



## 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).

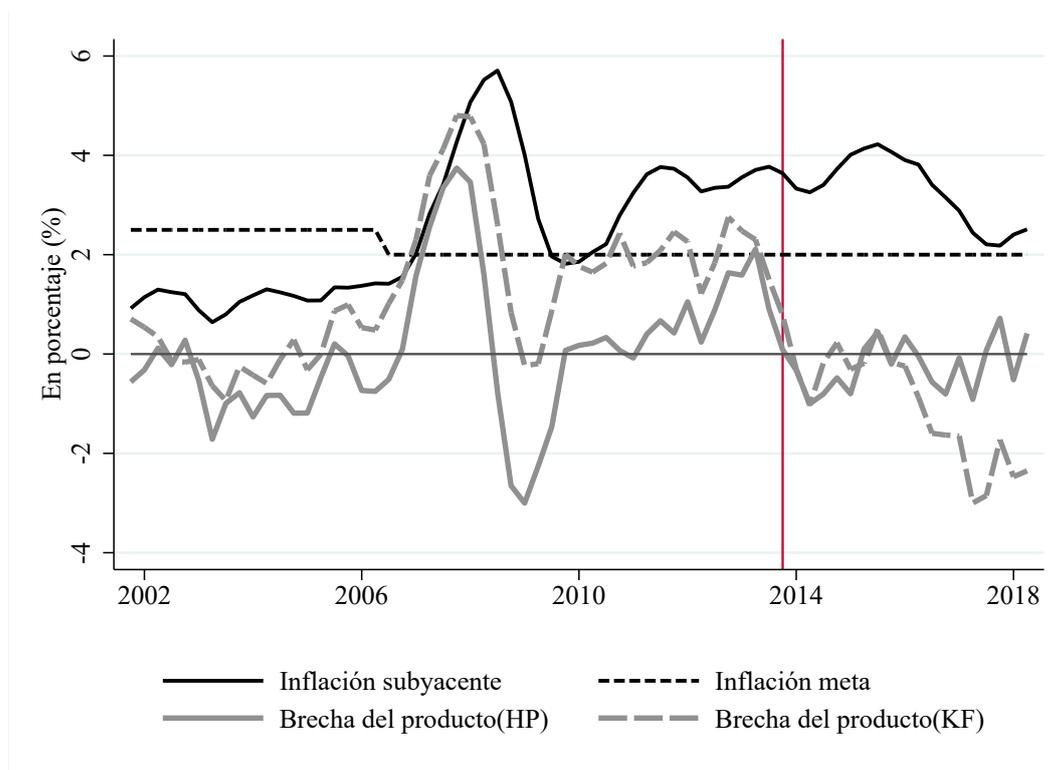
\* Rojas: Banco Central de Reserva del Perú (correo electrónico: [youel.rojas@bcrp.gob.pe](mailto:youel.rojas@bcrp.gob.pe)).

Agradezco a Carlos Barrera, Paul Castillo, Alex Contreras, David Florián, Fernando Pérez, Alan Ledesma y Hugo Vega por sus importantes comentarios y sugerencias. Asimismo, extendo 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 producto<sup>1</sup> 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

<sup>1</sup> 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 inflación<sup>2</sup> 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,<sup>3</sup> 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

<sup>2</sup> 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).

<sup>3</sup> 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 <sup>a</sup>			Brecha negativa inicia 2008.T3 <sup>b</sup>			Brecha positiva inicia 2007.T2 <sup>b</sup>			Brecha negativa inicia 1998.T2 <sup>a</sup>		
	Pre	Post	Dif.	Pre	Post	Dif.	Pre	Post	Dif.	Pre	Post	Dif.
<b>Brecha del producto</b>												
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	.	.	.
<b>Inflación</b>												
$\pi^{\text{suby}}$	3.51	3.84	0.33	4.20	3.96	-0.25	1.41	4.20	2.80	8.18	5.30	-2.88
$\Pi^{\text{suby}}$	3.54	3.77	0.23	3.13	5.08	1.95	1.39	3.13	1.74	9.00	5.94	-3.06
$\Pi^{\text{Nosuby}}$	2.56	4.71	2.15	8.16	5.92	-2.24	2.41	8.16	5.74	9.74	-1.65	-11.39
$\Pi$	3.13	3.54	0.41	4.07	4.53	0.46	1.51	4.07	2.56	9.59	4.30	-5.29
$\Pi^e$	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
$i_{\text{ref}}$	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
$\Pi^{\text{M}}$	2.04	0.62	-1.42	9.41	-3.88	-13.28	1.79	9.41	7.62	7.62	5.36	-2.26
$\pi^{\text{M}}$	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.

