Estados Unidos son bajas y se han vuelto un poco más planas. Las predicciones dinámicas obtenidas de las curvas de Phillips de salarios y precios sugieren que la baja inflación actual no es tan sorprendente y que factores tales como el aumento de la globalización, el aumento de la actividad de comercio electrónico, los cambios en la concentración, el envejecimiento de la población de Estados Unidos y la medición errónea de la tasa de desempleo no aceleradora de la inflación (en inglés, NAIRU) no son tan relevantes para explicar este fenómeno.

Pickering y Valle (2008) deriva una curva de Phillips con *commodities* importados como insumos adicionales en el proceso de producción. La curva de Phillips se vuelve más plana en comparación al marco Neokeynesino. Además, la evidencia empírica apoya la hipótesis de que una mayor intensidad de uso de *commodities* importados en la producción incrementa la pendiente de la curva de Phillips. Watson (2016) evalúa el impacto de la apertura comercial sobre la curva de Phillips tomando en cuenta los efectos de la competencia en el mercado de bienes sobre la flexibilidad de precios, y desarrolla un modelo Neokeynesiano de equilibrio general dinámico y estocástico (EGDE) para una economía abierta, donde se asume una elasticidad-precio de la demanda cambiante y una fijación de precios a la Calvo en la cual la frecuencia de ajuste de precio se determina endógenamente. Dentro de este marco de análisis, la apertura comercial tiene dos efectos opuestos respecto a la sensibilidad de la inflación ante fluctuaciones del producto debido a que genera complementariedad estratégica en las decisiones de precios de las empresas y en el grado de rigideces reales de precios (lo cual hace que la inflación sea menos sensible ante cambios en el costo marginal real) y también refuerza los incentivos de las empresas a ajustar sus precios, reduciendo así el grado de rigideces nominales de precios e incrementando la sensibilidad de la inflación ante cambios en el costo marginal.

Recientemente, Laseen y Sanjani (2016) utiliza modelos multivariados de series de tiempo, posiblemente variables en el tiempo, y muestran que los cambios en los choques constituyen una característica más destacable en los datos que los cambios en los coeficientes (es decir, la crisis financiera mundial no hizo que la curva de Phillips dejara de funcionar). También muestran que las variables financieras y externas tienen el mayor poder predictivo de la inflación y el desempleo después de la crisis financiera mundial. Con respecto a esto, Lieberknecht (2018) propone una explicación para la deflación ausente tras la crisis financiera mundial: la interacción entre las fricciones financieras, la curva de Phillips y la respuesta óptima de los bancos centrales. El marco teórico es un modelo EGDE neokeynesiano con acelerador financiero analíticamente tratable. Por lo tanto, la presencia de fricciones financieras reduce la pendiente de la curva de Phillips estructural a través de un diferencial de crédito anticíclico que reduce la prociclicidad de los costes marginales. Dicha característica empeora el intercambio entre brecha del producto y estabilización de la inflación, haciendo que la primera sea más costosa. En ese entorno, la política monetaria óptima está fuertemente orientada a la estabilización de la inflación, independientemente del régimen de política. Por lo tanto, después de grandes choques contractivos, la respuesta óptima de los bancos centrales consiste en mitigar en gran medida la deflación.

En general, la literatura empírica no es concluyente respecto a las explicaciones sobre el posible aplanamiento de la curva de Phillips observada principalmente en países industrializados.

2. MARCO TEÓRICO

El punto de partida para la especificación del modelo que se propone en este trabajo es el marco de análisis neokeyniano para una economía pequeña y abierta propuesto en Galí y Monacelli (2005); para más detalles se puede revisar Galí (2015, cap. 8) cuya notación se usa aquí. Específicamente, $\beta \in (0, 1)$ es el factor de descuento de las familias domésticas, $v \in [0, 1]$ representa la participación de los bienes externos en el compuesto de consumo doméstico y, por lo tanto, puede interpretarse como una medida de apertura, $\eta > 0$ mide la sustituibilidad entre bienes domésticos y extranjeros, $\epsilon > 1$ denota la elasticidad de sustitución entre variedades producidas domésticamente, $\sigma > 0$ es la inversa de la elasticidad de sustitución intertemporal, $\varphi > 0$ es la inversa de la elasticidad de la oferta laboral de las familias domésticas respecto al salario (real), $1 - \alpha \in (0, 1)$ representa la elasticidad de la producción doméstica respecto al trabajo y $\theta \in (0, 1)$ mide la fracción de empresas domésticas que no pueden fijar nuevos precios cada período.

Este estudio extiende al marco analítico anterior de la siguiente manera: los productores que no pueden reajustar sus precios, los indexarán a las últimas q realizaciones de la tasa de inflación doméstica $\pi_{H,t-1}, \pi_{H,t-2}, \dots$ y $\pi_{H,t-q}$ con coeficientes no negativos ρ_1, ρ_2, \dots y ρ_q , respectivamente. Siguiendo a Sbordone (2005) y Magnusson y Mavroeidis (2014), es fácil mostrar que esta extensión conduce a la siguiente CPNK híbrida para la tasa de inflación doméstica $\pi_{H,t}$:

$$\pi_{H,t} = \frac{\rho(L) - \beta\rho_\Delta(L)}{1 + \beta\rho_1} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta\rho_1} E_t \pi_{H,t+1} + \kappa'_v \tilde{y}_t \quad (1)$$

donde los polinomios $\rho(L) = \rho_1 + \rho_2 L + \dots + \rho_q L^{q-1}$ y $\rho_\Delta(L) = \rho_2 + \rho_3 L + \dots + \rho_q L^{q-2}$ se expresan en términos del operador de rezagos L . Además, la pendiente de la ecuación (1) con respecto a la brecha del producto \tilde{y}_t está dada por:

$$\kappa'_v = \lambda' \left(\sigma_v + \frac{\varphi + \alpha}{1 - \alpha} \right) > 0$$

donde los términos

$$\lambda' = \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta(1 + \beta\rho_1)} \Theta$$

$$\Theta = \frac{1 - \alpha}{1 - \alpha + \alpha\epsilon}$$

$$\sigma_v = \sigma\Phi$$

$$\Phi = \frac{1}{1 + v(\varpi - 1)}$$

$$\varpi = \sigma\eta + (1 - v)(\sigma\eta - 1)$$

son todos positivos en el espacio de parámetros.

Para $\beta \approx 1$ y $q = 3$ obtenemos:

$$\pi_{H,t} = \frac{\rho_1 - \rho_2}{1 + \rho_1} \pi_{H,t-1} + \frac{\rho_2 - \rho_3}{1 + \rho_1} \pi_{H,t-2} + \frac{\rho_3}{1 + \rho_1} \pi_{H,t-3} + \frac{1}{1 + \rho_1} E_t \pi_{H,t+1} + \kappa'_v \tilde{y}_t \quad (2)$$

la cual está expresada en términos de parámetros profundos en $(\rho_1, \rho_2, \rho_3, v, \eta, \epsilon, \sigma, \varphi, \alpha, \theta)$. Es necesario hacer algunos comentarios. Primero, la ecuación (2) no establece ninguna restricción de signo sobre los

coeficientes asociados a $\pi_{H,t-1}$ o $\pi_{H,t-2}$. Segundo, el coeficiente asociado a $\pi_{H,t-3}$ puede ser igual o mayor a cero. Tercero, los coeficientes asociados a la inflación doméstica esperada $E_t\pi_{H,t+1}$ y la brecha del producto \tilde{y}_t son estrictamente positivos y proporcionan una hipótesis contrastable. Cuarto, los coeficientes asociados a la inflación (doméstica) pasada y esperada suman 1 (es decir, existe homogeneidad lineal de largo plazo) y esta característica también proporciona una hipótesis contrastable. Finalmente, para el caso en el que no existe indexación ($\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_1 = 0$), la ecuación (1) conduce a la representación canónica de la CPNK que presenta Galí (2015, cap. 8, ecuación 37).

3. ESTRATEGIA EMPÍRICA

3.1. ESTIMADOR DE MÉTODO GENERALIZADO DE MOMENTOS

La CPNK de equilibrio representada por la ecuación (2) subyace a la siguiente ecuación de forma reducida que será estimada:

$$\pi_{H,t} = c_0 + c_1\pi_{H,t-1} + c_2\pi_{H,t-2} + c_3\pi_{H,t-3} + c_{exp}\pi_{H,t+1} + c_{gap}\tilde{y}_t + u_t, \quad (3)$$

donde c_0 es un término constante, c_1 es el coeficiente del i -ésimo rezago de la inflación doméstica $\pi_{H,t-i}$ ($i = 1, 2, 3$) y pretende capturar la inercia de la inflación, c_{exp} es el coeficiente de la inflación doméstica futura $\pi_{H,t+1}$ y captura el canal de expectativas¹, c_{gap} es el coeficiente de la brecha del producto \tilde{y}_t (es decir, la “pendiente” de la CPNK) y u_t contiene el error de predicción $\pi_{H,t+1} - E_t\pi_{H,t+1}$.

Sean $x_t \equiv (\pi_{H,t}, \pi_{H,t-1}, \pi_{H,t-2}, \pi_{H,t-3}, \pi_{H,t+1}, \tilde{y}_t)$ y $c \equiv (c_0, c_1, c_2, c_3, c_{exp}, c_{gap})$ los vectores que contienen las variables y los coeficientes de la ecuación (3). Además sea

$$m(x_t; c) \equiv \pi_{H,t} - (c_0 + c_1\pi_{H,t-1} + c_2\pi_{H,t-2} + c_3\pi_{H,t-3} + c_{exp}\pi_{H,t+1} + c_{gap}\tilde{y}_t) \quad (4)$$

el error de predicción u_t y c^0 el vector de coeficientes del proceso generador de datos. Bajo expectativas racionales, la ecuación (3) evaluada en $c = c^0$ implica que la esperanza incondicional del error de predicción u_t es igual a cero (es decir, $E[m(x_t; c^0)] = 0$). Además, bajo expectativas racionales, dicho error de predicción no está correlacionado con ninguna variable del conjunto de información de los agentes, representado por $z_{j,t}$ ($j = 1, \dots, p$). Entonces, la descripción previa conduce a p condiciones de momentos para p variables (instrumentales) $\{z_{1,t}, \dots, z_{p,t}\}$ del conjunto de información de la forma $E[z_{j,t}m(x_t; c^0)] = 0$ para $j = 1, \dots, p$, o de manera más compacta,

$$E[Z_t m(x_t; c^0)] = 0 \quad (5)$$

donde $Z_t = [z_{1,t} \dots z_{p,t}]'$ es el vector de variables instrumentales. Dado que el vector c contiene seis coeficientes, nos restringimos al caso de sobre-identificación asumiendo $p > 6$. El estimador MGM propuesto por Hansen (1982) estima c^0 encontrando el c que hace que la versión muestral de la ecuación (5) sea lo más cercano posible a cero a través del uso de una matriz de ponderación. Específicamente, para

¹ Aunque existe una serie disponible sobre las expectativas de los agentes desde el inicio del régimen de metas de inflación, dicha información no se emplea por dos razones. En primer lugar, proporciona la inflación total esperada por los agentes, mientras que nuestro modelo se plantea en términos de inflación doméstica. Y segundo, consiste en una expectativa a doce meses, mientras que nuestro modelo se plantea en términos de una expectativa a un mes.

una muestra de tamaño T , el estimador MGM \hat{c}_{MGM} minimiza

$$\mathcal{L}_{MGM}(c) \equiv g'_T(c) \hat{N}_u^{-1} g_T(c), \text{ con } g_T(c) = T^{-1} \sum_{t=1}^T g_t(c), \quad (6)$$

donde $g_t(c) = Z_t m(x_t; c)$ y $\hat{N}_u \xrightarrow{P} N_u = \lim_T [\text{Var}[\sqrt{T} g_T(c^0)]] \equiv \text{AVar}[\sqrt{T} g_T(c^0)]$.

Es importante observar que el estimador se basa en el supuesto de que el vector de instrumentos Z_t satisface las condiciones sobreidentificadoras representadas por la ecuación (5). Si el número de observaciones T es grande, y si las restricciones de sobre-identificación son válidas bajo la hipótesis nula, el estadístico J de Sargan $J_T(\hat{c}_{MGM}) \equiv T g'_T(\hat{c}_{MGM}) \hat{N}_u^{-1} g_T(\hat{c}_{MGM})$ tiene distribución chi-cuadrado con $p - 6$ grados de libertad y una distribución acumulada representada por F . Si $\tilde{\alpha}$ es el nivel de significancia elegido, entonces, se rechaza la hipótesis nula de sobre-identificación si el valor p calculado $1 - F(J_T(\hat{c}_{MGM}))$ es mayor que $\tilde{\alpha}$ y no se rechaza en caso contrario.

El procedimiento consistente de selección de momentos se basa en Andrews (1999) e involucra una búsqueda en los vectores Z_t que contienen una constante e instrumentos dentro del conjunto $\{\pi_{H,t-k}, \tilde{y}_{t-k}\}_{k=1}^{k_{max}}$. Además se utiliza criterios de selección similares a los criterios de información Bayesiano, Akaike y Hannan-Quinn basado en MGM. Estos criterios se denotan como MGM-BIC, MGM-AIC y MGM-HQIC, respectivamente, y se definen de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \text{MGM-BIC} & : \quad MSC_{BIC,T}(Z_t) = J_T(Z_t) - (p - 6) \log T; \\ \text{MGM-AIC} & : \quad MSC_{AIC,T}(Z_t) = J_T(Z_t) - 2 \times (p - 6) \log T; \\ \text{MGM-HQIC} & : \quad MSC_{HQIC,T}(Z_t) = J_T(Z_t) - 2,01 \times (p - 6) \log \log T; \end{aligned}$$

donde Z_t es un vector que contiene p instrumentos, y \log denota logaritmo natural.

3.2. DATOS

El marco teórico implica una especificación econométrica que involucra solamente dos variables: la tasa de inflación doméstica (de un período a otro) y la brecha del producto. Se considera datos mensuales que abarcan desde enero 2002 hasta marzo 2019 por dos razones. Primero, una curva de Phillips (neokeynesiana) es uno de los ingredientes clave del regimen MEI que el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) adoptó en el 2002, en donde las decisiones de política monetaria son hechas mensualmente y existen datos disponibles para el mismo período y frecuencia. Segundo, el uso de datos mensuales implica 207 observaciones entre enero de 2002 y marzo de 2019 las cuales, a diferencia de las 69 observaciones trimestrales para el mismo período de tiempo, proporcionan mayor variabilidad de datos en el proceso de estimación. Esta última característica permitirá que nuestra inferencia estadística se base en distribuciones para muestras grandes, ya que asumimos que estas aproximan adecuadamente las distribuciones de muestra finita de las pruebas estadísticas.

El marco teórico también es explícito con respecto a las variables que deben incluirse y a las transformaciones que deben realizarse. Además, todas las variables sin transformar fueron obtenidas de la base de datos del BCRP. La variable que representa la inflación doméstica $\pi_{H,t}$ está definida como $100 \times \Delta \log(\text{IPC}_h)$, es decir la primera diferencia del logaritmo (natural) del componente doméstico del índice de precios al consumidor (IPC) mensual. Por otro lado, la variable *proxy* para la brecha del producto \tilde{y}_t está definida como $100 \times \text{"output"}_gap$, donde "output"_gap es la diferencia entre el logaritmo (natural)

del Índice Mensual de Actividad Económica, desestacionalizado, y su tendencia obtenida mediante el filtro de Hodrick-Prescott (HP)². Es importante mencionar que el proceso de desestacionalización se basó en el uso en modo automático de los programas TRAMO.SEATS que implementa la metodología propuesta por Gomez y Maravall (1994) y que está disponible en el sitio web del Banco de España.

3.3. ESPECIFICACIÓN E HIPÓTESIS CONTRASTABLES

Por lo tanto, una especificación semi-estructural basada en la ecuación (2) y adecuada para la estimación es:

$$\Delta \log(\text{IPC}_h) = c_0 + c_1 \times \Delta \log(\text{IPC}_h(-1)) + c_2 \times \Delta \log(\text{IPC}_h(-2)) + c_3 \times \Delta \log(\text{IPC}_h(-3)) + c_{exp} \times \Delta \log(\text{IPC}_h(+1)) + c_{gap} \times \text{output_gap} + u \quad (7)$$

donde u es un término de error que contiene choques de preferencias y tecnología y errores de predicción de la inflación doméstica al incluir la tasa de inflación doméstica futura observada $\Delta \log(\text{IPC}_h(+1))$ en lugar de su esperanza condicional. Además de las pruebas usuales de significancia, se evalúan las siguientes hipótesis:

1. $H_0 : c_{exp} \leq 0$ vs $H_1 : c_{exp} > 0$ (las expectativas son relevantes en la CPNK),
2. $H_0 : c_{gap} \leq 0$ vs $H_1 : c_{gap} > 0$ (pendiente positiva de la CPNK), y
3. $H_0 : c_1 + c_2 + c_3 + c_{exp} = 1$ (homogeneidad de largo plazo) vs $H_1 : c_1 + c_2 + c_3 + c_{exp} \neq 1$.

Si se rechaza la hipótesis nula 1 entonces se concluiría que las expectativas son relevantes para la dinámica de la inflación doméstica. Una descripción similar se aplica a las hipótesis en 2 con respecto a la pendiente de la CPNK y, por lo tanto, el efecto de la brecha del producto. Finalmente, la hipótesis nula 3 es consistente con la homogeneidad nominal de largo plazo especificada por nuestro modelo teórico.

4. RESULTADOS

4.1. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

La detección de raíces unitarias es relevante para la especificación del modelo empírico. Esto sucede porque todas las variables incluidas en (7) se asumen como estacionarias. Por esta razón, las pruebas de raíz unitaria de Dickey y Fuller (1979), Said y Dickey (1984) y Phillips y Perron (1988) se reportan en el Cuadro 1.

Se rechaza la hipótesis nula de que output_gap tenga una raíz unitaria y no se puede rechazar la hipótesis nula de que $\log(\text{IPC}_h)$ tenga una raíz unitaria. Ambos resultados se mantienen para todos los niveles de significancia convencionales (1 %, 5 % y 10 %) y son independientes de la especificación del componente determinístico. Los mismos resultados se obtienen para la prueba eficiente desarrollada en

² Para este propósito se utilizó el valor estándar del parámetro de suavizamiento ($\lambda = 14,400$). Además, con la finalidad de mitigar el sesgo asociado al punto final, los cálculos también incluyen las proyecciones ARIMA desde Abril 2019 hasta Diciembre 2019. Finalmente, es importante enfatizar que, a diferencia de \tilde{y}_t , el uso de datos filtrados implica que el término de error u ahora también contiene los componentes irregulares del nivel de producción de precios flexibles como preferencias y choques tecnológicos.

CUADRO 1. Pruebas de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentado y Phillips-Perron^a

	Pruebas ADF			Pruebas PP			
	Ninguno	Intercepto	Intercepto y tendencia	Ninguno	Intercepto	Intercepto y tendencia	
output_gap	-4.63***	-4.62***	-4.60***	-7.94***	-7.92***	-7.91***	
log(IPC_h)	6.37	0.26	-2.51	8.53	0.18	-2.27	
Valores críticos ^b	1 %	-2.58	-3.46	-4.00	-2.58	-3.46	-4.00
	5 %	-1.94	-2.88	-3.43	-1.94	-2.88	-3.43
	10 %	-1.62	-2.57	-3.14	-1.62	-2.57	-3.14

Notas: a *, ** y *** indican rechazo de la hipótesis de raíz unitaria al nivel de significancia de 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. b Se usan los p-valores de una cola propuestos por MacKinnon (1996).

Elliott y otros (1996) reportadas en el Cuadro 2, y para las diferentes versiones de la prueba de Ng y Perron (2001) en el Cuadro 3, las cuales superan una serie de conocidas limitaciones que implican la pérdida de potencia de las pruebas de raíz unitaria contra alternativas locales.

CUADRO 2. Pruebas de raíz unitaria de Elliott-Rothenberg-Stock y Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS^a

	Pruebas ERS		Pruebas ERS DF-GLS		
	Intercepto	Intercepto y tendencia	Intercepto	Intercepto y tendencia	
output_gap	1.02***	2.89***	-3.88***	-4.39***	
log(IPC_h)	1218.56	15.05	4.29	-1.81	
Valores críticos asintóticos ^b	1 %	1.91	4.06	-2.58	-3.47
	5 %	3.17	5.66	-1.94	-2.94
	10 %	4.33	6.86	-1.62	-2.65

Notas: a *, ** y *** indican rechazo de la hipótesis de raíz unitaria al nivel de significancia de 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. b Elliott y otros (1996, Cuadro 1).