<sup>a</sup> Pre y Post presentan promedios 8 trimestres antes y después del trimestre especificado, respectivamente.

<sup>b</sup> 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,  $\Pi$  es la inflación, var. % anual del IPC,  $\Pi^{\text{suby}}$  es la variación % anual del IPC subyacente,  $\pi^{\text{suby}}$  es la variación % trimestral anualizada del IPC subyacente,  $\Pi^{\text{Nosuby}}$  es la variación % anual del IPC no subyacente,  $\Pi^e$  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.  $i_{\text{ref}}$  es la tasa de interés de referencia,  $i_{\text{interbancaria}}$  es la tasa de interés interbancaria en moneda nacional,  $\Pi^{\text{M}}$  es var. % anual del Índice de Precios de Bienes Importados y  $\pi^{\text{M}}$  es la variación % trimestral anualizada del Índice de Precios de Bienes Importados.

Banco Central de Reserva del Perú, BCRPData.<sup>4</sup> La muestra comprende el periodo 1999T1-2019T3 e incluye a la inflación subyacente por exclusión trimestral anualizada ( $\pi_t$ ), la inflación importada trimestral anualizada ( $\pi_t^m$ ), 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.

<sup>4</sup> 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,<sup>5</sup> 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.<sup>6</sup>

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.
$\Delta y_t$	79	1.14	1.25	0.98	1.00	0.47
$\pi_t$	79	2.62	2.54	1.43	1.47	0.72
$\pi_t^m$	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:**  $\pi_t$  es la inflación subyacente por exclusión trimestral anualizada,  $\pi_t^m$  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.  $\Delta$  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).

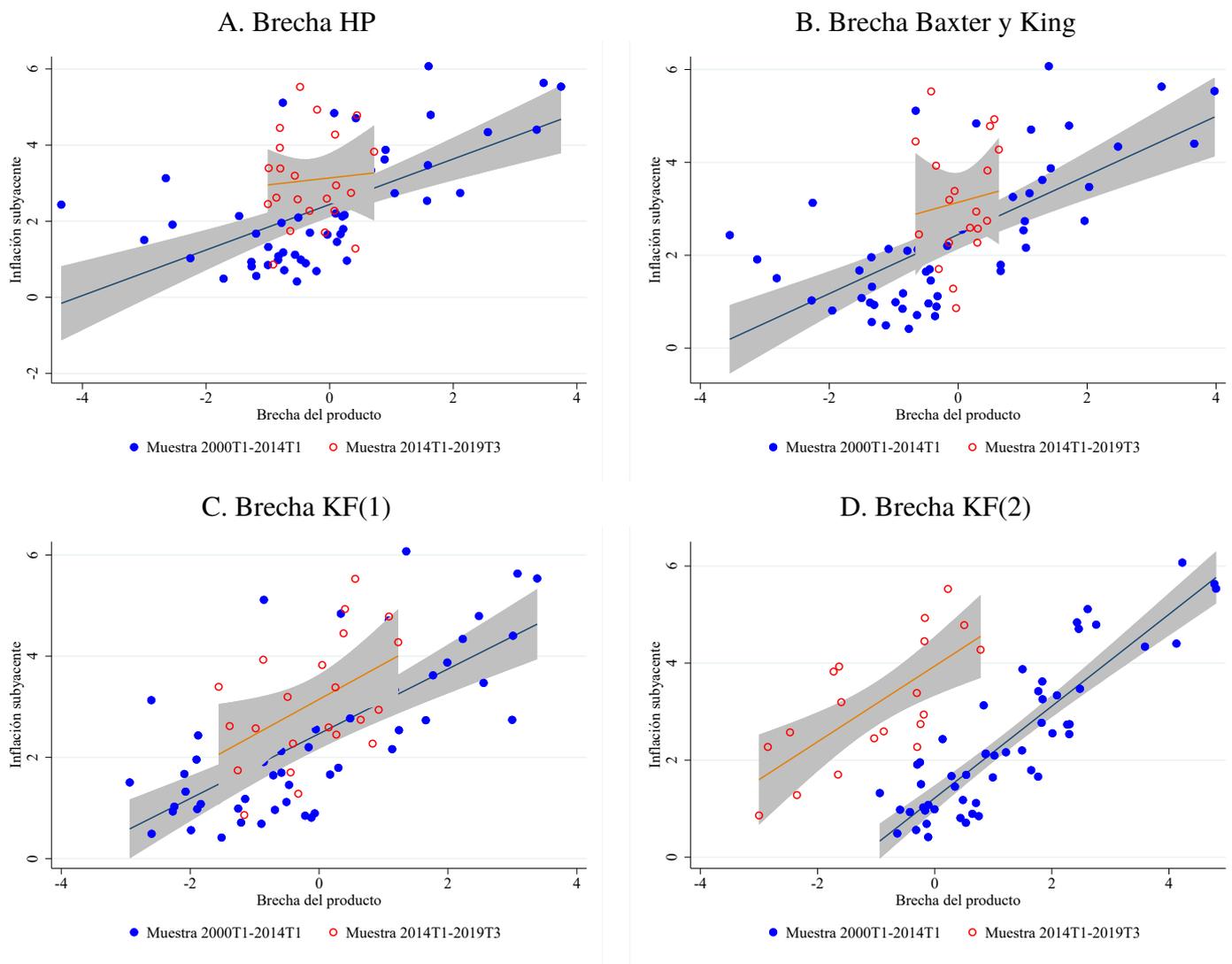
El Gráfico 2 muestra, bajo diferentes medidas de brecha del producto, que desde el 2014 hay un desplazamiento vertical en la curva de Phillips. Esto es, para diferentes niveles de brecha, y en valores cercanos a cero o negativos, la inflación parece ser más elevada. Sin embargo, este gráfico también 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

<sup>5</sup> 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.

<sup>6</sup> 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,<sup>7</sup>

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

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.  $\kappa$  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  $\alpha$  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,  $\pi_t$ , 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,<sup>8</sup>

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

Esta expresión motiva la siguiente ecuación empírica a estimar,

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

<sup>7</sup> 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).

<sup>8</sup> 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),  $\frac{\gamma^m}{1-\beta\rho}$ ,  $\gamma$ ,  $\frac{\kappa}{1-\beta\rho}$ , respectivamente. Esta ecuación muestra que la parte sistemática de la inflación está determinada por un componente inercial,  $\pi_{t-1}$ , un componente prospectivo, dado por la expectativas de inflación,  $\bar{\pi}_t^e$ , un componente de inflación importada,  $\pi_t^m$  y la influencia de la brecha del producto,  $x_{t-1}$ .<sup>9</sup> 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 simultaneidad<sup>10</sup>, 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,  $\pi_t^m$ , y las expectativas de inflación,  $\bar{\pi}_t^e$ , se asumen como observables.

<sup>9</sup> 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).

<sup>10</sup> El problema de endogeneidad surge del hecho de que  $\pi_t$  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,  $\epsilon_t^\pi$ , y la brecha del producto,  $\epsilon_t^x$ , 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 producto<sup>11</sup>.

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.