CUADRO 3. Pruebas de raíz unitaria de Ng-Perron^a

	Intercepto				Intercepto y Tendencia				
	MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}	MSB^{GLS}	MPT^{GLS}	MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}	MSB^{GLS}	MPT^{GLS}	
output_gap	-25.98***	-3.59***	0.14***	0.99***	-31.50***	-3.97***	0.13***	2.89***	
log(IPC_h)	1.65	4.88	2.97	639.65	-6.46	-1.80	0.28	14.10	
Val. crít. asint. ^b	1 %	-13.80	-2.58	0.17	1.78	-23.80	-3.42	0.14	4.03
	5 %	-8.10	-1.98	0.23	3.17	-17.30	-2.91	0.17	5.48
	10 %	-5.70	-1.62	0.28	4.45	-14.20	-2.62	0.10	6.67

Notas: a *, ** y *** indican rechazo de la hipótesis nula $I(1)$ al nivel de significancia de 10 %, 5 % and 1 %, respectivamente. Las pruebas modificadas o M-tests son descritas en Ng y Perron (2001). Para el caso de las pruebas MZ_{α}^{GLS} , MZ_t^{GLS} y MSB^{GLS} , un estadístico menor al valor crítico conlleva a un rechazo de la hipótesis nula de $I(1)$. b Ng y Perron (2001, Cuadro 1).

No obstante, se puede observar en la Figura 2 que log(IPC_h) parece mostrar un cambio de tendencia.

En la Figura 3 se observa un patrón similar para la brecha del producto. De acuerdo con Perron (1989), tales cambios abruptos distorsionan las pruebas convencionales de raíz unitaria y conducen a una sobre-aceptación de la hipótesis de raíz unitaria. Por esta razón, en el Cuadro 4 se reportan las pruebas de raíz unitaria propuestas en Perron y Rodríguez (2003) que permiten la presencia de un cambio estructural. Es decir, se permite un cambio de tendencia y se controla de forma robusta mientras se realizan pruebas de raíces unitarias. Una vez más, se rechaza la hipótesis nula de que la brecha del producto contenga una raíz unitaria y no se puede rechazar la hipótesis nula de que $\log(\text{IPC}_h)$ contenga una raíz unitaria a todos los niveles de significancia convencionales.

GRÁFICO 2. Índice de Precios del Consumidor (IPC) y componente doméstico del IPC: Diciembre de 2002 a marzo de 2019

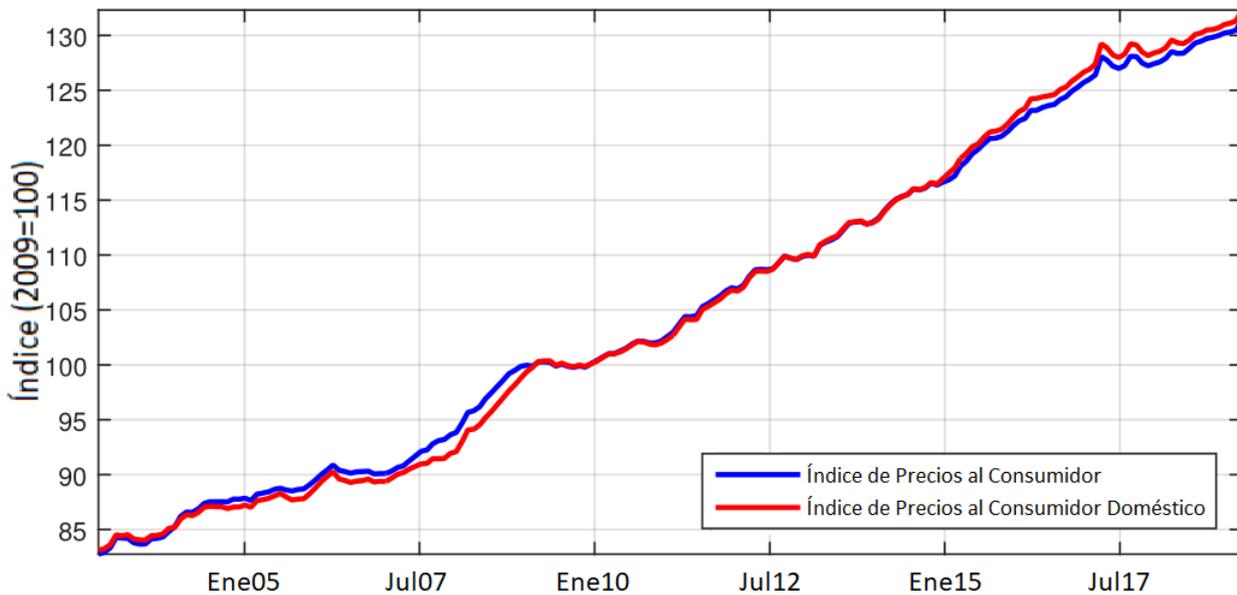
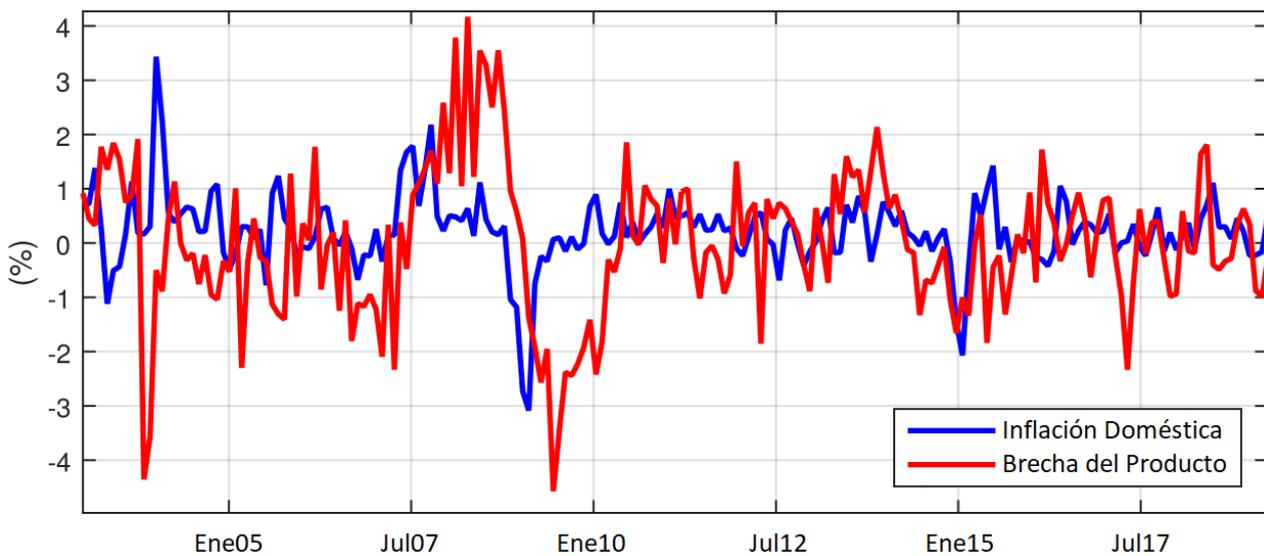


GRÁFICO 3. Inflación doméstica mensual y brecha del producto: Enero de 2003 a marzo de 2019



Sin embargo, y por construcción, las pruebas de Perron (1989) pre-asumen la existencia de un quiebre con efectos no triviales en su potencia. Además, una fecha de quiebre detectada puede ser espuria. Por

esta razón, las pruebas de [Cavaliere y otros \(2011\)](#) comprueban previamente la existencia de un quiebre en la función de tendencia (ver Cuadro 5). Al nivel de significancia del 5 %, rechazamos la hipótesis nula de que la brecha del producto tenga una raíz unitaria con un quiebre estructural. Además, al mismo nivel de significancia no podemos rechazar la hipótesis nula de que $\log(\text{IPC_h})$ tenga una raíz unitaria con un quiebre estructural.

CUADRO 4. Pruebas de raíz unitaria de Perron-Rodríguez^a

		$\text{sup}MZ_{\alpha}^{GLS}$	$\text{sup}MZ_t^{GLS}$	$\text{sup}MSB^{GLS}$
output_gap		-27.041***	-3.677***	0.136**
log(IPC_h)		-15.446	-2.684	0.174
Valores críticos ^b	1 %	-27.000	-3.660	0.134
	5 %	-22.900	-3.350	0.145
	10 %	-20.700	-3.190	0.154

Notas: a *, ** y *** indican rechazo de la hipótesis nula $I(1)$ al nivel de significancia de 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. Las pruebas modificadas o M -tests son descritas en [Ng y Perron \(2001\)](#). Para el caso de las pruebas $\text{sup}MZ_{\alpha}^{GLS}$, $\text{sup}MZ_t^{GLS}$ y $\text{sup}MSB^{GLS}$, un estadístico menor al valor crítico conlleva a un rechazo de la hipótesis nula de $I(1)$. b [Perron y Rodríguez \(2003, Cuadro 2\)](#).

CUADRO 5. Pruebas de raíz unitaria de Cavaliere-Harvey-Leybourne-Taylor^a

		$\text{sup}MZ_{\alpha}^{GLS}$	$\text{sup}MZ_t^{GLS}$	$\text{sup}MSB^{GLS}$
output_gap		-25.448**	-3.567**	0.140**
log(IPC_h)		-15.446	-2.684	0.174
Valores críticos ^b	1 %	-16.219	-2.815	0.173
	5 %	-15.711	-2.710	0.172
	10 %	-23.176	-3.393	0.146

Notas: a *, ** y *** indican rechazo de la hipótesis nula $I(1)$ al nivel de significancia de 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. b Los valores críticos se calcularon mediante el algoritmo de *bootstrap* ([Cavaliere y otros, 2011, Sección 4](#)).

4.2. ESTIMACIÓN MGM Y CONTRASTE DE HIPÓTESIS

El Cuadro 6 resume los estimados de los coeficientes de la ecuación (7) para dos períodos de estimación y varios conjuntos de instrumentos. Las columnas I, II y III contienen estimados para el período MEI (enero de 2002 hasta marzo de 2019) mientras que las columnas IV, V y VI contienen estimados para el período poscrisis (enero de 2008 en adelante) ya que la prueba de raíz unitaria univariada de [Perron y Rodríguez \(2003\)](#) estima un quiebre estructural para los precios (en logs) internos en enero de 2008. El estimador MGM de [Hansen \(1982\)](#) fue utilizado para todas las ecuaciones. Además, para todos los casos, el número efectivo de observaciones es menor que el implícito en el período de tiempo original, debido a que las variables rezagadas se emplean como regresores y/o instrumentos. Para cada período de estimación, fijamos $k_{max} = 7$ (es decir, máxima cantidad de rezagos utilizadas como instrumento) y se realizó una búsqueda exhaustiva por instrumentos. Los resultados para los conjuntos de instrumentos que registran los tres criterios de selección de momentos más bajos (MGM-BIC, MGM-AIC y MGM-HQIC) también se reportan en el Cuadro 7. En nuestra búsqueda, filtramos cualquier vector de instrumentos

tal que la hipótesis nula de sobreidentificación es rechazada. Cabe destacar que para ambos periodos de estimación, el criterio de selección de cada momento disminuye monótonicamente (de III a I y de VI a IV). Esto refleja que los diferentes términos de bonificación (que premian a los vectores de selección que utilizan más condiciones de momentos) no tienen impacto en el correspondiente criterio de selección de momentos y, por lo tanto, el problema de la selección de momentos se reduce a minimizar el estadístico J de Sargan con respecto al vector del instrumentos.

CUADRO 6. Resultado de estimación^a

Ecuación	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Estimación	MGM					
Período	Enero2002-Marzo2019			Enero2008-Marzo2019		
Variable dependiente	$\Delta\log(\text{IPC}_h)$					
Constante	0.16 (0.10)	0.15 (0.10)	0.17 (0.10)	0.19 (0.13)	0.19 (0.13)	0.20* (0.10)
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-1))$	0.32*** (0.10)	0.32*** (0.11)	0.32*** (0.11)	0.17*** (0.10)	0.17*** (0.10)	0.20*** (0.09)
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-2))$	-0.53 (0.33)	-0.52 (0.33)	-0.56 (0.35)	-0.05 (0.11)	-0.01 (0.11)	-0.07 (0.09)
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-3))$	0.10 (0.09)	0.10 (0.09)	0.11 (0.10)	-0.59 (0.34)	-0.63 (0.33)	-0.40 (0.28)
$\Delta\log(\text{IPC}_h(+1))$	0.44+ (0.32)	0.47+ (0.33)	0.44+ (0.33)	0.69+ (0.43)	0.69+ (0.43)	0.51+ (0.35)
Valor p a una cola ^b	0.09	0.08	0.09	0.05	0.05	0.07
output_gap	0.07+ (0.05)	0.07+ (0.05)	0.08+ (0.05)	0.08+ (0.06)	0.08+ (0.06)	0.06+ (0.04)
Valor p a una cola ^c	0.06	0.07	0.06	0.08	0.08	0.08
Valor p (homogeneidad)	0.13	0.16	0.13	0.11	0.11	0.04
No. de obs	189	189	183	135	135	135
No. de instrumentos	12	11	11	13	12	12
J de Sargan	0.59	0.41	0.52	4.74	3.07	3.95
Prob(Estadístico J)	0.99	0.99	0.99	0.69	0.80	0.68
MGM-BIC	-30.86	-25.80	-25.69	-29.60	-26.36	-25.48
MGM-AIC	-11.41	-9.59	-9.48	-9.26	-8.93	-8.05
MGM-HQIC	-19.39	-16.24	-16.13	-17.63	-16.11	-15.23

Notas: **a** *, ** y *** indican rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. Además, +, ++ and +++ indican rechazo de la hipótesis nula de un coeficiente menor o igual a cero al nivel de significancia de 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. Los criterios de selección de momentos (MGM-BIC, MGM-AIC y MGM-HQIC) fueron calculados como se describe en Andrews (1999, Sección 3). **b** Valor p a una cola para contrastar $H_0 : c_5 \leq 0$ contra $H_1 : c_5 > 0$ en (7). **c** Valor p a una cola para contrastar $H_0 : c_6 \leq 0$ contra $H_1 : c_6 > 0$ en (7). **d** Valor p a dos colas para contrastar $H_0 : c_2 + c_3 + c_4 + c_5 = 1$ contra $H_1 : c_2 + c_3 + c_4 + c_5 \neq 1$ en (7).

Por un lado, de la columna I se puede afirmar que, con respecto a los coeficientes de signo irrestricto, la inflación doméstica rezagada $\Delta\log(\text{IPC}_h(-1))$ es significativa a cualquier nivel de significancia convencional (1 %, 5 % o 10 %) y tiene un efecto positivo marginal equivalente a 0.32. Por el contrario, ni $\Delta\log(\text{IPC}_h(-2))$ ni $\Delta\log(\text{IPC}_h(-3))$ son individualmente significativas a cualquier nivel de significancia convencional. La estimación puntual del efecto marginal de $\Delta\log(\text{IPC}_h(-2))$ es negativa (una posibilidad

capturada por el modelo teórico). Además, no podemos rechazar la hipótesis nula de que $\Delta\log(\text{IPC}_h(-3))$ es no significativa. Por otro lado, con respecto a los coeficientes de signo restringido, se rechaza que la expectativa de inflación interna (brecha del producto) tenga un efecto menor o igual a cero a un nivel de significancia del 10 % y se acepta que existe un efecto positivo y significativo. Tal conclusión se refleja en un p-valor a una cola inferior a 0,10. Finalmente, no podemos rechazar la hipótesis nula de que existe homogeneidad nominal a largo plazo a un nivel de significancia del 10 %, lo que se refleja en un p-valor a dos colas que es igual a 0,13 (mayor que un conservador 0,10). Un análisis similar se aplica a las columnas II y III.

CUADRO 7. Instrumentos^a

Ecuación	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Constante	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-1))$	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-2))$	No	No	No	Sí	Sí	Sí
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-3))$	Sí	Sí	Sí	No	No	No
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-4))$	No	No	No	Sí	Sí	Sí
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-5))$	Sí	Sí	No	Sí	Sí	Sí
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-6))$	Sí	No	Sí	Sí	Sí	Sí
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-7))$	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
output_gap(-1)	Sí	Sí	Sí	No	No	Sí
output_gap(-2)	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
output_gap(-3)	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	No
output_gap(-4)	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
output_gap(-5)	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
output_gap(-6)	Sí	Sí	Sí	Sí	No	No
output_gap(-7)	No	No	No	Sí	Sí	Sí
MGM BIC	-30.86	-25.80	-25.69	-29.60	-26.36	-25.48
MGM AIC	-11.41	-9.59	-9.48	-9.26	-8.93	-8.05
MGM HQIC	-19.39	-16.24	-16.13	-17.63	-16.11	-15.23

Nota: a Los criterios de selección de momentos (MGM-BIC, MGM-AIC y MGM-HQIC) fueron calculados como se describe en Andrews (1999, Sección 3).

Para el período posterior a la crisis, de la columna IV se comprueba que, en lo referente a los coeficientes de signo irrestricto, la inflación doméstica rezagada $\Delta\log(\text{IPC}_h(-1))$ es de nuevo significativa a cualquier nivel de significancia convencional, aunque la estimación puntual del efecto marginal es ahora igual a 0,17, inferior al de la muestra completa (0,32). Desde un punto de vista basado en nuestro marco teórico, esto sugiere qué característica estructural podría estar impulsando el cambio en la dinámica de la inflación. Concretamente, después de la crisis financiera, esto es coherente con una menor fracción de empresas que indexan sus precios a la inflación doméstica anterior. Una vez más, ni $\Delta\log(\text{IPC}_h(-2))$ ni $\Delta\log(\text{IPC}_h(-3))$ son significativas a cualquier nivel de significancia convencional. La estimación puntual del efecto marginal de $\Delta\log(\text{IPC}_h(-2))$ es de nuevo negativa pero la estimación puntual para el coeficiente

de $\Delta \log(\text{IPC}_h(-3))$ es negativa también, lo que contradice nuestra formulación teórica. Con respecto a los coeficientes de signo irrestricto, una vez más rechazamos que las expectativas de inflación doméstica (brecha del producto) tengan (tenga) un efecto menor o igual a cero a un nivel de significancia del 10 % y se concluye que existe un efecto positivo y significativo. En comparación con la estimación de muestra completa, la estimación puntual del coeficiente de las expectativas es mayor, lo que a su vez sugiere que el canal de expectativas ha ganado más relevancia tras la crisis financiera, incluso cuando el efecto marginal de las brechas del producto ha permanecido inalterado en ambas muestras de estimación. No podemos rechazar la hipótesis nula de que hay una homogeneidad nominal de largo plazo a un nivel de significancia de 10 % lo que se refleja en un p-valor a dos colas igual a 0.11 para las columnas IV y V. Sin embargo, este tipo de resultados no se refleja en la columna VI y esto refleja en parte que el número ajustado de observaciones (135) es considerablemente inferior al empleado originalmente. Bajo tal situación, las distribuciones de muestras grandes podrían no constituir una aproximación aceptable a sus contrapartes de muestra finitas. Dicho esto, los resultados del período posterior a la crisis deben interpretarse con cautela.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo, se estima una versión de forma reducida de la CPNK para la economía peruana durante el período 2002-2019. Los resultados obtenidos apoyan el argumento de que la pendiente de la curva de Phillips para Perú se ha mantenido estable. Al mismo tiempo, el canal de expectativas ha adquirido mayor relevancia tras la última crisis financiera y este hecho es coherente con una fracción menor de productores que indexan sus precios. Por supuesto, una explicación coherente con el modelo requiere una estimación de los parámetros del modelo teórico. En este sentido, el estimador MGM bajo cambio estructural de [Antoine y Boldea \(2018\)](#) es particularmente prometedor tanto para el modelo semiestructural como para la estimación estructural.

REFERENCIAS

- Andrews, D. W. K. (1999), “Consistent Moment Selection Procedures for Generalized Method of Moments Estimation”, *Econometrica*, 67, 543-564.
- Antoine, B. y O. Boldea (2018), “Efficient estimation with time-varying information and the New Keynesian Phillips Curve”, *Journal of Econometrics*, 204, 268-300.
- Bentolila, S., J. J. Dolado y J. F. Jimeno (2008), “Does immigration affect the Phillips Curve? Some evidence for Spain”, *European Economic Review*, 52, 1398-1423.
- Bullard, J. B. (2018), “The Case of the Disappearing Phillips Curve: a presentation at the 2018 ECB Forum on Central Banking Macroeconomics of Price- and Wage-Setting, Sintra, Portugal”, Speech 314, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Cavaliere, G., D. I. Harvey, S. J. Leybourne y A. R. Taylor (2011), “Testing for Unit Roots In The Presence Of A Possible Break In Trend And Nonstationary Volatility”, *Econometric Theory*, 27, 957-991.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1999), “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective”, *Journal of Economic Literature*, 37, 1661-1707.
- Coibon, O. y Y. Gorodnichenko (2015), “Is the Phillips Curve Alive and Well After All? Inflation Expectations and the Missing Desinflation”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7, 197-232.

- Dennery, C. (2019), “Dampened expectations in the Phillips Curve: A note”, *Economic Letters*.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg, y J. H. Stock (1996), “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root”, *Econometrica*, 64, 813-836.
- Gagnon, J. E. y C. G. Collins (2019), “Low Inflation Bends the Phillips Curve”, Peterson Institute for International Economics, Working Paper Series WP19-6.
- Gaiotti, E. (2010), “Has Globalization Changed the Phillips Curve? Firm-Level Evidence on the Effect of Activity on Prices”, *International Journal of Central Banking*, 6, 51-84.
- Galí, J. (2015), *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle. An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications*, 2da edición, Princeton University Press.
- Galí, J. y T. Monacelli (2005), “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy”, *Review of Economic Studies*, 72, 707-734.
- Gomez, V. y A. Maravall (1994), “Estimation, Prediction, and Interpolation for Nonstationary Series with the Kalman Filter”, *Journal of the American Statistical Association*, 89, 611-624.
- Hansen, L. P. (1982), “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators ”, *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- Iakova, D. M. (2007), “Flattening of the Phillips Curve; Implications for Monetary Policy”, International Monetary Found, IMF Working Papers 07/76.
- Jacob, P. y T. van Florenstein Mulder (2019), “The flattening of the Phillips curve: Rounding up the suspects”, Reserve Bank of New Zealand, Reserve Bank of New Zealand Analytical Notes series AN2019/06.
- Karlsson, S. y P. Österholm (2018), “Is the US Phillips Curve Stable? Evidence from Bayesian VARs”, Örebro University, School of Business, Working Papers 2018:5.
- Karlsson, S. y P. Österholm (2019), “A note on the stability of the Swedish Phillips curve”, *Empirical Economics*.
- Kuttner, K. y T. Robinson (2010), “Understanding the flattening Phillips curve”, *The North American Journal of Economics and Finance*, 21, 110-125.
- Laseen, S. y M. T. Sanjani (2016), “Did the Global Financial Crisis Break the U.S. Phillips Curve?”, International Monetary Fund, IMF Working Papers 16/126.
- Lieberknecht, P. (2018), “Financial Frictions, the Phillips Curve and Monetary Policy”, University Library of Munich, Germany, MPRA Paper 89429.
- MacKinnon, J. G. (1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- Magnusson, L. M. y S. Mavroeidis (2014), “Identification Using Stability Restrictions”, *Econometrica*, 82, 1799-1851.

- McLeay, M. y S. Tenreyro (2019), “Optimal Inflation and the Identification of the Phillips Curve”, in NBER Macroeconomics Annual 2019, volume 34, National Bureau of Economic Research, Inc, NBER Chapters.
- Murphy, A. (2018), “The Death of the Phillips Curve?”, Federal Reserve Bank of Dallas, Working Papers 1801.
- Ng, S. y P. Perron (2001), “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power”, *Econometrica*, 69, 1519-1554.
- Occhino, F. (2019), “The Flattening of the Phillips Curve: Policy Implications Depend on the Cause”, *Economic Commentary*.
- Perron, P. (1989), “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Perron, P. y G. Rodríguez (2003), “GLS detrending, efficient unit root tests and structural change”, *Journal of Econometrics*, 115, 1-27.
- Phillips, A. W. (1958), “The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957”, *Economica*, 25, 283-299.
- Phillips, P. C. B. y P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75, 335-346.
- Pickering, A. y H. Valle (2008), “Openness, imported commodities and the Phillips Curve”, Department of Economics, University of Bristol, UK, Bristol Economics Discussion Papers 08/608.
- Said, S. E. y D. A. Dickey (1984), “Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order”, *Biometrika*, 71, 599-607.
- Sbordone, A. M. (2005), “Do expected future marginal costs drive inflation dynamics?”, *Journal of Monetary Economics*, 52, 1183-1197.
- Watson, A. (2016), “Trade openness and inflation: The role of real and nominal price rigidities”, *Journal of International Money and Finance*, 64, 137-169.



¿Existe un tramo horizontal en la curva de Phillips? Perú 2005-2017

CARLOS BARRERA*

Se analiza si la existencia de un tramo relativamente horizontal en la curva de Phillips puede explicar una baja reacción de la inflación agregada. Se parte de un modelo lineal semi-estructural para las curvas de Phillips regionales, donde el parámetro asociado a la brecha del producto en la curva agregada está identificado a pesar de que las acciones compensatorias de política monetaria siguen una regla óptima. La versión no lineal de dicho modelo regional permite que la relación entre la inflación y la brecha del producto cambie de manera continua, según el rango de variación de la brecha del producto, pudiendo suceder que la curva de Phillips regional contenga un tramo relativamente horizontal. La evidencia empírica (i) no favorece la hipótesis de que el parámetro principal sea nulo en los modelos lineales y en el modelo no lineal que considera heterocedasticidad regional, y (ii) solo el modelo no lineal que asume homocedasticidad regional favorece la hipótesis de que existe de un tramo horizontal.

Palabras Clave : Política Monetaria Endógena, Estabilidad de la Curva de Phillips.
Clasificación JEL : E52, E58

1. INTRODUCCIÓN

La estimación de la curva de Phillips, es decir, la relación entre la inflación (π) y un indicador de actividad económica u holgura, se ha realizado típicamente con series de tiempo agregadas y una especificación lineal. Si el indicador de actividad usado es la brecha del producto,¹ y^g , entonces el parámetro que acompaña a y^g será positivo y la relación entre π e y^g será directa.² Una amplia literatura ha documentado en varias economías la presencia del fenómeno denominado aplanamiento de la curva de Phillips, donde se ha observado una reducción (en valor absoluto) en su parámetro principal.

Recientemente, estos hallazgos han sido explicados como resultado de problemas en el diseño del modelo subyacente: el parámetro principal en dicha especificación lineal agregada no está identificado

* Barrera: Banco Central de Reserva del Perú (correo electrónico: carlos.barrera@bcrp.gob.pe).

¹ La diferencia entre el producto real corriente y el producto real potencial.

² En una especificación lineal [no lineal separable], denominaremos coeficiente principal [función principal] a aquél [aquella] que relaciona π con y^g (alternativamente, π con u^g), mientras que los otros coeficientes [las otras funciones] relacionan π con las otras variables presentes, tales como expectativas de inflación, precios de divisas, precios de *commodities* específicos, etc.

cuando las acciones compensatorias de política monetaria sobre dichos agregados son óptimas (Fitzgerald y Nicolini, 2014; McLeay y Tenreyro, 2018).³ Siguiendo en estricto a Fitzgerald y Nicolini (2014), la solución es usar un modelo de datos de panel dinámico lineal que contemple una relación entre la inflación π y el indicador de actividad y^g en cada región sujeta a una misma autoridad monetaria, y con el mismo parámetro principal para todas las regiones (aunque incluyendo los efectos individuales). Luego de considerar suficientes controles asociados a los choques de oferta y demanda, la variación remanente en los cortes transversales a través del tiempo permite estimar con precisión el parámetro principal de estas curvas de Phillips regionales, aunque las acciones compensatorias de política monetaria sobre los agregados sean óptimas. Es así como el parámetro principal de la curva de Phillips agregada puede ser estimado, a pesar de no estar identificado con los datos agregados.

El fundamento de esta explicación para el aplanamiento de la curva de Phillips es el supuesto mantenido de que la autoridad monetaria comete muy pocos errores en sus decisiones de política monetaria para lograr su meta de inflación agregada durante el periodo bajo estudio. Este estadio es claramente una situación a la que se puede llegar luego de que una autoridad monetaria ha obtenido independencia legal para cumplir con su objetivo primario y de acumular una experiencia operativa mínima bajo el esquema de metas de inflación.⁴ Esta es la experiencia del Banco Central de Reserva del Perú desde inicios de los 90.⁵ Sobre esta base, el primer objetivo de este estudio es estimar las curvas de Phillips regionales del Perú en un modelo dinámico lineal de datos de panel con los datos regionales del Perú para el periodo 2005-2017.

Existe otra explicación para el aplanamiento de la curva de Phillips en la literatura anterior, que es la referida a la necesidad de usar una curva de Phillips convexa (Laxton y otros, 1995, 1999), tal como A.W.H. Phillips intentara sustentar usando la tasa de desempleo, u , como indicador de actividad. Bajo esta perspectiva, si la respuesta de π ante cambios marginales en la tasa de desempleo u^g se reduce (en términos absolutos) para rangos sucesivamente crecientes de u^g , entonces la especificación lineal no es correcta (ni con series agregadas ni con datos de panel).

Este estudio propone combinar ambas explicaciones mediante el uso de curvas de Phillips regionales y convexas. Se plantea usar términos no lineales separables que capturen la no linealidad específica de la relación entre π y y^g . En este caso, el parámetro principal pasa a ser una función principal, compuesta por dos subfunciones separables, una lineal y otra no lineal.

La segunda sección describe el problema de identificación que surge de acciones compensatorias óptimas en un modelo lineal, de acuerdo con Fitzgerald y Nicolini (2014), así como en la versión no lineal que se propone en este trabajo. La tercera sección presenta los datos y la metodología para estimar las especificaciones del modelo no lineal propuesto para las curvas de Phillips regionales. La cuarta sección resume los resultados de las estimaciones y en comparación con los de la versión lineal *à la* Fitzgerald y Nicolini (2014). La última sección brinda las conclusiones.

2. MODELO TEÓRICO

Se parte de Fitzgerald y Nicolini (2014) para apreciar el problema de identificación originado por las acciones de control de la autoridad monetaria en modelos lineales (subsección 2.1), cuya solución es la

³ Este concepto de identificación de parámetros está relacionado al *feedback* de las acciones de control, en contraste con el asociado al diseño de modelos multi-ecuacionales sin acciones estabilizadoras.

⁴ Las simulaciones en McLeay y Tenreyro (2018) supone haber alcanzado este estadio.

⁵ Ver Barrera (2018). El esquema de metas de inflación fue adoptado internamente en 1993 usando instrumentos cuantitativos y formalmente en 2002 usando la tasa de interés *overnight* en el mercado de fondos interbancarios como instrumento de política.

estimación de líneas de Phillips regionales (subsección 2.2). Luego, se presenta la generalización de dicho problema de identificación en modelos no lineales así como su solución mediante la estimación de curvas de Phillips regionales (subsección 2.3).

2.1. EL ESQUEMA DE IDENTIFICACIÓN DE FITZGERALD Y NICOLINI (2014)

Partiendo de Fitzgerald y Nicolini (2014), se asume una economía con un único bien, un único insumo (trabajo)⁶, con un conjunto de N regiones muy similares, con características comunes como la existencia de fricciones de precios al interior de cada una de ellas, de una misma moneda (unidad de cuenta), del mismo sistema legal, del mismo sistema financiero, etc. Por lo tanto, todas ellas están sujetas a las mismas acciones de política monetaria de la única autoridad monetaria (reflejadas en los cambios en la tasa de interés r_t). Se deduce que, de una manera que no es trivial, todas ellas comparten los mismos parámetros en las ecuaciones estructurales siguientes:

$$\begin{aligned} \pi_{j,t+1} &= a + b\pi_{j,t} + cu_{j,t} + di_t + \epsilon_{j,t+1}^{\pi} + \xi_{t+1}^{\pi} \\ u_{j,t+1} &= a' + b'\pi_{j,t} + c'u_{j,t} + d'i_t + \epsilon_{j,t+1}^u + \xi_{t+1}^u \end{aligned} \quad (1)$$

que corresponden a la solución del modelo NAIRU-keynesiano (sin microfundamentos) para la región j en términos de su inflación ($\pi_{j,t}$) y su tasa de desempleo ($u_{j,t}$). El signo del parámetro más importante se supone negativo, $c < 0$.⁷ La autoridad monetaria modifica su instrumento de política i_t antes de observar los choques del siguiente periodo $t + 1$, con efectos inmediatos proporcionales a $\{d, d'\}$ sobre las dos variables endógenas en cada región. Las propiedades del choque regional (idiosincrásico), $\epsilon_{j,t}^m$, $m \in \{\pi, u\}$ y del choque agregado, ξ_t^m , $m \in \{\pi, u\}$ (ambos en el periodo t), son:

- $\epsilon_{j,t}^m$ y ξ_t^m son independientes, $m \in \{\pi, u\}$, $\forall t$; y
- $E_t\{\epsilon_{j,t}^m\} = E_t\{\xi_t^m\} = 0$, $m \in \{\pi, u\}$ (medias incondicionales son cero).

Adicionalmente, Fitzgerald y Nicolini (2014) asume que todas estas regiones son economías relativamente cerradas respecto al insumo trabajo: la migración interna entre dos periodos de tiempo continuos es mínima, debido al elevado costo de mudarse de una región a otra.⁸ Si se define los siguientes agregados:

$$\begin{aligned} \pi_{t+1} &= \sum_{j=1}^N \pi_{j,t+1} \\ u_{t+1} &= \sum_{j=1}^N u_{j,t+1} \end{aligned} \quad (2)$$

⁶ Esto contrasta con la lista de insumos regionales incluidos en la presente frontera estocástica de producción (FEP): la PEA ocupada, la red vial total, el consumo de energía eléctrica, el área agrícola sembrada, etc. Ver sección 3

⁷ Si la variable de holgura fuera u^g , este parámetro también sería negativo. Si por el contrario fuera la brecha del producto, entonces $c > 0$.

⁸ Estos costos son mínimos en el caso de la economía americana considerado por Fitzgerald y Nicolini (2014), por lo que incluso en este caso, este supuesto contrario a los hechos (no fáctico) ayuda a simplificar el modelo.

entonces la solución para la región j de la ecuación (1) implica la siguiente solución para el conjunto de regiones, el equilibrio agregado:⁹

$$\begin{aligned}\pi_{t+1} &= a + b\pi_t + cu_t + di_t + \xi_{t+1}^\pi \\ u_{t+1} &= a' + b'\pi_t + c'u_t + d'i_t + \xi_{t+1}^u\end{aligned}\quad (3)$$

Nótese que este modelo (ecuaciones 1 y 3) es estructural porque considera los típicos rezagos de política monetaria (ver Dolado y otros, 2005; Schaling, 2004).

Respecto a la regla de política, la autoridad monetaria puede seguir una regla extremadamente subóptima, como por ejemplo una regla de tasa de interés constante, $i_{t+k} = \tilde{i} > 0, \forall k > 0$. Con esta regla, los niveles del equilibrio agregado para π_{t+1} y u_{t+1} , son:

$$\begin{aligned}\pi_{t+1} &= a + b\pi_t + cu_t + d\tilde{i} + \xi_{t+1}^\pi \\ u_{t+1} &= a' + b'\pi_t + c'u_t + d'\tilde{i} + \xi_{t+1}^u\end{aligned}\quad (4)$$

Con esta regla subóptima sí existe una relación lineal entre el desempleo corriente y la inflación futura que permite identificar el parámetro c usando los datos agregados. Lo mismo es factible si la ecuación (4) se expresa en términos del cambio en el equilibrio agregado para ambas variables:

$$\begin{aligned}\pi_{t+1} - \pi_t &= b(\pi_t - \pi_{t-1}) + c(u_t - u_{t-1}) + (\xi_{t+1}^\pi - \xi_t^\pi) \\ u_{t+1} - u_t &= b'(\pi_t - \pi_{t-1}) + c'(u_t - u_{t-1}) + (\xi_{t+1}^u - \xi_t^u)\end{aligned}\quad (5)$$

donde el cambio en ambas variables no es afectado por la tasa de interés constante \tilde{i} .

En contraste, si la autoridad monetaria prioriza el objetivo de que la inflación agregada en el futuro, $\{\pi_{t+k}\}_{k \geq 1}$, se encuentre muy cerca de la secuencia para la inflación agregada meta, $\{\tilde{\pi}_{t+k}\}_{k \geq 1}$, entonces debe resolver el siguiente problema en cada periodo t :

$$\text{Min}_{\{i_t\}} E_t[\pi_{t+1} - \tilde{\pi}_{t+1}]^2 \quad (6)$$

sujeta a la restricción de la ecuación (3). La regla óptima de política considera tanto el equilibrio agregado observado $\{\pi_t, u_t\}$ como la meta $\tilde{\pi}_{t+1}$:

$$i_t^* = \frac{1}{d}[\tilde{\pi}_{t+1} - (a + b\pi_t + cu_t + E_t\xi_{t+1}^\pi)] \quad (7)$$

por lo que el equilibrio agregado para π_{t+1} resulta en:

$$\pi_{t+1}^* = \tilde{\pi}_{t+1} + \xi_{t+1}^\pi - E_t\xi_{t+1}^\pi \quad (8)$$

que depende del comportamiento de la meta $\tilde{\pi}_{t+1}$. Como regla general, esta meta interna no es observable por los agentes privados de cada región j cuando la autoridad monetaria no ha adoptado un esquema de metas explícitas de inflación (una excepción reciente respecto a esta regla es Estados Unidos). De acuerdo con la regla general, Fitzgerald y Nicolini (2014) considera dos casos para esta meta de inflación:

- Meta constante: si se asume que la meta es $\tilde{\pi}_{t+k} = \tilde{\pi}, \forall k > 0$, entonces es conveniente obtener el cambio

⁹ La ausencia de ponderadores también proviene del supuesto de regiones similares, así como los mismos coeficientes $\{a, a', b, b', c, c', d, d'\}$ (en particular, el mismo parámetro clave, c).

en el equilibrio agregado para π_t de la ecuación (8):

$$\pi_{t+1}^* - \pi_t^* = (\xi_{t+1}^\pi - E_t \xi_{t+1}^\pi) - (\xi_t^\pi - E_{t-1} \xi_t^\pi) \quad (9)$$

que no tiene relación ni con el nivel de la tasa de desempleo u_t ni con su cambio de equilibrio, $u_{t+1} - u_t$. Al buscar estabilizar π_{t+1} de acuerdo con la ecuación (6), se anula el efecto directo de u_t , proporcional al parámetro c , que solo se observaría si la autoridad monetaria hubiera seguido una regla de política subóptima.¹⁰

- Banda meta: si se asume que la meta se define en cada periodo t , $\tilde{\pi}_t$, según la posición de π_{t-1} (observable) respecto a una banda $[\underline{\pi}, \bar{\pi}]$:

$$\tilde{\pi}_t = \begin{cases} \pi_{t-1}, & \text{si } \pi_{t-1} \in [\underline{\pi}, \bar{\pi}]; \\ \bar{\pi}, & \text{si } \pi_{t-1} > \bar{\pi}; \\ \underline{\pi}, & \text{si } \pi_{t-1} < \underline{\pi}. \end{cases} \quad (10)$$

entonces, para el primer caso en el que $\pi_{t-1} \in [\underline{\pi}, \bar{\pi}]$, se cumple que $\tilde{\pi}_{t+1} = \pi_t$, y se puede deducir que el nivel de equilibrio para π_{t+1} es:

$$\pi_{t+1}^* = \pi_t + \xi_{t+1}^\pi - E_t \xi_{t+1}^\pi \quad (11)$$

y que el cambio de equilibrio de la inflación es:

$$\pi_{t+1}^* - \pi_t = \xi_{t+1}^\pi - E_t \xi_{t+1}^\pi \quad (12)$$

es decir, π_{t+1} es un camino aleatorio y ninguna variable en el conjunto de información (p.ej., u_t) ayuda a predecirla.

2.2. CURVAS DE PHILLIPS REGIONALES

Dado que la regla óptima de política para la tasa de interés i_t responde únicamente a las variables agregadas $\{\pi_t, u_t\}$, las desviaciones de las variables regionales respecto a los correspondientes agregados $\{\pi_t, u_t\}$ no están significativamente correlacionados con i_t . A diferencia de las variables agregadas, las desviaciones regionales proporcionan información útil para estimar el parámetro c . De manera similar a como se obtuvo la ecuación (8), ahora sustituimos la regla óptima de política de la ecuación (7) en la solución regional de la ecuación (1) para $\pi_{j,t+1}$. Así obtenemos la inflación de equilibrio en la región j :

$$\pi_{j,t+1} = \tilde{\pi}_{t+1} + b(\pi_{j,t} - \pi_t) + c(u_{j,t} - u_t) + (\epsilon_{j,t+1}^\pi - 0) + (\xi_{t+1}^\pi - E_t \xi_{t+1}^\pi) \quad (13)$$

donde el parámetro c está claramente identificado y puede ser estimado. Por completitud, cuando se tiene una meta constante, $\tilde{\pi}_{t+k} = \tilde{\pi}, \forall k > 0$, la inflación de equilibrio en la región j es:

$$\pi_{j,t+1} = \tilde{\pi} + b(\pi_{j,t} - \pi_t) + c(u_{j,t} - u_t) + (\epsilon_{j,t+1}^\pi - 0) + (\xi_{t+1}^\pi - E_t \xi_{t+1}^\pi) \quad (14)$$

¹⁰ No se descarta que $\pi_{t+1} - \pi_t$ y u_t mantengan una relación estocástica. Ello sucedería si los errores macro ($\xi_t^\pi - E_{t-1} \xi_t^\pi$) afectaran el desempleo u_t en algún subperiodo de una muestra finita. Por ejemplo, Barrera (2014) encuentra que solamente existe una relación estocástica entre los ciclos discretos en π_t y los ciclos discretos en la tasa de crecimiento del producto real corriente.

Si la meta siempre se mantiene fluctuando dentro de una banda meta, el primer caso de la ecuación (10), la inflación de equilibrio en la región j es:

$$\pi_{j,t+1} - \pi_t = b(\pi_{j,t} - \pi_t) + c(u_{j,t} - u_t) + (\varepsilon_{j,t+1}^\pi - 0) + (\xi_{t+1}^\pi - E_t \xi_{t+1}^\pi) \quad (15)$$

ecuación que no debería ser usada empíricamente si la presencia de choques de magnitud hacen necesario considerar simultáneamente los tres casos en la ecuación (10), que se aplica cuando la meta interna se define en cada periodo t .