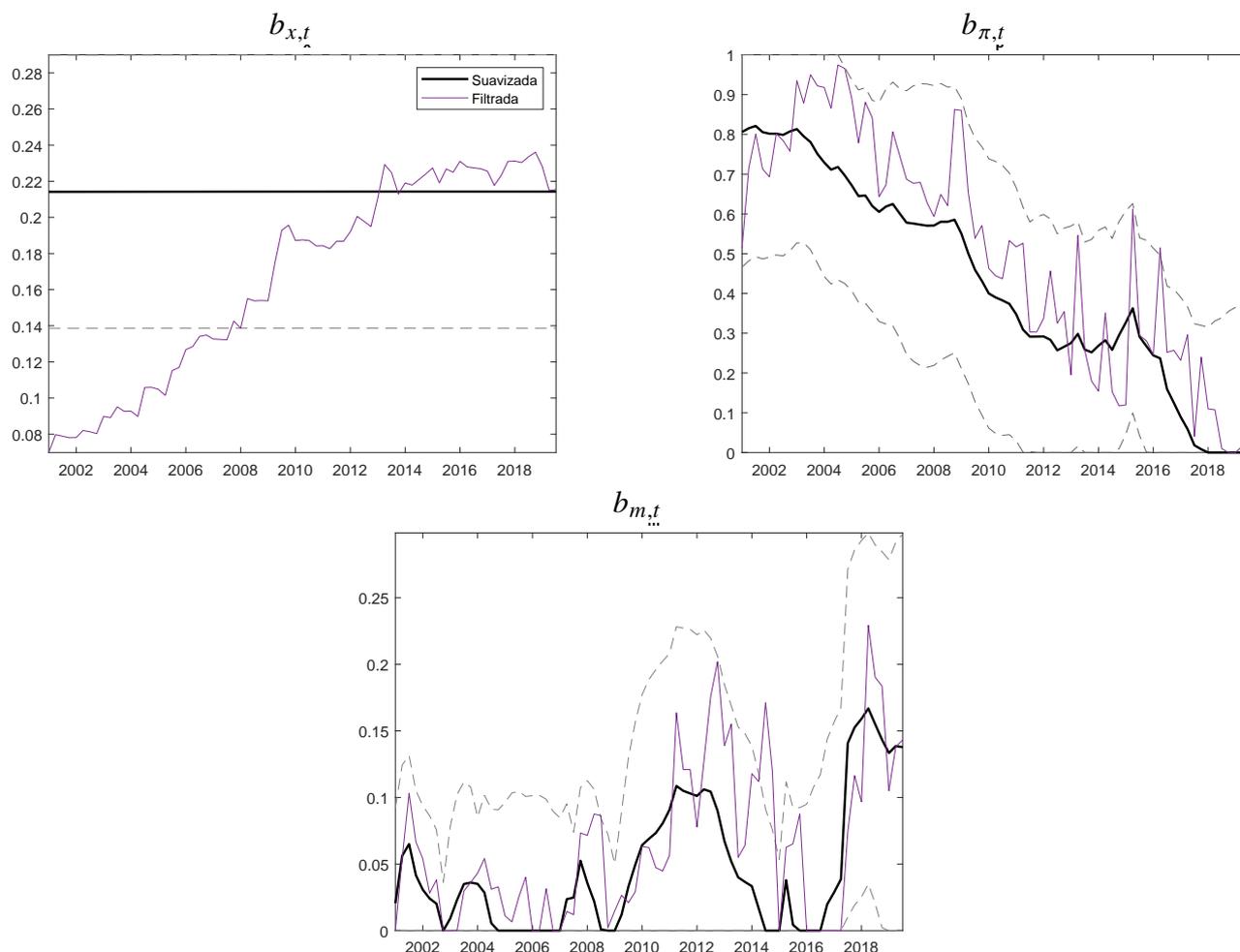
#### 3.1. FILTRO DE KALMAN LINEAL EN DOS ETAPAS

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

<sup>11</sup> 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.

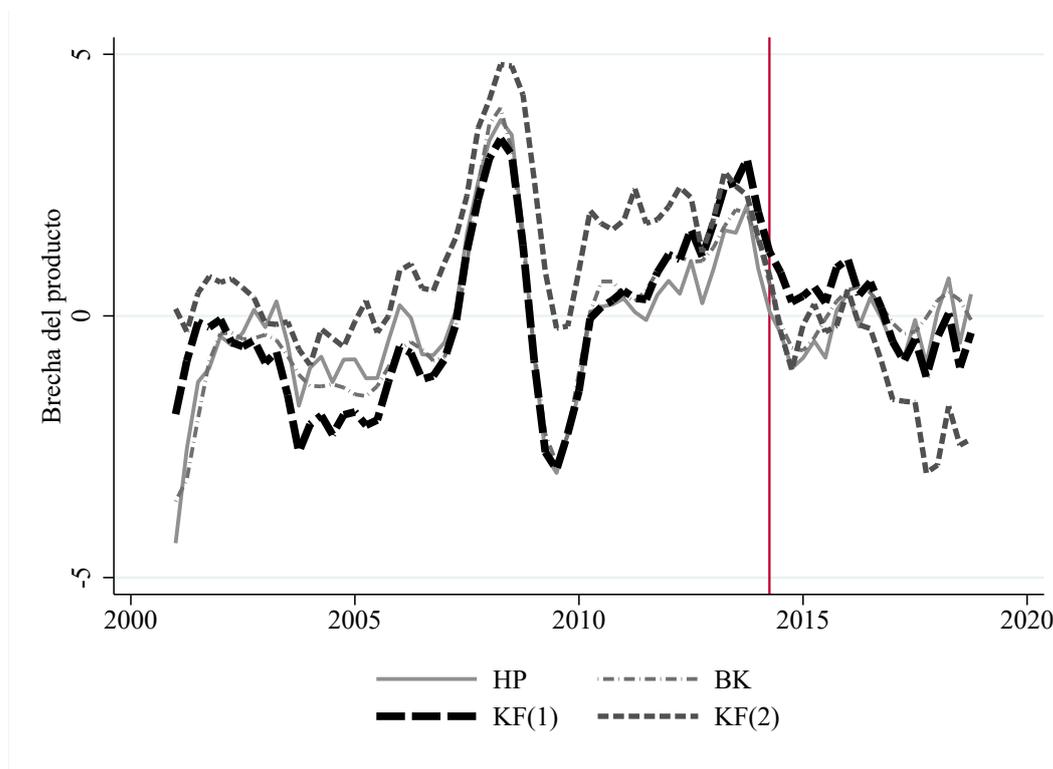
**GRÁFICO 3.** Resultados de la estimación: Kalman - 2 etapas