Finalmente, cuando la autoridad monetaria ha seguido el esquema de metas explícitas de inflación, los datos de la meta de inflación han sido observados por los agentes privados durante la muestra de datos bajo estudio (meta observable), como es el caso de Perú (ver sección 3). Por este motivo, y en contraste con el caso de Estados Unidos abordado por Fitzgerald y Nicolini (2014), aquí se considera la ecuación (13) como la ecuación primaria a estimar. Un lector atento podría pensar que es mejor estimar la ecuación (14) si la meta observable se ha mantenido constante a lo largo de todo el periodo (lo que sería básicamente correcto), pero en el caso del Perú hubo una única disminución de dicha meta.

2.3. LA GENERALIZACIÓN HACIA MODELOS NO LINEALES

A manera de recapitulación, a partir de un modelo regional se debe notar que toda el área monetaria se verá afectada por una única política monetaria que, al cometer cada vez menos errores cuantitativa y cualitativamente respecto a su objetivo agregado principal, tiende a compensar los efectos de la brecha del producto agregada sobre la inflación agregada. Por ende, la construcción de modelos agregados implica problemas de identificación de parámetros debido a las acciones de estabilización (*feedback*).

En modelos lineales desagregados, regionales para este estudio, es posible identificar los parámetros si se supone que las regiones son relativamente similares (institucional, legal y financieramente) y que los costos para la migración interna de factores son elevados. Este último supuesto puede contradecir los hechos presentes en los datos de Perú desde inicios de los años 2000.

Para generalizar los resultados de Fitzgerald y Nicolini (2014) hacia modelos no lineales, es necesario considerar el problema de agregación bajo la presencia de no linealidades. De acuerdo con Kelejian (1980), (i) es posible identificar los parámetros de un modelo no lineal, en el sentido de poder pasar de los parámetros micro a los macro y viceversa, cuando el modelo es estructural; pero (ii) no de manera sencilla, al menos no usando su enfoque bayesiano subyacente.

La alternativa es usar el argumento de analogía de Iwasa y otros (1989) para restringirse a una misma forma funcional de la relación no lineal, tanto en el modelo micro como en el modelo macro. Esta estrategia brinda una buena aproximación que simplifica la estimación y la docimacia de la versión no lineal a detallar a continuación. También permite la misma línea de interpretación de Fitzgerald y Nicolini (2014), a pesar de que la correspondencia paramétrica no es exacta (como lo demuestra algebraicamente el ejemplo de Kelejian, 1980). El presente estudio aplica esta estrategia para extender el rango de aplicación a modelos no lineales que consideran el rezago de política (estructurales en el sentido de Fitzgerald y Nicolini, 2014).

Se describe, el modelo no lineal propuesto partiendo de sustituir la ecuación (1) con una solución no lineal del modelo NAIRU para la región j :

$$\begin{aligned} \pi_{j,t+1} &= a + b\pi_{j,t} + cf(u_{j,t}) + di_t + \varepsilon_{j,t+1}^\pi + \xi_{t+1}^\pi \\ u_{j,t+1} &= a' + b'\pi_{j,t} + c'u_{j,t} + d'i_t + \varepsilon_{j,t+1}^u + \xi_{t+1}^u \end{aligned} \quad (16)$$

La agregación es similar a la del modelo lineal, con la diferencia que ahora aquellos términos para los que tal agregación no es exacta mantienen la misma forma funcional como aproximación. La ecuación (16) implica entonces la solución agregada aproximada:

$$\begin{aligned} \pi_{t+1} &= a + b\pi_t + c f(u_t) + di_t + \xi_{t+1}^\pi \\ u_{t+1} &= a' + b'\pi_t + c'u_t + d'i_t + \xi_{t+1}^u \end{aligned} \quad (17)$$

De donde se resuelve el mismo problema de la ecuación (6) sujeta a la inflación agregada de la ecuación (17), para deducir que la regla óptima de política es:

$$i_t^* = \frac{1}{d} [\tilde{\pi}_{t+1} - (a + b\pi_t + c f(u_t) + E_t \xi_{t+1}^\pi)] \quad (18)$$

y los resultados en las ecuaciones (8) y (9) se mantienen.

Si se sustituye la regla óptima de política de la ecuación (18) en la solución regional de la ecuación (16) para la inflación, se obtiene la inflación de equilibrio en la región j :

$$\pi_{j,t+1} = \tilde{\pi}_{t+1} + b(\pi_{j,t} - \pi_t) + c[f(u_{j,t}) - f(u_t)] + (\varepsilon_{j,t+1}^\pi - 0) + (\xi_{t+1}^\pi - E_t \xi_{t+1}^\pi) \quad (19)$$

El parámetro que era el más importante, c , es (por ahora) un *pivot* porque se debe definir $f(\cdot)$ antes de considerar la identificación de sus parámetros. [González y otros \(2017\)](#) plantea un modelo de panel con regresiones de transición suave como el de la siguiente ecuación:

$$y_{jt} = m_j + n_t + r_0 x_{jt} + r_1 x_{jt} g(q_{jt}; r_2, r_3) + e_{jt} \quad (20)$$

donde m_j son los efectos individuales fijos, n_t son los efectos temporales y $g(\cdot)$ es una función continua en una variable observable q_{jt} . Esta función está normalizada para estar acotada entre 0 y 1.

Valores bajos y altos de q_{jt} están asociados a dos regímenes o regresiones extremas, con una transición suave y monótonica desde r_0 hasta $r_0 + r_1$ a medida que q_{jt} aumenta. La suavidad de la transición está determinada por el parámetro r_2 , mientras que el cambio suave está centrado alrededor del parámetro de posición r_3 . El denominador coeficiente de regresión efectivo de x_{jt} (para la región j en el periodo t) es $r_0 + r_1 g(q_{jt}; r_2, r_3)$.

Si se asume que $q_{jt} = x_{jt}$, la ecuación (20) se puede escribir como:

$$y_{jt} = m_j + n_t + r_0 x_{jt} + r_1 x_{jt} g(x_{jt}; r_2, r_3) + e_{jt} \quad (21)$$

donde:

$$g(x_{jt}; r_2, r_3) \equiv \frac{1}{1 + e^{-r_2(x_{jt} - r_3)}} \quad (22)$$

Mutatis mutandis, al sustituir $c[f(u_t(j)) - f(u_t)]$ en la ecuación (19) por $c_0[u_t(j) - u_t] + c_1[u_t(j)g(u_t(j); c_2, c_3) - u_tg(u_t; c_2, c_3)]$, la ecuación (19) para la inflación en la región j puede expresarse como:

$$\begin{aligned} \pi_{j,t+1} &= \tilde{\pi}_{t+1} + b(\pi_{j,t} - \pi_t) + c_0[u_{j,t} - u_t] + c_1[u_{j,t}g(u_{j,t}; c_2, c_3) - u_tg(u_t; c_2, c_3)] \\ &\quad + (\varepsilon_{j,t+1}^\pi - 0) + (\xi_{t+1}^\pi - E_t \xi_{t+1}^\pi) \end{aligned} \quad (23)$$

La ecuación (23) no incluye los efectos fijos y los temporales en las ecuaciones (20) y (21) (ver la ecuación 20, que los incluye explícitamente). Las variables consideradas como parte de los efectos temporales son: las expectativas de inflación, la depreciación nominal y dos componentes asociados a la inflación importada (variaciones del numerador y denominador de los términos de intercambio).

Sin embargo, nótese que las ecuaciones regionales (datos de panel) de la curva de Phillips consideran la heterogeneidad de las instituciones y mercados laborales en la región j cuando enfrentan tanto las heterogeneidades en la media del corte transversal (medias idiosincrásicas) como las heterogeneidades en la varianza del error del corte transversal (varianzas idiosincrásicas), y ambos conjuntos de momentos están fijos a través del tiempo t .

3. DATOS

Esta sección describe los datos y sus fuentes, relegando los temas asociados a la estimación de la Frontera Estocástica de Producción (FEP) y de las varianzas idiosincrásicas a los Apéndices A y B, respectivamente.

La sección 3.1 asume que las brechas del producto regionales, $\{y^g\}$, ya han sido obtenidas, de modo que con los datos regionales de inflación, correspondientes a las 25 regiones del Perú durante el periodo 2004-2017, se puede proceder con la estimación de las curvas de Phillips regionales. La sección 3.2 aclara cómo son estimadas las brechas del producto regionales en una primera etapa, para luego ser usadas en la estimación de las curvas de Phillips regionales.¹¹

3.1. DATOS PARA ESTIMAR LAS CURVAS DE PHILLIPS REGIONALES

Los datos para la inflación regional $\{\pi\}$ en el Perú pueden corresponder a dos medidas alternativas:

- La inflación IPC regional, obtenida a partir de la inflación IPC de las principales ciudades;¹² y
- la inflación en los deflatores del PBI regional, obtenida a partir de los datos reales y nominales del PBI regional (ver subsección 3.2).

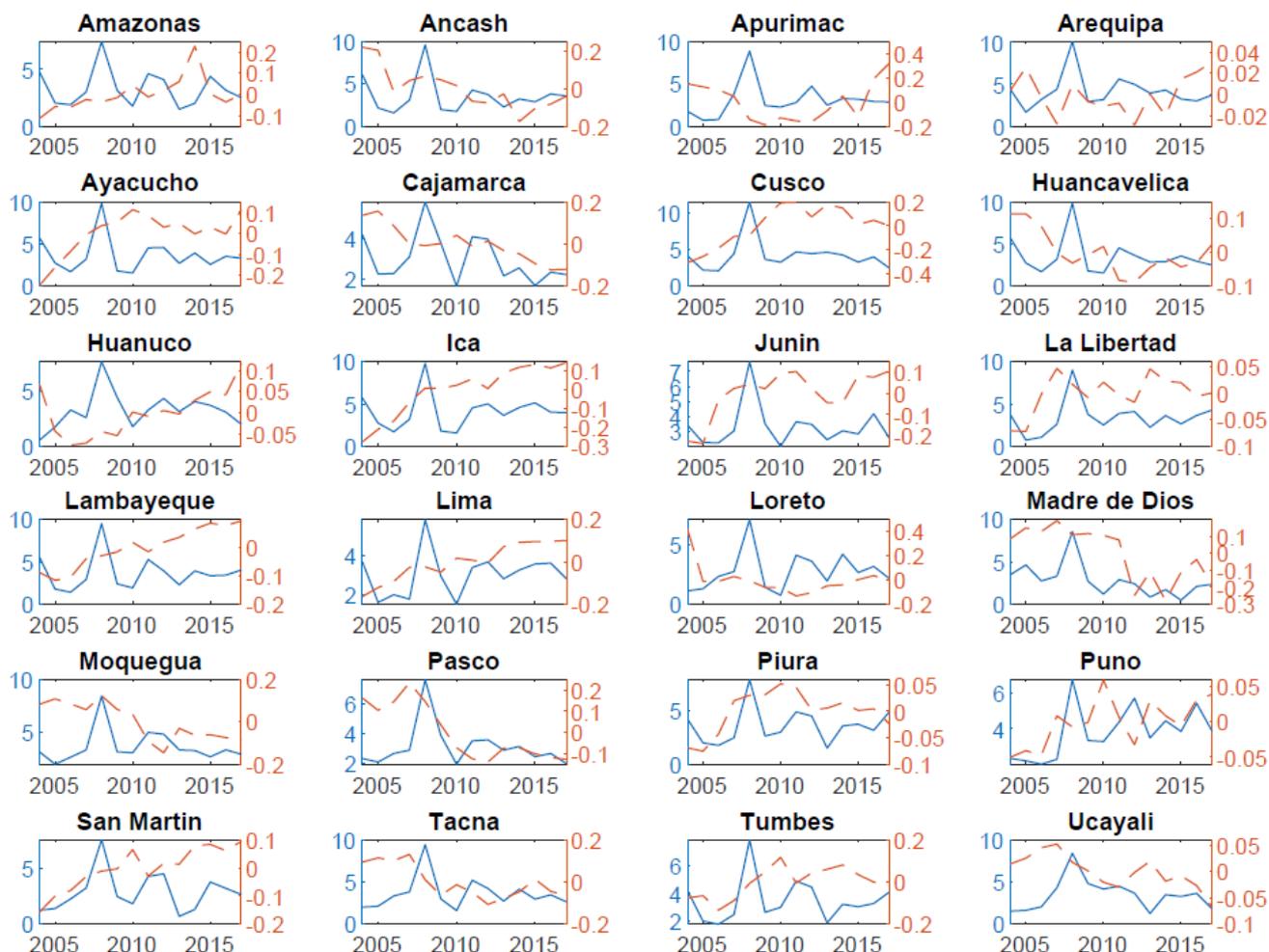
Aunque es posible estimar dos versiones de las curvas de Phillips para cada modelo disponible, en el presente estudio solo se usa la medida de inflación IPC regional. Aquí detallamos su construcción.

- La inflación de principales ciudades. Las variaciones de los índices mensuales de precios al consumidor de las principales ciudades provienen de Instituto Nacional de Estadística e Informática (2018a). Para gran parte de la muestra 2003-2017, estas variaciones fueron convertidas a índices mensuales con base 2009 usando los niveles disponibles en el Cuadro Anexo No. 121 de Instituto Nacional de Estadística e Informática (2018b). Luego de asignar estas ciudades a las correspondientes regiones, hubo años en los que no se disponía de datos para algunas ciudades/regiones, por lo que se aplicó las tasas de variación de los índices disponibles de las ciudades en el grupo correspondiente hallado en Winkelried y Gutierrez (2012) (ver estos grupos en su Figura 1). La única región que cuenta con dos ciudades principales es Áncash (Chimbote y Huaraz), para la que se construyó un índice promedio ponderado de acuerdo con la evolución anual de la población de ambas ciudades en la muestra.

¹¹ Aunque las brechas del producto regionales son datos generados en este contexto, no se ha realizado ningún ajuste por datos generados porque ello daría lugar a problemas en muestras pequeñas. El potencial efecto adverso de los datos generados puede solucionarse mediante una estimación simultánea de las brechas del producto y de las curvas de Phillips (pospuesto para un estudio futuro).

¹² La inflación observada para una ciudad principal se toma como representativa de la inflación en la región correspondiente (salvo en el caso de Áncash, como se verá).

GRÁFICO 1. Tasa de inflación y brecha del producto: 2004-2017



NOTA: Las líneas punteadas denotan la brecha del producto y las líneas continuas denotan la inflación de cada departamento.

Con la misma muestra común, las variables agregadas, que fueron usadas como controles, son:

- Las expectativas de inflación de los 12 meses siguientes. Corresponde al promedio anual de las expectativas promedio, publicadas como serie mensual en la [base de datos](#) del Banco Central de Reserva del Perú.
- Depreciación nominal. Corresponde a la variación porcentual del tipo de cambio nominal promedio anual (venta en el sistema bancario), publicada como serie mensual en la [Nota Semanal](#) del Banco Central de Reserva del Perú.
- Variación de los precios de exportación [importación]. Corresponde a la variación porcentual del índice de precios de exportación [importación] promedio anual (numerador [denominador] del índice promedio anual de los términos de intercambio), publicada como serie mensual en la [Nota Semanal](#) del Banco Central de Reserva del Perú.

3.2. DATOS PARA ESTIMAR LAS BRECHAS DEL PRODUCTO REGIONALES

Las brechas del producto regionales, $\{y^g\}$, son obtenidas mediante la estimación de una FEP, que limpia estas brechas de las ineficiencias originadas por varias fricciones. Se usará el modelo FEP con efectos

fijos verdaderos de [Greene \(2005a\)](#) y [Greene \(2005b\)](#) (ver Apéndice A). Este modelo brinda resultados bastante cercanos al método más moderno de [Chen y otros \(2014\)](#) (según estos mismos autores). Hasta donde se tiene conocimiento, los estimados de una FEP nunca han sido usados en el contexto de la curva de Phillips.

Abusando de la notación usada previamente, el modelo FEP puede ser expresado como la media del (logaritmo del) PBI real, y_{it} , condicional al vector de todos los insumos X_{it} (expresados como logaritmos) así como al vector de variables agregadas Z_t (controles expresados como variaciones porcentuales promedio anual),

$$E[y_{it}|X_{it}, Z_t] = X_{it}\beta^x + Z_t\beta^z + \alpha_i \quad (24)$$

Con una muestra común 2004-2017, se describe la variable explicada y los insumos:

- PBI real y los deflatores por región. El valor agregado bruto (VAB) real y el VAB nominal regionales del periodo 2007-2017 provienen de [Instituto Nacional de Estadística e Informática \(2018b\)](#) y los del periodo 2001-2007 provienen de [Instituto Nacional de Estadística e Informática \(2008\)](#). El segundo conjunto de datos se empalma con el primero aplicando las tasas de variación promedio anual del segundo a los niveles correspondientes del primero (para cada región). A partir de los niveles reales y nominales se calcula los deflatores regionales para el periodo 2001-2017.
- Red Vial por regiones. Consiste en la longitud de la infraestructura vial existente de cada región (y del Perú), medida en kilómetros, para el periodo 2010-2017. El total de cada región (y del Perú) se subdivide en red vial pavimentada y red vial no pavimentada. La fuente es el Ministerio de Transportes y Comunicaciones ([Estadísticas del Ministerio de Transporte y Comunicaciones, 2010-2017](#)). Para el periodo 2004-2009 se dispone de los datos únicamente para el agregado nacional, por lo que, en conjunto con la participación porcentual promedio de cada región durante un periodo posterior, esta se usa para obtener los mejores estimados regionales posibles.
- Consumo de electricidad por regiones. Se dispone de datos de la energía eléctrica consumida de cada región (y del Perú), medida en GigaWatts por hora (GW.h), para el periodo 2004-2017. Estos datos provienen de Ministerio de Energía y Minas ([Estadísticas Eléctricas Anuales, 2004-2017](#)).
- Población Económicamente Activa (PEA) Ocupada por regiones. Consiste en la PEA ocupada (empleo) por regiones, medida en miles de personas, para el periodo 2004-2017. La fuente de estos datos es el Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo ([Información del Mercado de Trabajo, 2004-2017](#)).
- Superficie agrícola por regiones. Corresponde al área de tierras con vocación agrícola y con vocación forestal, incluyendo el área conformada por tierras deforestadas y cultivadas de la región costera, así como el área conformada por la actividad agropecuaria con bosques secundarios, para los años 2000 y 2012. Estos datos provienen de [Instituto Nacional de Estadística e Informática \(2012\)](#). La serie anual 2004-2017 de cada región se obtiene aplicando la tasa de crecimiento promedio anual 2000-2012 de cada región al nivel de superficie, partiendo del año 2000 (año base).

4. RESULTADOS

Las brechas del producto regionales son obtenidas a partir del modelo FEP no lineal, el cual logra un ajuste relativamente elevado (R^2 alrededor de 98 %) con la versión lineal de la ecuación (21), imponiendo $r_1 = 0$.

Todos los modelos regionales para la relación de Phillips tienen como variable dependiente a la inflación regional corriente (medida como desviación del centro de la banda meta), de acuerdo con las

especificaciones establecidas a ser estimadas: el modelo lineal de la ecuación (13) y el modelo no lineal de las ecuaciones (21) y (23). Para las variables explicativas, el rezago de la inflación [brecha] regional se mide como desviación respecto al rezago de la inflación [brecha] promedio nacional. Esto se aplica directamente a los términos lineales, y análogicamente a los términos no lineales. Es importante notar que todos los modelos regionales requieren perder una observación de la inflación regional debido al rezago de la dinámica, por lo que la muestra efectiva resulta ser 2005-2017.

Las demás explicativas corresponden a:

- Las variables agregadas de control, que conforman el término n_t en la ecuación (21) e ingresan de manera contemporánea; y
- los efectos fijos regionales, que conforman al término m_j en la ecuación (21), son 24 en total (la población en el corte transversal), y no representan un problema de parámetros incidentales (son mucho menos que 150 en total).

Para la estimación de modelos auto-regresivos de transición suave, una generalización de los modelos auto-regresivos de transición abrupta, se usó la estrategia típica de estimación vía Mínimos Cuadrados No Lineales Condicionales Secuenciales (MCNLCS) citada en Hansen (1997): construir una malla para el parámetro c_2 que controla la suavidad de la transición en la ecuación (23), con un rango explorado típico, $c_2 \in (0, 12]$. Debe mencionarse que bajo el supuesto de normalidad de las perturbaciones, una estimación por mínimos cuadrados es equivalente a una estimación por máxima verosimilitud. Finalmente, debido al número de efectos fijos, estos no son reportados en los cuadros que siguen.

CUADRO 1. Modelo de panel dinámico lineal

	Brecha rezagada	Inflación rezagada	Expectativa de Inflación	Depreciación nominal	Var % P_x	Var % P_m
A. Bajo homocedasticidad, $R^2=76.91$						
Estimado	1.420	0.149	2.693	-0.112	-0.044	0.040
Desv.Est.	0.587	0.065	0.174	0.018	0.006	0.016
Tcalc	2.420	2.293	15.470	-6.340	-6.910	2.463
Pval	0.008	0.011	0.000	0.000	0.000	0.007
B. Bajo heterocedasticidad, $R^2=78.84$						
Estimado	1.557	0.113	2.710	-0.110	-0.043	0.037
Desv.Est.	0.563	0.065	0.164	0.017	0.006	0.015
Tcalc	2.768	1.746	16.549	-6.666	-7.049	2.388
Pval	0.003	0.040	0.000	0.000	0.000	0.008

NOTA: P_x denota precio de exportación y P_m denota precio de importación.

El Panel A del Cuadro 1 resume los resultados para el modelo lineal que asume homocedasticidad: todos sus parámetros son significativamente diferentes de cero con un grado de significancia de 2%. El coeficiente estimado para la brecha regional rezagada es elevado (mayor a la unidad). Tanto la depreciación como el crecimiento en los precios de exportación permiten atenuar las presiones inflacionarias, mientras que, para fines de política monetaria, influenciar las expectativas de inflación es clave. Es importante notar que una vez estabilizada la inflación y obtenido un relativamente elevado nivel de credibilidad, la depreciación nominal se vuelve sustituta de la tasa de inflación (círculo virtuoso) debido a que la economía peruana atrae capitales netos de largo plazo.

El Panel B del Cuadro 1 resume los resultados para el modelo lineal que considera la heterocedasticidad: todos sus parámetros son significativamente diferentes de cero con un grado de significancia de 5 %. Específicamente, el coeficiente estimado para la brecha rezagada regional es nuevamente mayor a la unidad. Todo lo ya mencionado respecto a la depreciación, el crecimiento en los precios de exportación y las expectativas de inflación en el modelo lineal homocedástico se mantiene.

CUADRO 2. Modelo de panel dinámico no lineal

	Brecha rezagada	Inflación rezagada	Expectativa de Inflación	Depreciación nominal	Var % P_x	Var % P_m	Brecha rezagada fn	Posición
A. Bajo homocedasticidad, $R^2=77.51$								
Estimado	31.544	0.144	2.621	-0.104	-0.045	0.048	-54.135	-0.306
Desv.Est.	143.532	0.065	0.175	0.018	0.006	0.016	61.357	11.118
Tcalc	0.220	2.210	14.965	-5.862	-7.006	2.911	-0.882	-0.028
Pval	0.413	0.014	0.000	0.000	0.000	0.002	0.189	0.489
Suavidad								$c_2 = 0.750$
B. Bajo heterocedasticidad, $R^2=77.37$								
Estimado	3.080	0.107	2.660	-0.103	-0.044	0.047	-8.283	0.259
Desv.Est.	1.161	0.062	0.156	0.016	0.006	0.015	4.163	0.197
Tcalc	2.652	1.723	17.031	-6.461	-7.629	3.152	-1.990	1.317
Pval	0.004	0.042	0.000	0.000	0.000	0.001	0.023	0.094
Suavidad								$c_2 = 7.933$

NOTA: P_x denota precio de exportación, P_m denota precio de importación y fn denota la función que multiplica el parámetro c_1 en la ecuación (23).

El Panel A del Cuadro 2 resume los resultados para el modelo no lineal que asume homocedasticidad: la mayoría de los parámetros es significativamente diferente de cero al 1.5 %, con la excepción de los tres asociados a la brecha regional rezagada: el término lineal en la brecha del producto y los dos incluidos en el término no lineal en la brecha del producto, cuya nulidad puede ser aceptada con un nivel de significancia de hasta 18 %. La irrelevancia de todos los términos asociados a la brecha del producto es evidencia a favor del aplanamiento (resultado aproximado). En contraste, se mantiene todo lo mencionado respecto a la depreciación, el crecimiento en los precios de exportación y las expectativas de inflación en los modelos lineales. La Figura 2 indica que el parámetro de suavizamiento es relativamente bajo dentro del rango explorado típico (MCNLCS), donde el eje de las ordenadas corresponde a la mínima suma de cuadrados de los errores.

El Panel B del Cuadro 2 resume los resultados para el modelo no lineal que considera la heterocedasticidad: todos los parámetros son diferentes de cero al 10 % (o mucho menos). Alternativamente, todos lo son al 5 % excepto el de la posición al interior del término no lineal en la brecha del producto regional. No resulta sorprendente que se mantenga todo lo anterior respecto a la depreciación, al crecimiento en los precios de exportación y a las expectativas de inflación. La Figura 3 ilustra que el parámetro de suavizamiento es relativamente alto dentro del rango explorado típico (MCNLCS), tanto en el método heterocedástico como para el homocedástico.

GRÁFICO 2. *Parámetro calibrado de suavidad (homocedasticidad)*

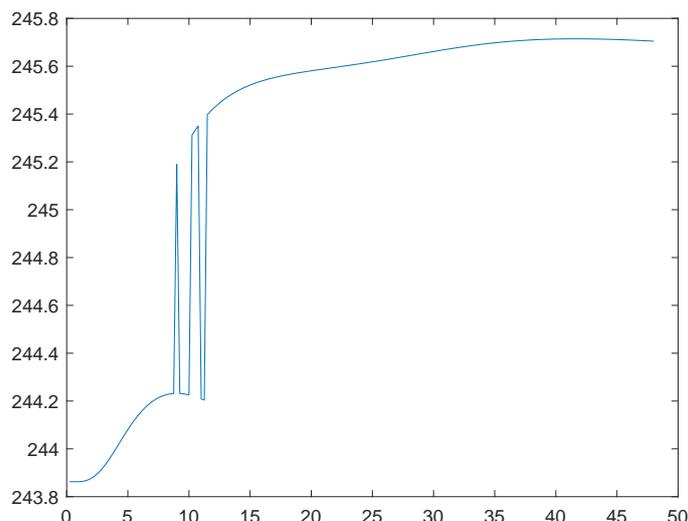
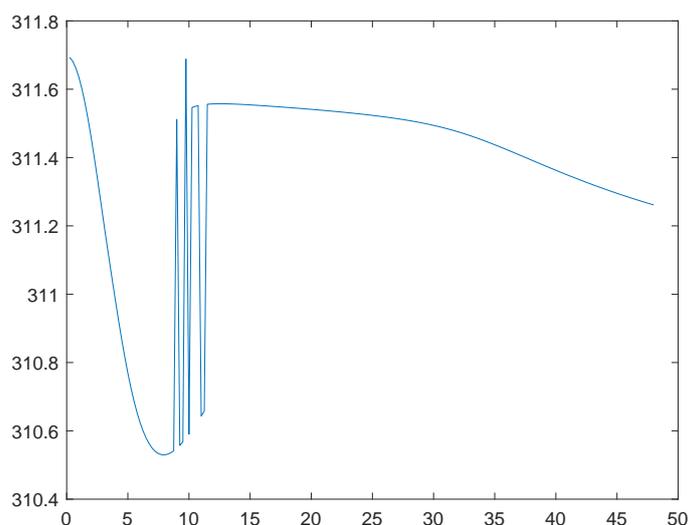


GRÁFICO 3. *Parámetro calibrado de suavidad (heterocedasticidad)*



5. CONCLUSIONES

Considerando los modelos lineales propuestos por Fitzgerald y Nicolini (2014), se encuentra que existe un efecto positivo de la brecha del producto sobre la inflación, mientras que con el modelo no lineal propuesto en este trabajo, el resultado es mixto. Bajo el supuesto de homocedasticidad regional, el efecto de la brecha del producto sobre la inflación tiende a cero, es decir, un tramo horizontal en la curva de Phillips que reflejaría una desconexión entre ambas variables. Bajo el supuesto de heterocedasticidad regional, no hay evidencia a favor de tal desconexión; la relación existente implica que brechas del producto regionales positivas tienen un impacto negativo sobre la inflación regional, mientras que brechas del producto regionales negativas tienen un impacto sobre la inflación regional que están de acuerdo con la intuición macroeconómica (el umbral para las brechas del producto es estadísticamente igual a cero al 5 %).

La agenda para un estudio futuro es considerar la migración interna hacia las regiones de elevado crecimiento, lo que podría explicar el resultado poco intuitivo que se obtiene en este trabajo. Finalmente,

los resultados están sujetos a la crítica de regresores generados debido a que la brecha del producto regional es estimada en una primera etapa. Sin embargo, dado el elevado ajuste del modelo utilizado para generar estos estimados (como referencia, el modelo FEP lineal que brindó las semillas para el modelo FEP no lineal alcanzó un R^2 de 98 %), la estimación conjunta de los modelos regionales para la curva de Phillips y la brecha del producto queda en la agenda para un estudio futuro.

REFERENCIAS

- Barrera, C. (2014), “La relación entre los ciclos discretos en la inflación y el crecimiento: Perú 1993-2012”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2014-024.
- Barrera, C. (2018), “Expectations and Central Banks’ Forecasts: The Experience of Chile, Colombia, Mexico, Peru and the United Kingdom, 2004 - 2014”, *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a uver)*, 68(6), 578-599.
- Chen, Y. Y., Schimidt, P., y Wang, H. J. (2014), “Consistent estimation of the fixed effects stochastic frontier model”, *Journal of Econometrics*, 181(2), 65-76.
- Dolado, J. J., María-Dolores, R., y Naveira, M. (2005), “Are monetary-policy reaction functions asymmetric?: The role of nonlinearity in the Phillips curve”, *European Economic Review*, 49(2), 485-503.
- Dutta, M. (1975), *Econometric Methods*, Cincinnati: South-Western Publishing Company.
- Estadísticas del Ministerio de Transporte y Comunicaciones (2010-2017). *Anuario Estadístico*. Lima, Perú.
- Estadísticas Eléctricas Anuales (2004-2017). *Estadística Eléctrica por Regiones*. Lima, Perú.
- Fitzgerald, T. J., y Nicolini, J. P. (2014), “Is there a stable relationship between unemployment and future inflation?: Evidence from US cities”, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Working Paper 713.
- González, A., Terasvirta, T., Van Dijk, D. y Yang, Y. (2017), “Panel Smooth Transition Regression Models”, Department of Statistics, Uppsala University, Working Paper 2017:3.
- Greene, W. (2003), *Econometric Analysis*, Pearson Education India.
- Greene, W. (2005a), “Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model”, *Journal of Econometrics*, 126(2), 269-303.
- Greene, W. (2005b), “Fixed and random effects in stochastic frontier models”, *Journal of Productivity Analysis*, 23(1), 7-32.
- Hansen, B. E. (1997), “Inference in TAR models”, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2(1), 1-14.
- Información del Mercado de Trabajo (2004-2017). *Informe Anual del Empleo en el Perú*. Lima, Perú.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (2018a). *Boletín Anual. Indicadores de Precios de la Economía, 2017*. Lima, Perú.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (2018b). *PERÚ: Producto Bruto Interno por regiones, 2007-2017*. Lima, Perú.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (2008). *PERÚ: Producto Bruto Interno por regiones, 2001-2007*. Lima, Perú.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (2012). *Resultados definitivos IV Censo Nacional Agropecuario 2012*. Lima, Perú.

- Iwasa, Y., Levin, S. A., y Andreasen, V. (1989), “Aggregation in model ecosystems II. Approximate aggregation”, *IMA Journal of Mathematics Applied in Medicine and Biology*, 6(1), 1-23.
- Kelejian, H. H. (1980), “Aggregation and disaggregation of nonlinear equations”, en *Evaluation of Econometric Models*, editado por Jan Kmenta y James Ramsey, New York, Academic Press, 135-152.
- Laxton, D., Meredith, G. y Rose, D. (1995), “Asymmetric effects of economic activity on inflation: Evidence and policy implications”, *Staff papers*, 42(2), 344-374.
- Laxton, D., Rose, D., y Tambakis, D. (1999), “The US Phillips curve: The case for asymmetry”, *Journal of Economic dynamics and Control*, 23(9-10), 1459-1485.
- McLeay, M. y Tenreyro, S. (2018), “Optimal inflation and the identification of the Phillips curve”, No 12981, CEPR Discussion Papers.
- Schaling, E. (2004), “The nonlinear Phillips curve and inflation forecast targeting: Symmetric versus asymmetric monetary policy rules”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), 361-386.
- Tuckett, A. (2018), “What can regional data tell us about the UK Phillips curve”, *Bank Underground*.
- Vlieghe, G. (2018), “From asymmetry to symmetry: changing risks to the economic outlook”, marzo 23, Confederation of British Industry, Birmingham.
- Winkelried, D., y Gutierrez, J. E. (2012), “Regional inflation dynamics and inflation targeting in Peru”, Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper 2012-018.

APÉNDICES

A. ESTIMACIÓN DE LAS BRECHAS DEL PRODUCTO REGIONALES

El modelo FEP con efectos fijos verdaderos ha sido considerado por [Chen y otros \(2014\)](#) en su ecuación (1), por [Greene \(2005a\)](#) en su ecuación (4') y por [Greene \(2005b\)](#) en la ecuación que aparece justo antes de su ecuación (2.8):

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \equiv v_{it} - u_{it}, \quad u_{it} \geq 0 \quad (25)$$

donde el índice $i \in \{1, 2, \dots, N\}$ indexa a las N regiones; el índice $t \in \{1, 2, \dots, T\}$ indexa a los T periodos; y_{it} es el logaritmo del producto bruto interno (PBI) de la región i en el periodo t ; y X_{it} es un vector que contiene un total de K funciones lineales o no lineales, aunque linealmente separables dentro del término $X_{it}\beta$. Siendo funciones de las cantidades de insumos, se agregan en la función de producción. Se asume que los v_{it} son variables aleatorias *i.i.d.* $N(0, \sigma_v^2)$ (normales); los u_{it} son variables aleatorias *i.i.d.* $N^+(0, \sigma_u^2)$ (mitad-normales).

Los coeficientes α_i son los efectos fijos individuales (efectos regionales) y deben ser estimados simultáneamente con los otros parámetros (no es posible eliminarlos mediante la transformación *within*).¹³

Todos estos supuestos permiten las siguientes interpretaciones:

1. u_{it} es la ineficiencia técnica de la región i en el periodo t (componente atribuible a todos los factores que cambian en el tiempo bajo el control de las firmas de la región i y afectan y_{it}); y
2. α_i es la heterogeneidad en el PBI regional i (componente atribuible a todos los factores fijos en el tiempo que no están bajo el control de las firmas de la región i y afectan y_{it} , por lo que no están incluidos en la ineficiencia u_{it}). Todos aquellos $\alpha_i < 0$ podrían denominarse heterogeneidad por ineficiencias no técnicas y todos aquellos $\alpha_i > 0$ podrían denominarse heterogeneidad por eficiencias no técnicas.¹⁴

El objetivo de los modelos para la FEP es, básicamente, obtener estimados de u_{it} , la ineficiencia técnica. Sin embargo, el presente estudio utiliza esta especificación de la FEP para obtener estimados de v_{it} , interpretables como las brechas del producto de la región i en el periodo t .¹⁵

[Greene \(2005a\)](#) señala que, para el modelo en la ecuación (25), el verdadero estimador de efectos fijos $\hat{\varphi}$ maximiza la siguiente función:

¹³ Si las columnas de la matrix X , el vector v y el vector u son mutuamente independientes, ello hace posible operar como si X fuera fijo. Al definir $\sigma \equiv (\sigma_v, \sigma_u)'$ y $\alpha \equiv (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N)'$, podemos apreciar que el vector con todos los parámetros $\theta \equiv (\alpha', \beta', \sigma)'$ contiene $N + K + 2$ parámetros a estimar. Según cita, la magnitud de los efectos adversos del problema de parámetros incidentales depende de la magnitud de N : si $N > 400$ (p.ej., firmas, distritos dentro de un país, enfermos potenciales de HIV, etc.), sus efectos son importantes; si N no es tan elevado (p.ej., áreas geográficas como regiones o estados al interior de un país, e incluso países, etc.), no lo son.

¹⁴ Ello porque la ineficiencia técnica siempre afecta y_{it} de manera inversa y, además, si se asume que se ha logrado incluir en X a todas las funciones relevantes en todos los insumos relevantes.

¹⁵ Desde el punto de vista econométrico, [Chen y otros \(2014\)](#) obtiene estimadores consistentes, en contraste con los estimadores de las varianzas del error de [Greene \(2005a\)](#), que son sesgados cuando T es pequeño ($T = 5$) según las simulaciones realizadas por este autor (afectando la extracción de los estimados de u a partir de los estimados de ε y, por lo tanto, la extracción de los estimados de v). Sin embargo, [Chen y otros \(2014\)](#) acepta que su aplicación empírica (en la que se explica la producción de energía de 72 plantas generadoras de electricidad durante 11 años mediante 10 funciones en los insumos) muestra que los valores de los estimadores de [Greene \(2005a\)](#) y los de su propuesta son muy similares.

$$\ln(L(\boldsymbol{\varphi})) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} \ln \{f(y_{it} | \mathbf{X}_{it}; \boldsymbol{\varphi})\} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} l_{it}(\boldsymbol{\varepsilon}_{it}, \boldsymbol{\varphi}),$$

$$f(y_{it} | \mathbf{X}_{it}; \boldsymbol{\varphi}) \equiv \frac{1}{\Phi(0)} \phi\left(\frac{\boldsymbol{\varepsilon}_{it}}{\sigma}\right) \Phi\left(\frac{-S\boldsymbol{\varepsilon}_{it}\boldsymbol{\lambda}}{\sigma}\right), \quad \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \equiv y_{it} - \alpha_i - \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta},$$

$$\sigma \equiv (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)^{1/2}, \quad \boldsymbol{\lambda} \equiv \sigma_u/\sigma_v \quad (26)$$

donde $\boldsymbol{\varphi} \equiv (\boldsymbol{\alpha}', \boldsymbol{\beta}', \sigma, \boldsymbol{\lambda})'$ resulta de reparametrizar los dos últimos parámetros en $\boldsymbol{\theta}$, mientras que $\phi(r)$ y $\Phi[r]$ corresponden al valor de la función de densidad normal estándar y al de la función acumulada de la densidad normal estándar, respectivamente, evaluadas en r .¹⁶

La presencia de S en la ecuación (26) permite englobar tanto el caso de la función de producción (aquí enfatizada) como el caso de la función de costos en su ecuación (2.1) de la página 8. Esta generalidad se logra al definir $\boldsymbol{\varepsilon}_{it} \equiv v_{it} - Su_{it}$, donde S puede ser +1 cuando se modela la función de producción, o -1 cuando se modela la función de costos. En este caso, las K funciones en el vector \mathbf{X}_{it} pueden agregarse en la función de producción, en cuyo caso son funciones de las cantidades de insumos, o en la función de costos, en cuyo caso son funciones de los productos y los precios de insumos. El vector \mathbf{X}_{it} puede incluir funciones de una tendencia temporal t cuyo subagregado puede interpretarse como cambio tecnológico determinístico.¹⁷ Sustituyendo $\Phi(0) = 1/2$, $S = 1$ y $\phi\left(\frac{\boldsymbol{\varepsilon}_{it}}{\sigma}\right)$ de acuerdo con la siguiente ecuación (27):

$$\phi\left(\frac{\boldsymbol{\varepsilon}_{it}}{\sigma}\right) \equiv \frac{1}{\sigma} \left(\frac{1}{2\pi}\right)^{1/2} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\boldsymbol{\varepsilon}_{it}}{\sigma}\right)^2\right] \quad (27)$$

en $f(y_{it} | \mathbf{X}_{it}; \boldsymbol{\varphi})$, obtenemos:

$$f(y_{it} | \mathbf{X}_{it}; \boldsymbol{\varphi}) \equiv \frac{1}{\sigma} \left(\frac{2}{\pi}\right)^{1/2} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\boldsymbol{\varepsilon}_{it}}{\sigma}\right)^2\right] \Phi\left(\frac{-\boldsymbol{\varepsilon}_{it}\boldsymbol{\lambda}}{\sigma}\right) \quad (28)$$

y esta expresión coincide con la de [Greene \(2003\)](#) (p. 429). El logaritmo correspondiente es:

$$l_{it}(\boldsymbol{\varepsilon}_{it}, \boldsymbol{\varphi}) \equiv -\ln(\sigma) + \frac{1}{2} \ln\left(\frac{2}{\pi}\right) - \frac{1}{2}\left(\frac{\boldsymbol{\varepsilon}_{it}}{\sigma}\right)^2 + \ln\left[\Phi\left(\frac{-\boldsymbol{\varepsilon}_{it}\boldsymbol{\lambda}}{\sigma}\right)\right] \quad (29)$$

y [Greene \(2003\)](#) (p. 503-504) sugiere realizar la siguiente transformación para obtener condiciones de primer y segundo orden muy simplificadas:

$$\eta \equiv \frac{1}{\sigma} \quad \boldsymbol{\gamma} \equiv \frac{1}{\sigma}\boldsymbol{\beta} \quad (30)$$

Definiendo $\boldsymbol{\psi} \equiv (\boldsymbol{\gamma}', \eta, \boldsymbol{\lambda})'$,¹⁸ la ecuación (29) puede escribirse como:

$$l_{it}(\boldsymbol{\varepsilon}_{it}, \boldsymbol{\psi}) \equiv \ln(\eta) + \frac{1}{2} \ln\left(\frac{2}{\pi}\right) - \frac{1}{2}(\eta y_{it} - \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{X}_{it})^2 + \ln[\Phi(-\boldsymbol{\lambda}(\eta y_{it} - \boldsymbol{\gamma}'\mathbf{X}_{it}))] \quad (31)$$

¹⁶ Será útil anotar aquí las dos primeras derivadas de $\phi(r)$. $\phi'(r) = -r\phi(r)$, y $\phi''(r) = (r^2 - 1)\phi(r)$. Por cierto, la ecuación (26) debería corresponder con la ecuación (14) en [Greene \(2005a\)](#) y con la ecuación (3.1) en [Greene \(2005b\)](#).

¹⁷ En su modelo Cobb-Douglas para los costos bancarios, [Greene \(2005a\)](#) lo especifica como una simple tendencia lineal δt (común para todo i ; ver ecuación (15) en la página 280).

¹⁸ Los parámetros $\boldsymbol{\alpha}$ no pueden ser descartados, por lo que el vector \mathbf{X}_{it} ha sido redefinido para incluir las *dummies* de dichos los efectos fijos y, correspondientemente, los vectores $\boldsymbol{\beta}$ y $\boldsymbol{\gamma}$ ahora incluyen los parámetros asociados.

Más aún, definiendo $\omega_{it} \equiv \eta y_{it} - \gamma' X_{it} = \varepsilon_{it}/\sigma$, se obtiene:

$$l_{it}(\varepsilon_{it}, \psi) \equiv \ln(\eta) + \frac{1}{2} \ln\left(\frac{2}{\pi}\right) - \frac{1}{2}\omega_{it}^2 + \ln[\Phi(-\lambda\omega_{it})] \quad (32)$$

Las condiciones de primer orden para la maximización de la función de verosimilitud asociada a la ecuación (32) son:

$$\nabla \ln(L(\psi)) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} \nabla l_{it}(\cdot, \psi) = \mathbf{0}, \quad (33)$$

donde $\nabla l_{it}(\cdot, \psi) \equiv \begin{pmatrix} \frac{\partial l_{it}(\cdot, \psi)}{\partial \gamma} \\ \frac{\partial l_{it}(\cdot, \psi)}{\partial \eta} \\ \frac{\partial l_{it}(\cdot, \psi)}{\partial \lambda} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \omega_{it} X_{it} + \lambda \delta_{it} X_{it} \\ \frac{1}{\eta} - \omega_{it} y_{it} - \lambda \delta_{it} y_{it} \\ -\delta_{it} \omega_{it} \end{pmatrix}$

$$\delta_{it} \equiv \frac{\partial \ln[\Phi(-\lambda\omega_{it})]}{\partial(-\lambda\omega_{it})} = \frac{\phi(-\lambda\omega_{it})}{\Phi(-\lambda\omega_{it})} \equiv \delta(y_{it}, X_{it}, \psi)$$

Las condiciones de segundo orden para la maximización de la función de verosimilitud de la ecuación (26) son:

$$\nabla^2 \ln(L(\psi)) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} \nabla^2 l_{it}(\cdot, \psi) \text{ es s.d.n., donde,} \quad (34)$$

$$\nabla^2 l_{it}(\cdot, \psi) \equiv \begin{pmatrix} \frac{\partial^2 l_{it}(\cdot, \psi)}{\partial \gamma \partial \gamma'} & \frac{\partial^2 l_{it}(\cdot, \psi)}{\partial \gamma \partial \eta} & \frac{\partial^2 l_{it}(\cdot, \psi)}{\partial \gamma \partial \lambda} \\ \frac{\partial^2 l_{it}(\cdot, \psi)}{\partial \eta \partial \gamma'} & \frac{\partial^2 l_{it}(\cdot, \psi)}{\partial \eta^2} & \frac{\partial^2 l_{it}(\cdot, \psi)}{\partial \eta \partial \lambda} \\ \frac{\partial^2 l_{it}(\cdot, \psi)}{\partial \lambda \partial \gamma'} & \frac{\partial^2 l_{it}(\cdot, \psi)}{\partial \lambda \partial \eta} & \frac{\partial^2 l_{it}(\cdot, \psi)}{\partial \lambda^2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \rho_{it}^1 X_{it} X_{it}' & \rho_{it}^1 (-y_{it}) X_{it} & \rho_{it}^2 X_{it} \\ \rho_{it}^1 (-y_{it}) X_{it}' & \rho_{it}^1 (-y_{it})(-y_{it}) - \kappa & \rho_{it}^2 (-y_{it}) \\ \rho_{it}^2 X_{it}' & \rho_{it}^2 (-y_{it}) & \chi_{it} \omega_{it}^2 \end{pmatrix}$$

$$\rho_{it}^1 \equiv [\lambda^2 \chi_{it} - 1]$$

$$\rho_{it}^2 \equiv [\delta_{it} - \lambda \chi_{it} \omega_{it}]$$

$$\kappa \equiv 1/\eta^2$$

$$\chi_{it} \equiv \frac{\partial}{\partial(-\lambda\omega_{it})} \left[\frac{\phi(-\lambda\omega_{it})}{\Phi(-\lambda\omega_{it})} \right] \equiv \frac{\partial \delta_{it}}{\partial(-\lambda\omega_{it})} = \frac{\phi'(-\lambda\omega_{it})}{\Phi(-\lambda\omega_{it})} - \delta_{it}^2 = \delta_{it}(\lambda\omega_{it} - \delta_{it})$$

Es importante mencionar que el modelo:

$$y_{it} = X_{it} \beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (35)$$

puede describirse como:

$$y_{it} = X_{it} \beta^x + Z_t \beta^z + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (36)$$

donde la matriz $\{X_{it}\}$ se ha redefinido para contener únicamente los insumos, mientras que la matriz $\{Z_t\}$ contiene las variables utilizadas como controles. Es claro que $E[\varepsilon_{it}|X_{it}, Z_t] = 0$.

B. ESTIMACIÓN DE LAS CURVAS DE PHILLIPS REGIONALES

Las estimaciones de los modelos dinámicos de datos de panel utilizan el modelo de regresión uniecuacional descrito en [Greene \(2003\)](#), con y sin corrección por heterocedasticidad.

Al respecto, se debe mencionar las secuencias en la estimación de los modelos para la curva de Phillips. Primero, el modelo de datos de panel dinámico lineal es estimado para brindar las semillas para el modelo no lineal correspondiente (el par de modelos estimados bajo homocedasticidad, por un lado, y el par de modelos estimados ajustando por heterocedasticidad regional, por el otro).

Segundo, hay dos etapas en cada par de modelos (lineales vs. no lineales): la estimación de las varianzas regionales se produce inmediatamente después de estimar el modelo que asume homocedasticidad (1^{ra} etapa) para luego estimar el modelo que corrige la heterocedasticidad (2^{da} etapa).

Es por todo ello que los resultados de las pruebas sobre el aplanamiento están estrechamente relacionados.



Vulnerabilidad financiera y escenarios de riesgo del PBI usando Growth at Risk (GaR)

ROCIO GONDO*

Este trabajo analiza empíricamente el impacto de las variables financieras en el crecimiento del PBI en escenarios de riesgo. Para ello, se usan datos de Perú y se estiman las pérdidas en el crecimiento del PBI ante escenarios de riesgo extremo usando la metodología de "Growth at Risk" de Adrian y otros (2019). Se consideran 3 categorías de riesgos financieros: apalancamiento, precios de activos domésticos y variables externas. Los resultados muestran que un crecimiento excesivo del crédito y de los precios de activos son indicadores de un deterioro de las condiciones financieras futuras y de una desaceleración en el crecimiento del PBI en escenarios de crisis para distintos horizontes. Asimismo, incluir variables financieras mejora la proyección del PBI bajo escenarios de crisis, tal como lo observado durante la Crisis Financiera Global de 2008-2009.

Palabras Clave : Condiciones financieras, regresión por cuantiles, vulnerabilidad financiera, riesgo de recesión

Clasificación JEL : E44, G01, G1

La literatura financiera utiliza el indicador de Valor en Riesgo (Value at risk, VaR) como una medida para calcular pérdidas extremas de una inversión, dadas las condiciones de mercado, en un periodo de tiempo. Así, esta medida sirve como una guía para los inversionistas y los reguladores de cuánto provisionar para cubrir pérdidas potenciales. De forma similar, se ha adaptado esta metodología para calcular pérdidas en el crecimiento del PBI que Adrian y otros (2019) la ha denominado *Growth at Risk* (GaR).

En esta literatura se considera el vínculo entre condiciones financieras y el crecimiento del PBI, que reflejan una posible relación no lineal. Si bien el crédito es clave para financiar inversión y consumo a lo largo del ciclo económico, su importancia es aún mayor en épocas de vulnerabilidad financiera. Así, durante episodios de estrés, se acentúa el impacto al restringir el acceso a financiamiento y generar una caída más pronunciada en el producto (Bernanke y otros, 1996; Korinek y Mendoza, 2014). Además, existe evidencia de que un crecimiento excesivo de variables como el ratio entre crédito a PBI anticipan periodos de estrés financiero (Drehmann y Tsatsaronis, 2014), y de que estos episodios anticipan una recesión económica (Borio y otros, 2018). En el caso de episodios extremos de crisis financiera, esto a su vez conlleva a una caída marcada en el crecimiento del PBI (Reinhart y Rogoff, 2011).

* Gondo: Banco Central de Reserva del Perú (email: rocio.gondo@bcrp.gob.pe).

En épocas de crecimiento sostenido de la actividad económica ocurre una mejora en la calidad del colateral y una reducción en la percepción de riesgo, lo que podría llevar a un apalancamiento excesivo de los agentes económicos. Desde el punto de vista del sistema financiero, la mejora en los indicadores de solvencia y liquidez aumenta el apetito por riesgo, lo que contribuye a una situación de estrés financiero futuro, aumenta la probabilidad de una restricción crediticia (*credit crunch*) y genera un impacto negativo sobre el crecimiento futuro de la economía.

Así, el objetivo de este trabajo es validar este mecanismo y estimar cómo las variables financieras afectan el crecimiento de la economía peruana en escenarios de riesgo, es decir, si las condiciones financieras afectan el crecimiento futuro del PBI de forma diferenciada en condiciones normales y de crisis. Para ello, se utiliza la metodología propuesta por [Adrian y otros \(2019\)](#), que emula el *Value at Risk* ampliamente usado en la literatura de riesgos financieros y se adapta para considerar riesgos sobre el sector real. Se utilizan modelos de estimación por cuantiles ([Koenker y Hallock, 2001](#)) para encontrar el impacto de variables financieras a través de distintos puntos de la distribución del crecimiento del PBI. Así, la metodología del GaR estima la función de distribución del crecimiento del PBI en un horizonte de tiempo t a través de distintos percentiles α .

Se consideran distintas fuentes de riesgos financieros: (i) indicadores de cantidad / apalancamiento, (ii) indicadores de precio de riesgos financieros (precios de distintos activos financieros domésticos) e (iii) indicadores de riesgos externos. Asimismo, se consideran distintos horizontes de tiempo para identificar si distintos tipos de riesgos financieros afectan el crecimiento en el corto o mediano plazo. Los datos incluyen variables financieras y macroeconómicas en frecuencia trimestral para la economía peruana entre 1997 y 2018¹. En particular, el caso peruano es interesante porque se trata de una economía emergente donde el sector financiero se asocia principalmente a la intermediación bancaria y el mercado de capitales es relativamente pequeño. Asimismo, la dolarización financiera podría generar impactos diferenciados de choques financieros. Por otro lado, al ser una economía pequeña y abierta, podría verse fuertemente afectada por choques financieros externos.

Los resultados muestran que tanto indicadores del sector bancario - como un crecimiento excesivo del crédito - y del mercado de capitales - como los precios de activos o los retornos de los bonos del Tesoro - son buenos indicadores de un menor crecimiento futuro del PBI real en épocas de estrés. Esto contrasta con la situación en épocas normales, donde pierden relevancia, al encontrarse que el crédito simplemente ayuda a financiar proyectos de inversión productivos y aumenta la producción. Por su parte, si bien las variables externas, tales como el tipo de cambio o los precios de las materias primas, son relevantes como predictores del crecimiento futuro del PBI, el impacto es homogéneo bajo distintos escenarios financieros. Por ejemplo, un mayor crecimiento de los precios de las materias primas siempre tiene un efecto expansivo en el crecimiento, mientras que la depreciación del tipo de cambio reduce el crecimiento futuro, en línea con el canal de hoja de balance y de toma de riesgo del tipo de cambio ([Bruno y Shin, 2015](#)).

Otro resultado relevante es la importancia de hacer seguimiento e incorporar las condiciones financieras en las proyecciones de escenarios de riesgo. Así, si consideramos proyecciones anteriores a la Gran Crisis Financiera Global, vemos que el modelo con variables financieras para el nivel de Value at Risk al 5% considera el escenario de crecimiento de -0.8% observado en ese periodo. En contraste, el escenario sin factores financieros predice un crecimiento positivo de alrededor de 2% aún en situaciones de riesgo negativo extremo.

¹ Se incluyen datos desde 1997 en vez de solo el periodo de metas de inflación para capturar en la muestra periodos de vulnerabilidad financiera, tal como las crisis financieras en países emergentes de finales de la década de los años noventa.

1. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Este trabajo se asocia a varias líneas de investigación que buscan capturar el vínculo entre el sector financiero y el sector real en una economía pequeña y abierta como Perú. Primero, es posible ligarla a los trabajos que analizan el vínculo no lineal entre el crecimiento en el sector financiero y el crecimiento en el sector real. La literatura teórica encuentra diferentes mecanismos que resaltan el vínculo entre el sector financiero y el sector real, a través del canal crediticio de la política monetaria, el cual genera un efecto asimétrico que endurece las condiciones financieras previo a un periodo de crecimiento bajo del PBI (Brunnermeier y otros, 2013; Bernanke y otros, 1999). Sin embargo, la mayoría de modelos dinámicos y estocásticos de equilibrio general se resuelven a través de una aproximación lineal que limita la importancia de esta asimetría e ignora momentos mayores de la distribución de las variables del modelo.

En cuanto a la literatura empírica, esta relación no lineal ha sido capturada usando regresiones de cuantiles por Giglio y otros (2016), donde se encuentra que las medidas de riesgo sistémico son buenos predictores del crecimiento del PBI solamente para la cola negativa de la distribución. Con respecto al uso de variables financieras para predecir el crecimiento del PBI o periodos de recesión, Estrella y Mishkin (1998) y Ponka (2017) utilizan variables financieras, especialmente el crédito, para mejorar la proyección de estos episodios para Estados Unidos. Asimismo, Guender (2018) considera si es mejor utilizar variables financieras de precio o cantidad para mejorar la proyección del crecimiento del PBI.

Asimismo, se vincula a la literatura asociada a los modelos de *early warning* que calculan la probabilidad de ocurrencia de escenarios de estrés financiero (Alessi y Detken, 2011; Rose y Spiegel, 2012; Gourinchas y Obstfeld, 2012; Duca y Peltonen, 2013; Drehmann y Juselius, 2014). La metodología de GaR permite extender el impacto de variables financieras sobre la probabilidad condicional de estos escenarios y simultáneamente calcular cuál es el valor esperado del crecimiento del PBI a través de distintos escenarios de riesgo.

En particular, este trabajo empírico es una aplicación de la metodología aplicada a Estados Unidos por Adrian y otros (2019) y los estudios en la misma línea para un panel de países (Fondo Monetario Internacional, 2017, 2018). Los resultados de estos estudios muestran: (i) un aumento de la volatilidad en los precios de activos financieros e incremento de los diferenciales de tasas de interés previo a los episodios de menor crecimiento económico; (ii) los precios de activos son más relevantes en horizontes de corto plazo, mientras que los de cantidad y apalancamiento son más relevantes en horizontes entre 1 y 3 años; (iii) un aumento en el Índice de Volatilidad del Mercado de Opciones de Chicago (VIX) es un buen predictor de menor crecimiento en el corto plazo. Por su parte, algunos bancos centrales de la región utilizan esta metodología para calcular los escenarios de riesgo que se consideran en los ejercicios de pruebas de tensión (*stress tests*) del sistema bancario que se reportan en los Informes de Estabilidad Financiera (Banco de la República de Colombia, 2018, 2019). En este trabajo se busca contrastar estos resultados con el caso peruano.

2. MODELO DEL VÍNCULO ENTRE VARIABLES FINANCIERAS Y REALES EN EPISODIOS DE ESTRÉS FINANCIERO

Como motivación de los posibles mecanismos de transmisión presentes en el ejercicio empírico, se presenta un marco teórico basado en el modelo de equilibrio parcial de dos periodos de Bernanke y otros (1996) para ilustrar cómo cambia el vínculo entre variables financieras y PBI dependiendo de si la economía está en una situación de estrés financiero o no. La principal característica de este modelo es la existencia de un mercado de crédito con información imperfecta caracterizado por el problema de principal-agente. Así, los prestamistas (principales) no pueden acceder a información sobre las acciones de los prestatarios

(agentes).

Consideremos una firma representativa que busca maximizar beneficios. Para producir el bien final, necesita adquirir el insumo productivo x_1 usando una tecnología de producción $a_1 f(x_1)$, donde a_1 representa la productividad y $f()$ es una función estrictamente creciente y cóncava. Para adquirir dicho insumo, el financiamiento viene por dos fuentes: capital propio y deuda. La deuda del periodo está dada por b_1 y la tasa de interés es r_1 . El capital propio consiste en la capitalización de las utilidades del periodo anterior $a_0 f(x_0) - r_0 b_0$. Asimismo, la deuda está condicionada por el valor del colateral K , cuyo precio es q_1 .

Así, el problema de la firma es el siguiente:

$$\max_{x_1} a_1 f(x_1) - r_1 b_1$$

sujeto a:

$$x_1 = a_0 f(x_0) - r_0 b_0 + b_1$$

$$r_1 b_1 \leq q_1 K$$

La condición de optimalidad está dada por:

$$a_1 f'(x_1) = r_1 + \lambda$$

donde λ es el multiplicador asociado a la restricción del colateral.

Por otro lado, cuando la restricción del colateral se cumple con igualdad, se crea una prima por riesgo entre el retorno del capital y la tasa de interés libre de riesgo, que refleja el costo de agencia. Así, esto implica una no linealidad, ya que los costos de agencia son cercanos a cero en épocas de crecimiento económico, rompiendo el vínculo entre crecimiento y variables financieras, mientras que los costos de agencia son positivos y crecientes en épocas de recesión.

Cuando $\lambda = 0$, se cumple el Teorema de Modigliani-Miller, por lo que no importa la estructura financiera en las decisiones de inversión ni producción. Así, las variables financieras tienen poco impacto en el comportamiento del PBI. Sin embargo, cuando $\lambda > 0$, la estructura financiera afecta la producción. Así, una mayor percepción de riesgo financiero reduce la capacidad de financiar la compra del insumo y, por tanto, reduce el crecimiento del PBI.

Como resultado, el financiamiento externo es más caro que el interno, a menos que esté completamente colateralizado. La prima por riesgo de financiamiento externo depende inversamente del patrimonio del prestatario. Asimismo, una caída en el patrimonio incrementa la prima por riesgo, encarece el crédito y reduce la inversión y la producción solo en épocas en las que se encuentra activo este mecanismo.

3. ANÁLISIS DE LOS DATOS

Para validar empíricamente esta relación no lineal entre el sector financiero y el sector real, se utilizan datos macroeconómicos y financieros para Perú en frecuencia trimestral. Si bien existen datos de frecuencia más alta en el sector financiero, los datos sobre crecimiento del producto se encuentran en frecuencia trimestral. La muestra considera el periodo entre 1997 y 2018. Si bien muchos estudios sobre el comportamiento cíclico del PBI consideran la muestra consistente con el periodo del esquema de metas explícitas de inflación, desde 2002, se amplía la muestra hacia atrás para considerar el periodo de fines de los años

noventas donde la economía ya había adoptado una serie de reformas de estabilización macroeconómica pero que incluyen un periodo de crisis en los mercados financieros internacionales que llevaron a episodios de estrés en el sistema bancario peruano.

Primero, presentamos los valores de la correlación lineal entre distintos tipos de variables financieras, rezagos y adelantos del crecimiento del PBI. Esto servirá de base para comparar cómo cambia dicha correlación a través de distintos escenarios financieros. Se consideran 3 categorías de variables financieras: (i) variables de apalancamiento, (ii) variables de precios de activos financieros y (iii) variables financieras externas. Esto debido a que, si existen imperfecciones en los mercados financieros, las variables de cantidad y de precio proveen señales distintas (Guender, 2018).

El detalle de las variables se presenta a continuación:

- **Medidas de apalancamiento:** Se consideran medidas asociadas al (i) nivel agregado (crédito entre PBI, tasa de variación del crédito total, etc.) y (ii) composición (ratios como porcentaje del PBI y tasas de crecimiento del crédito por monedas, por tipo de crédito, etc.).
- **Medidas de precios:** Se consideran (i) diferenciales de tasas de interés (prima por riesgo crediticio, riesgo soberano (EMBI), prima por plazo, etc.), (ii) retornos de mercados financieros (acciones, bonos, inmuebles) y (iii) mercado de derivados (*Credit Default Swap* soberanos, *Non-Deliverable Forward*, etc.).
- **Factores externos:** Se incluye variables del (i) mercado cambiario (retorno, volatilidad, presión cambiaria), (ii) precios de materias primas (términos de intercambio, precio de exportaciones), y (iii) ciclo financiero global (VIX, tasa de política monetaria de la Fed, pendiente de la curva de rendimiento de Estados Unidos).

El Cuadro 1 muestra que existe una correlación significativa entre el rezago de la mayoría de variables financieras - tales como Crédito de las Sociedades de Depósito al Sector Privado (Crédito), Índice General de la Bolsa de Valores de Lima (IGVBL), Bono Soberano del Perú a 10 años (Bono 10y), Tipo de Cambio Promedio Venta del Sector Bancario (Tipo Cambio) y VIX - y el crecimiento del PBI. En términos generales, condiciones financieras con mayores niveles de apalancamiento y aumento de los precios de activos financieros estimulan un mayor crecimiento al incrementar los fondos disponibles para financiar proyectos de inversión y su costo. Asimismo, el Cuadro 2 muestra que un mayor crecimiento de la economía real también incentiva un mayor crecimiento del crédito, pero no tiene efectos expansivos similares en otras variables.

CUADRO 1. Correlación lineal entre rezagos de variables financieras y el crecimiento del PBI

Trimestres	Crédito	IGVBL	Bono 10y	Tipo Cambio	VIX
1	0.332*	0.019	0.150	0.301*	-0.201
2	0.285*	0.169	0.034	0.407*	-0.270*
3	0.226*	0.335*	-0.031	0.383*	-0.240*
4	0.215*	0.501*	0.032	0.299*	-0.146
5	0.145	0.533*	0.255	0.233*	-0.046
6	0.094	0.417*	0.427*	0.151	0.042
7	0.035	0.316*	0.547*	0.232*	0.020
8	-0.061	0.126	0.656*	0.218*	0.027

NOTAS: Las variables son explicadas en el texto, * denota significancia estadística.

Sin embargo, esto contrasta con el modelo presentado en el marco teórico y la literatura asociada a auges crediticios y sobrecalentamiento del ciclo financiero, donde un incremento excesivo del crédito o

CUADRO 2. Correlación lineal entre adelantos de variables financieras y el crecimiento del PBI

Trimestres	Crédito	IGBVL	Bono 10y	Tipo Cambio	VIX
1	0.385*	-0.141	0.372*	-0.221*	-0.022
2	0.451*	0.014	0.354*	-0.121	0.059
3	0.483*	0.057	0.253	-0.085	0.097
4	0.476*	-0.008	0.168	0.016	0.165
5	0.461*	-0.013	0.038	0.005	0.177
6	0.437*	0.047	-0.112	-0.071	0.065
7	0.419*	0.009	-0.189	-0.026	-0.046
8	0.435*	-0.150	-0.182	0.063	-0.69

NOTAS: Las variables son explicadas en el texto, * denota significancia estadística.

de precios de activos genera episodios de crisis financiera y recesión en el sector real. Así, para capturar este comportamiento diferenciado en épocas de vulnerabilidad financiera, presentado de forma teórica en la Sección 2, es necesario alejarse del entorno de estimación de un modelo puramente lineal. Así, en la Sección 4 se presenta la metodología de estimación no lineal para validar el modelo teórico.

4. MODELO DE REGRESIÓN POR CUANTILES Y RESULTADOS

Se estima el impacto diferenciado entre escenarios extremos y situaciones normales, se utiliza la metodología desarrollada por Adrian y otros (2019) que adapta un *Value at Risk* para considerar riesgos sobre el crecimiento de la economía real. Se calcula la distribución del crecimiento futuro del PBI mediante regresiones de cuantiles (Koenker y Hallock, 2001) para considerar efectos diferenciados entre distintos escenarios de condiciones financieras.

Los coeficientes a estimar siguen la siguiente ecuación:

$$\hat{\beta}_{\tau} = \operatorname{argmin}_{\beta_{\tau}} \sum_{t=1}^{T-h} \tau \mathbb{1}_{(y_{t+h} \geq x_t \beta)} |y_{t+h} - x_t \beta_{\tau}| + (1 - \tau) \mathbb{1}_{(y_{t+h} < x_t \beta)} |y_{t+h} - x_t \beta_{\tau}|$$

donde τ es el cuantil de la estimación (cola negativa del 5 %, ..., mediana, ..., cola positiva del 95 %); y_{t+h} es la tasa de crecimiento del PBI en el horizonte de proyección; y x_t incluye las fuentes potenciales de riesgos financieros y externos y los rezagos del crecimiento del PBI. Se consideran 4 distintos horizontes de proyección: 3 meses, 1 año, 2 años y 3 años. Las fuentes potenciales de riesgo financiero están incluidas en la lista de variables mencionadas previamente.

Los Gráficos 1 y 2 muestran los resultados de la estimación del modelo a través de los distintos cuantiles de la distribución cuando se incluye el crecimiento del crédito como variable que captura la vulnerabilidad financiera. En los paneles superiores del Gráfico 1 se observa que existe persistencia en el crecimiento del PBI, especialmente un trimestre en adelante. Esta persistencia es similar a través de distintos escenarios, tal como lo muestran las pendientes similares para los escenarios del percentil 5 y 95.

El resto de paneles muestran que existen impactos diferenciados del crecimiento del crédito sobre el PBI en distintos puntos de la distribución. Así, si estamos en el escenario de crisis (percentil 5), un mayor crecimiento del crédito lleva a un menor crecimiento del PBI, en línea con la literatura de auges crediticios y crisis financieras. En contraste, un mayor crecimiento del crédito en los escenarios de prosperidad económica financia un crecimiento sostenido, como se observa en la pendiente positiva de la regresión en

GRÁFICO 1. Impacto del crecimiento del crédito en el crecimiento futuro del PBI: un trimestre y cuatro trimestres en adelante

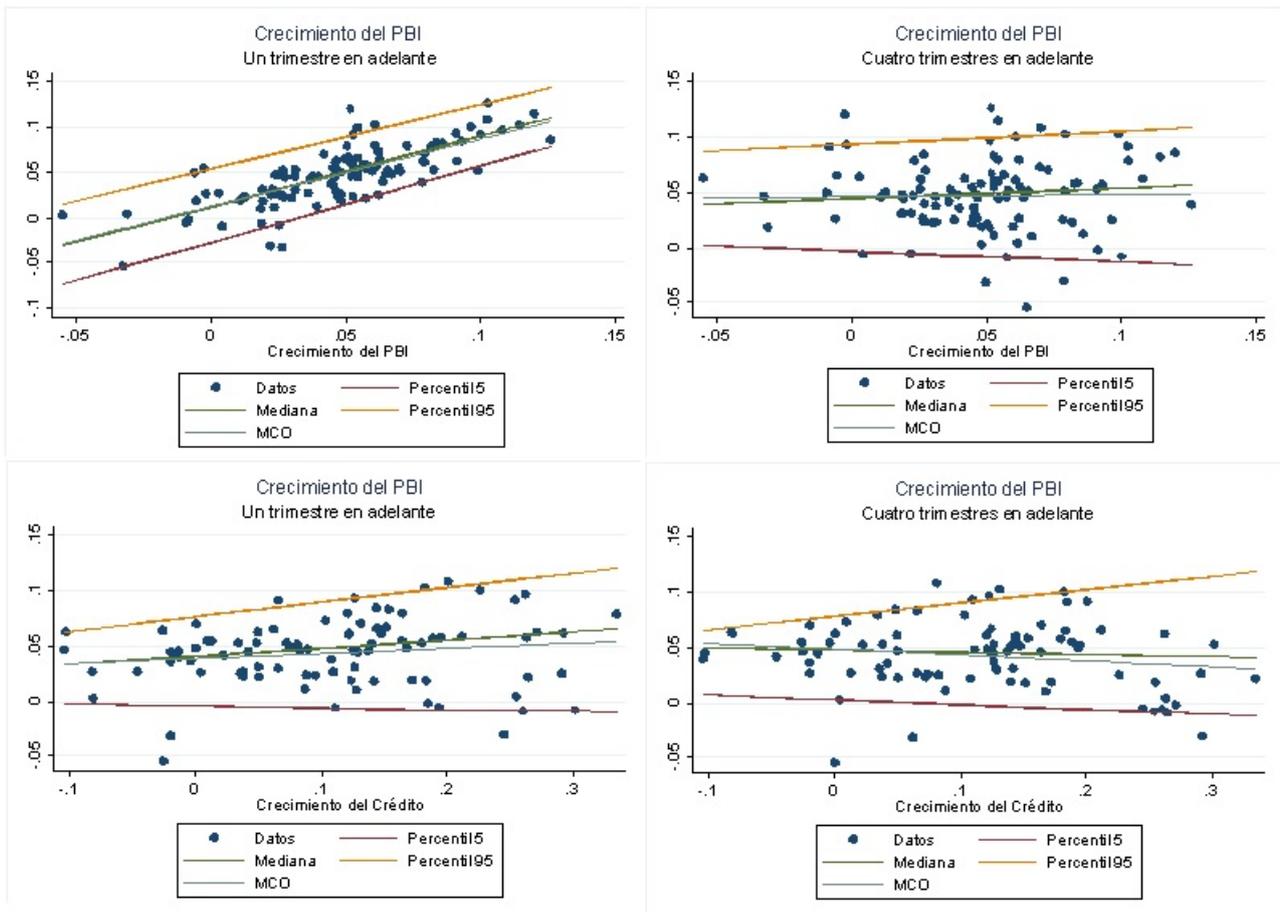
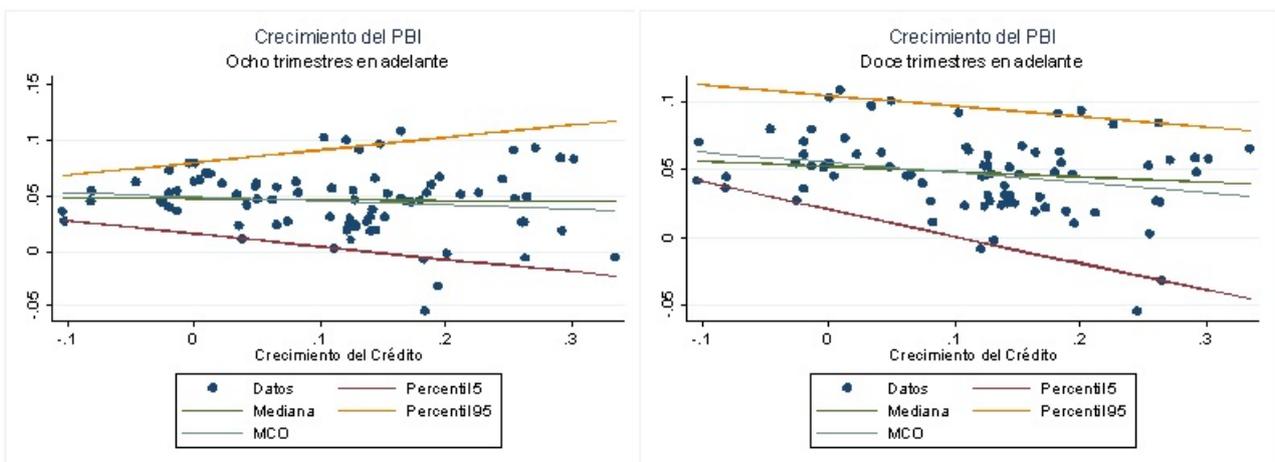


GRÁFICO 2. Impacto del crecimiento del crédito en el crecimiento futuro del PBI: ocho y doce trimestres en adelante



el percentil 95. El mayor impacto diferenciado se observa en el horizonte de 2 años.

De forma similar, se presentan los resultados para variables relacionadas a precios de activos. El

GRÁFICO 3. Impacto del aumento del precio de activos financieros en el crecimiento futuro del PBI

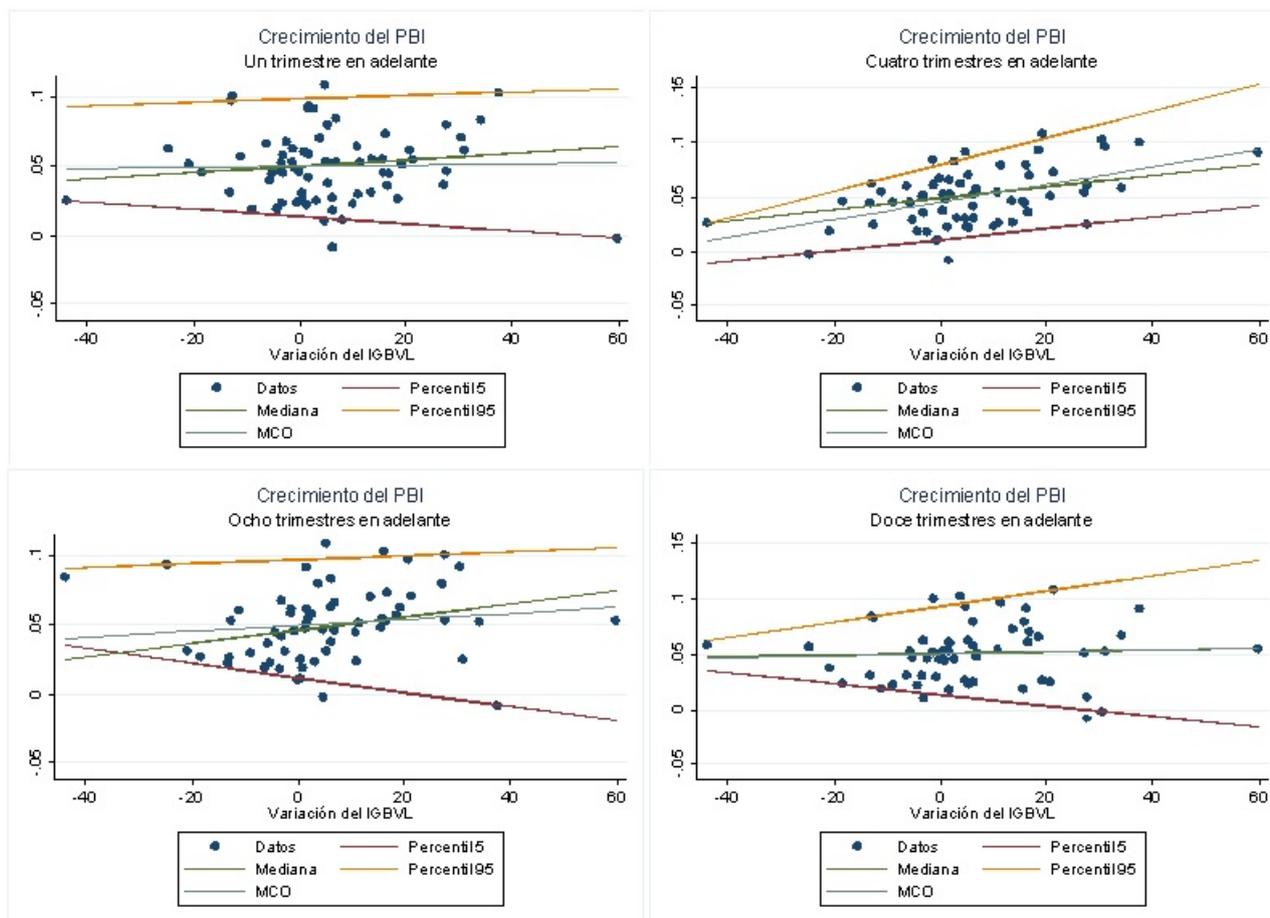
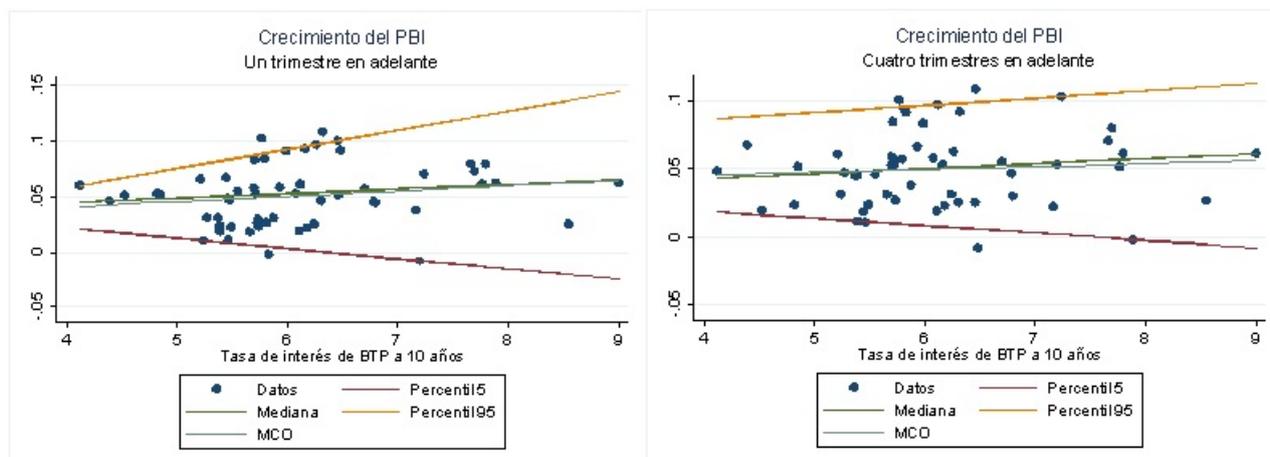


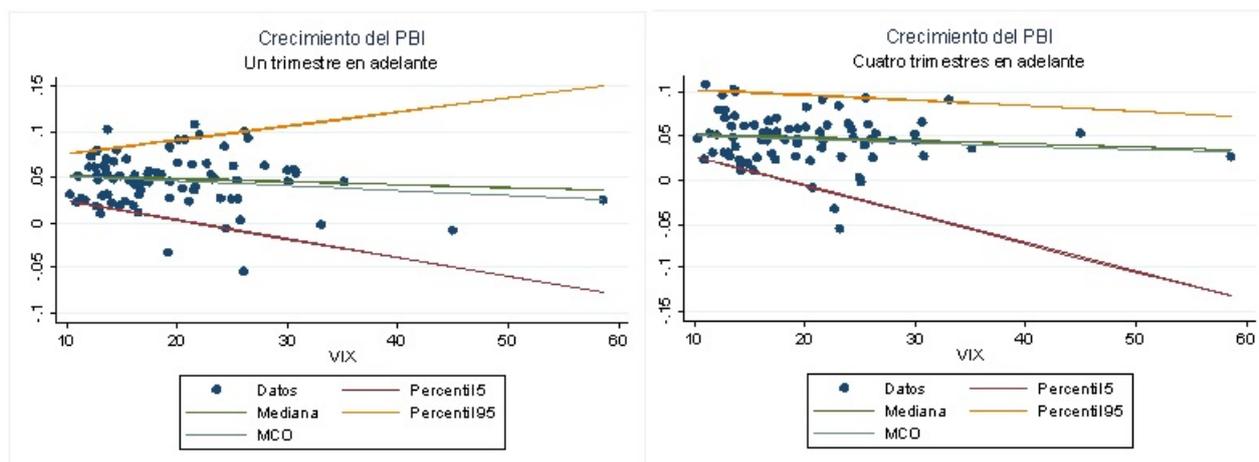
Gráfico 3 muestra el impacto de incrementos en el IGBVL como indicador de sobrecalentamiento de precios de activos financieros. Los resultados son similares a los del crédito, con impacto diferenciado en un horizonte de 2 y 3 años. Así, un aumento del IGBVL indica una mayor fragilidad financiera y menor crecimiento en escenarios de crisis (percentil 5) pero condiciones financieras más laxas permiten mayor crecimiento en escenarios de prosperidad (percentil 95).

GRÁFICO 4. Impacto del aumento de la tasa de interés de largo plazo en el crecimiento futuro del PBI



Asimismo, de forma similar a los resultados del panel de países (FMI, 2019), se presentan los resultados para los rendimientos del Bono Soberano del Perú a 10 años². Los resultados del Gráfico 4 muestran que el impacto diferenciado se da en horizontes más cortos- menores a un año, en particular, ver el panel de la izquierda con horizonte de un trimestre. Así, mayores tasas de interés de los bonos se asocian a un mayor crecimiento en escenarios de boom económico pero de menor crecimiento en escenarios de crisis.

GRÁFICO 5. Impacto del aumento del VIX en el crecimiento futuro del PBI

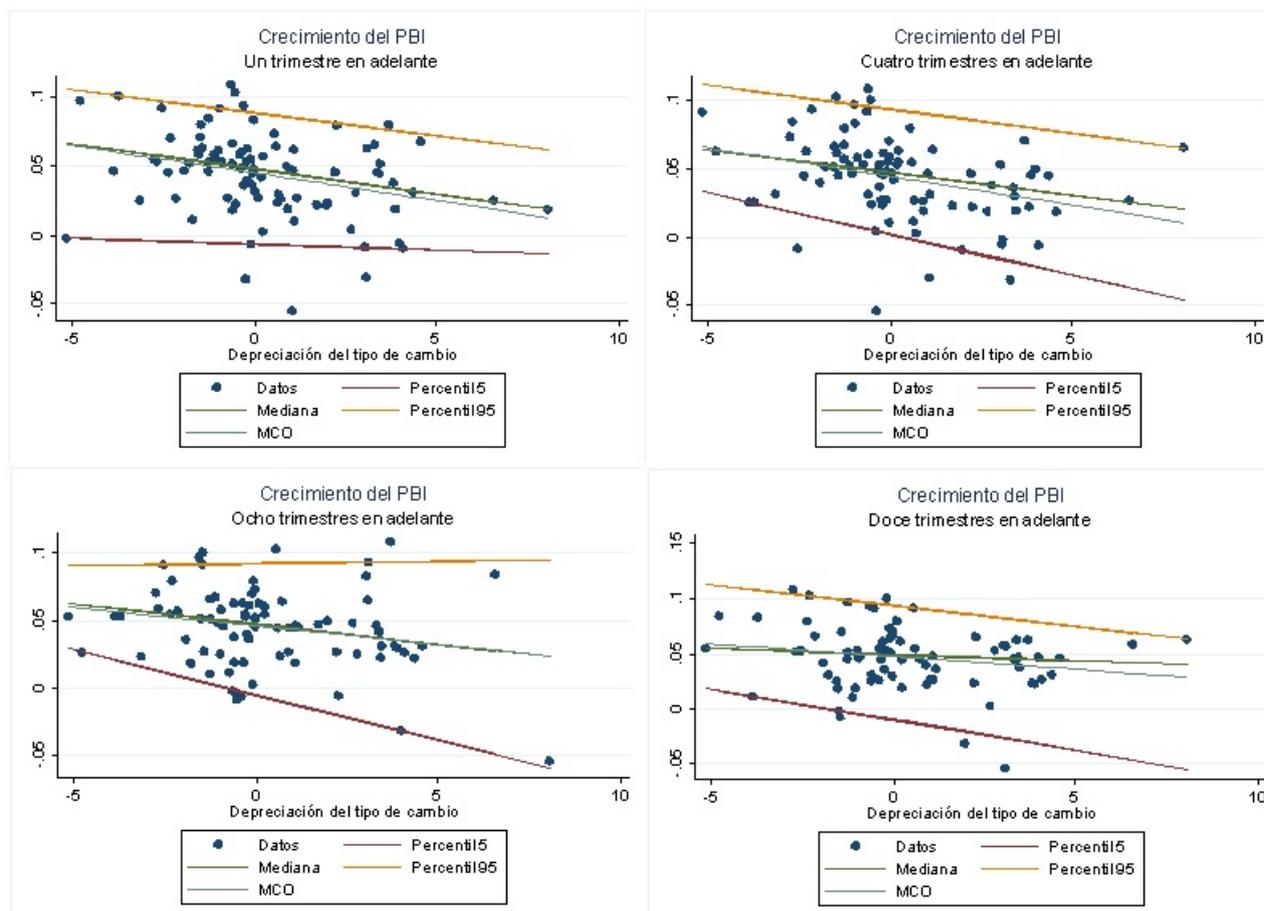


De forma similar, variables financieras externas tienen comportamientos diferenciados a través de la distribución, tal como el VIX. El Gráfico 5 muestra que mayor volatilidad externa lleva a un menor crecimiento, especialmente marcado durante episodios de estrés o de crisis. El efecto diferenciado es más marcado en horizontes de tiempo cortos, en línea con estimaciones para otros países, donde las variables de *pricing* de riesgo tienen impacto de corto plazo.

Por su parte, las variables externas determinadas por factores macroeconómicos presentan comportamientos más homogéneos a lo largo de los diferentes escenarios. Por ejemplo, los Gráficos 6 y 7 muestran que una depreciación del tipo de cambio o un aumento de precios de exportaciones son seguidos por un menor crecimiento económico en todos los escenarios a lo largo de la distribución. Asimismo, este resultado es consistente en distintos horizontes de proyección.

Otra forma de observar la importancia de las variables financieras en escenarios extremos es calculando los coeficientes de impacto de las variables financieras en el crecimiento del PBI en distintos escenarios. Así, por ejemplo, el Gráfico 8 muestra cómo un mayor crecimiento del crédito representa un sobrecalentamiento que tiene un impacto negativo en crecimiento en épocas de crisis- cola izquierda de la distribución-, en línea con la literatura de auges crediticios y caídas, lo que se refleja en valores negativos en los percentiles más bajos ($\tau < 0.3$). Sin embargo, su impacto es positivo en épocas normales. Efectos similares se encuentran en otras variables financieras domésticas, como se muestra en los anexos de Gondo (2020).

² La estimación considera una muestra más reducida, pues estos bonos se emiten desde 2005, por lo que el único periodo “crítico” es durante la Crisis Financiera Global de 2008, donde la caída en el crecimiento del PBI no fue tan abrupta como durante las crisis financieras de fines de los años noventa.

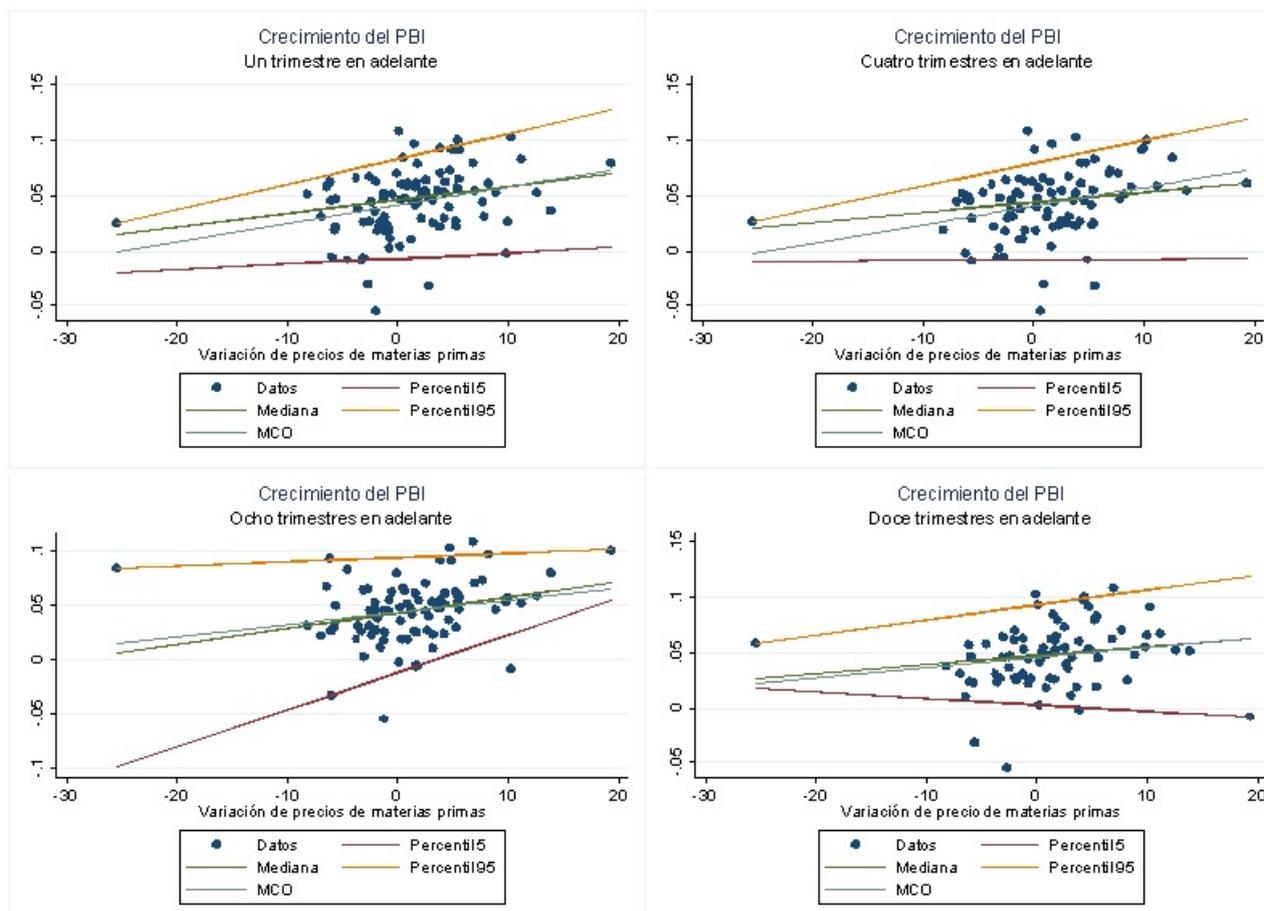
GRÁFICO 6. Impacto de una depreciación del tipo de cambio en el crecimiento futuro del PBI

4.1. APLICACIÓN DEL GAR A LA CRISIS FINANCIERA DE 2008-2009

Un ejercicio interesante es proyectar la distribución del PBI en periodos previos a una crisis financiera profunda y compararla con lo que realmente ocurrió. Por ejemplo, la pregunta que se hace es si la información incorporada en las variables financieras nos permitiría haber proyectado el impacto en el crecimiento del PBI bajo el escenario de estrés durante la crisis financiera de 2008-2009.

Para analizar la importancia de la información contenida en las variables financieras, se estima la distribución del crecimiento del PBI real con información hasta un trimestre antes. Así, se considera el trimestre con menor crecimiento del PBI, es decir, el segundo trimestre de 2009. El Gráfico 9 muestra en el panel de la izquierda la estimación con variables financieras para el percentil 5. Ahí podemos apreciar que incorporar variables financieras nos permite capturar escenarios de riesgo más extremos, y que el VaR al 5% nos hubiera predicho como valor medio el escenario de crecimiento de -0.8% observado en ese periodo. En contraste, el escenario sin factores financieros predice un crecimiento positivo de alrededor de 2%.

Estos resultados contrastan con el comportamiento de la economía en épocas normales, capturadas a través de la mediana de la distribución. Así, podemos observar en el panel derecho que incorporar información sobre condiciones financieras no es muy relevante en la proyección del crecimiento del PBI en situaciones normales, pues ambos presentan distribuciones similares centradas en un crecimiento promedio de alrededor de 5%.

GRÁFICO 7. Impacto de un incremento en el precio de materias primas en el crecimiento futuro del PBI

5. CONCLUSIONES

Este trabajo encuentra evidencia empírica de la importancia de considerar factores financieros para evaluar escenarios de riesgo al crecimiento del PBI. Así, en línea con la literatura teórica que valida la capacidad de utilizar indicadores asociados a un crecimiento excesivo del crédito como predictor de recesiones, se encuentra un efecto negativo de un crecimiento excesivo del crédito en la proyección del PBI. De esta manera, un crecimiento excesivo del crédito no solo incrementa la probabilidad de ocurrencia de un escenario de crisis, que se asocia a los percentiles más bajos de la distribución, sino que también reduce el crecimiento esperado en caso de que se materialicen dichos escenarios de riesgo.

Asimismo, estos resultados resaltan la importancia de un monitoreo continuo para evitar la acumulación de estos riesgos financieros, tanto por el lado del apalancamiento como de los precios de activos domésticos y de los riesgos financieros externos, ya que estos podrían tener implicancias también en el crecimiento del PBI doméstico. Los resultados de este ejercicio validan la importancia del uso de las medidas macroprudenciales para complementar y contribuir al cumplimiento del objetivo de estabilidad macroeconómica.

Una posible extensión a este trabajo es evaluar el impacto de distintos tipos de medidas macroprudenciales y de supervisión financiera sobre el comportamiento futuro del crecimiento del PBI. Así, podría identificarse la mejor combinación de políticas macroprudenciales para mitigar el impacto de riesgos financieros domésticos y externos.

GRÁFICO 8. *Coefficientes de las regresiones por cuantiles: Impacto del crecimiento del crédito en el crecimiento del PBI*

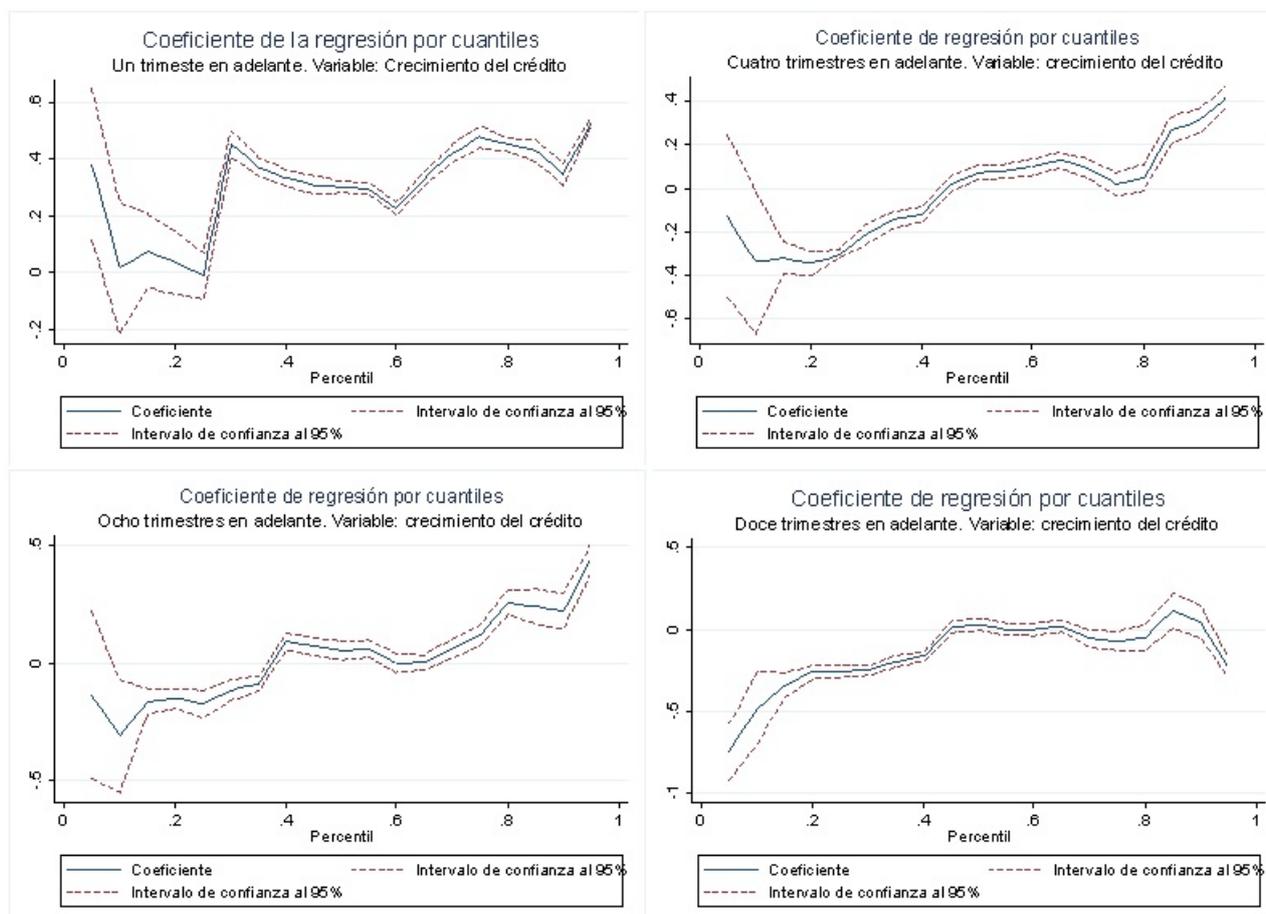
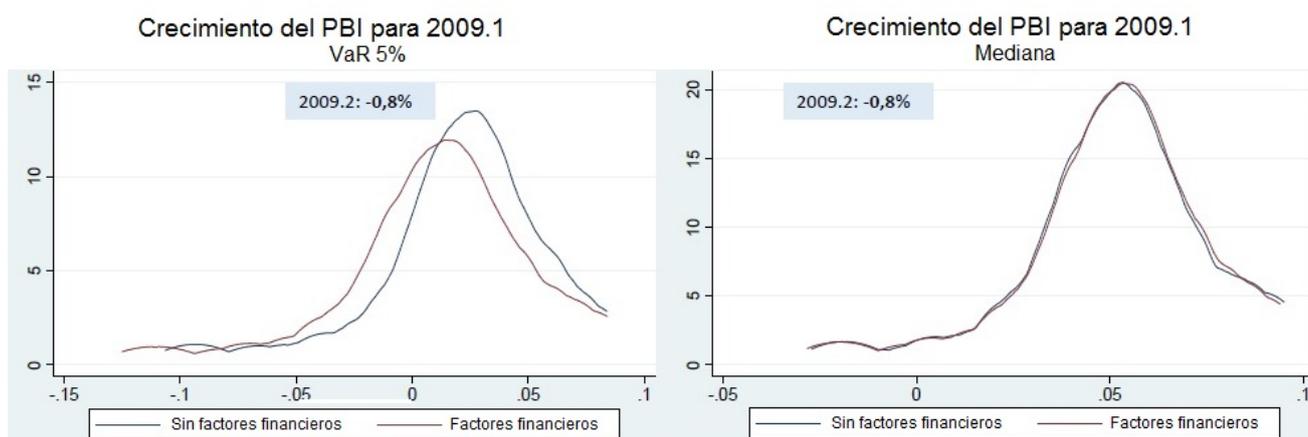


GRÁFICO 9. *Crisis Financiera 2008-2009: Escenario de riesgo y escenario central*



REFERENCIAS

Adrian, T., Boyarchenko, N. y D. Giannone (2019), “Vulnerable growth.”, *American Economic Review*, 109(4), 1263-89.

- Alessi, L. y C. Detken (2011), “Quasi real time early warning indicators for costly asset price boom/bust cycles: A role for global liquidity”, *European Journal of Political Economy*, 27(3), 520-533.
- Banco de la República de Colombia (2018). *Informe de Estabilidad Financiera*. Bogotá, Colombia.
- Banco de la República de Colombia (2019). *Informe de Estabilidad Financiera*. Bogotá, Colombia.
- Bernanke, B. S., Gertler, M. y S. Gilchrist (1996). “The flight to quality and the financial accelerator.”, *Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1-15.
- Bernanke, B. S., Gertler, M. y S. Gilchrist (1999). “The financial accelerator in a quantitative business cycle framework.”, *Handbook of macroeconomics*, 1, 1341-1393.
- Borio, C. E., Drehmann, M. y F. D. Xia (2018). “The financial cycle and recession risk.”, *BIS Quarterly Review December*, 59-71.
- Brunnermeier, M., Eisenbach, T. M. y Y. Sannikov (2013). “A survey of financial frictions in macroeconomics”, *Applied Economics: Tenth World Congress*, 2(3).
- Bruno, V. y H. S. Shin (2015). “Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy.”, *Journal of Monetary Economics*, 71, 119-132.
- Drehmann, M. y M. Juselius (2014). “Evaluating early warning indicators of banking crises: Satisfying policy requirements.”, *International Journal of Forecasting*, 30(3), 759-780.
- Drehmann, M. y K. Tsatsaronis (2014). “The credit-to-GDP gap and countercyclical capital buffers: questions and answers.”, *BIS Quarterly Review March*, 55-73.
- Duca, M. L. y T. A. Peltonen (2013). “Assessing systemic risks and predicting systemic events.”, *Journal of Banking & Finance*, 37(7), 2183-2195.
- Estrella, A. y F. S. Mishkin (1998). “Predicting US recessions: Financial variables as leading indicators.”, *Review of Economics and Statistics*, 80(1), 45-61.
- Giglio, S., Kelly, B. y S. Pruitt (2016). “Systemic risk and the macroeconomy: An empirical evaluation.”, *Journal of Financial Economics*, 119(3), 457-471.
- Gondo, R. (2020). “Vulnerabilidad financiera y escenarios de riesgo del PBI usando Growth at Risk (GaR)”, Banco Central de Reserva del Perú. Documento de Trabajo 2020-001.
- Gourinchas, P. O. y M. Obstfeld (2012). “Stories of the twentieth century for the twenty-first.”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(1), 226-65.
- Guender, A. V. (2018). “Credit prices vs. credit quantities as predictors of economic activity in Europe: Which tell a better story?”, *Journal of Macroeconomics*, 57, 380-399.
- Fondo Monetario Internacional (2017). *Global Financial Stability Report: Is Growth at Risk?*, Washington, DC, October.
- Fondo Monetario Internacional (2018). *Global Financial Stability Report: A Bumpy Road Ahead*, Washington, DC, April.
- Koenker, R. y K. F. Hallock (2001). “Quantile regression.”, *Journal of economic perspectives*, 15(4), 143-156.

- Korinek, A. y E. G. Mendoza (2014). “From sudden stops to fisherian deflation: Quantitative theory and policy.”, *Annual Review of Economics*, 6(1), 299-332.
- Ponka, H. (2017). “The role of credit in predicting US recessions.”, *Journal of Forecasting*, 36(5), 469-482.
- Reinhart, C. M. y K. S. Rogoff (2011). “From financial crash to debt crisis.”, *American Economic Review*, 101(5), 1676-1706.
- Rose, A. K. y M. M. Spiegel (2012). “Cross-country causes and consequences of the 2008 crisis: early warning.”, *Japan and the World Economy*, 24(1), 1-16.



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.
- Elektdag, S. e I. Tchakarov (2004), “Balance sheets, exchange rate policy and welfare”, IMF Working Paper 04/63.
- Escobal, J. y M. Castillo (1994), “Sesgos en la medición de la inflación en contextos inflacionarios: El caso peruano”, Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE), Documento de Trabajo 21.
- Lahura, E. y G. Castillo (2016), “Midiendo el impacto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2016-010.

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

- Amemiya, T. (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.
- Cameron, A. C. y P. K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- Durbin, J. y S. J. Koopman (2001), *Time Series Analysis by State Space Methods*, Oxford Statistical Science Series 24, Oxford University Press.
- Rao, C. R., H. Toutenburg, Shalabh y C. Heumann (2008), *Linear Models and Generalizations: Least Squares and Alternatives*, 3era edición extendida, Springer Series in Statistics, Springer-Verlag.

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

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

Comité Editorial

Revista Estudios Económicos

Banco Central de Reserva del Perú



REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS

NÚMERO 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*

NÚMERO 34 - Diciembre 2017

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

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

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

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

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>