**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

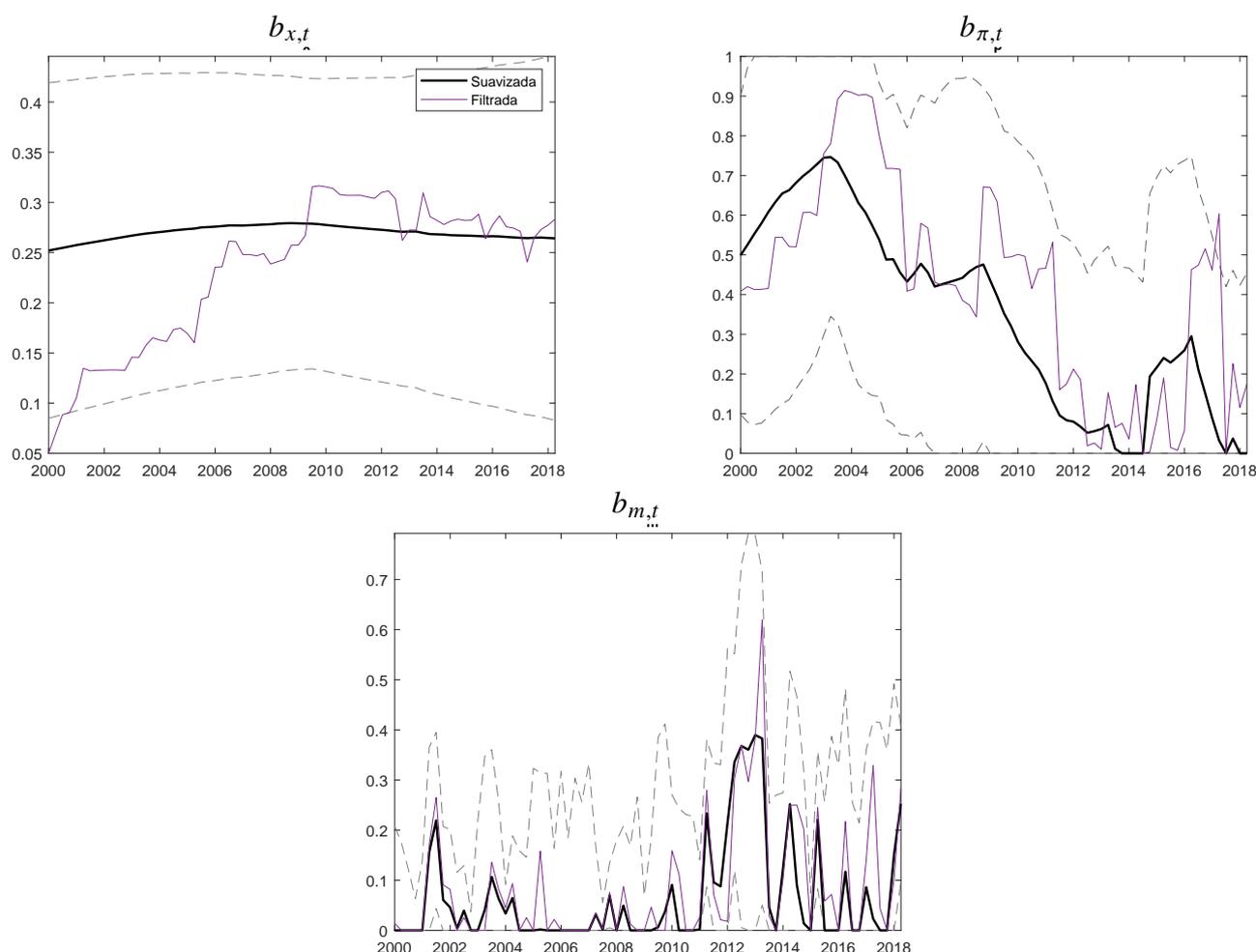
Otra forma de eludir la no linealidad presente en el sistema espacio estado (I) es asumir que una de las no observables presentes en la interacción es observable. En esta parte seguimos esta estrategia y consideramos a la brecha del producto como si fuera una variable observable. Bajo este supuesto, 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  $\epsilon_t^\pi$ . Es decir, este residuo captura no solo choques de oferta, sino que también podría capturar perturbaciones de demanda. En algún sentido,  $\epsilon_t^\pi$  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:

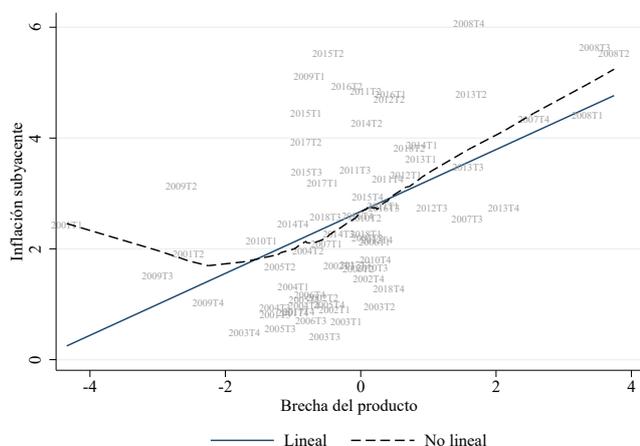
$$\pi_t = b_{x,1} x_t + b_{x,2} \mathbb{1}_{[x_t > 0]} x_t + b_{x,3} \mathbb{1}_{[\Pi_t < 3]} x_t + b_{x,4} \mathbb{1}_{[x_t > 0, \Pi_t < 3]} x_t + b_m \pi_t^m + b_e \pi_t^e + \mathbb{1}_{[t > 2007T1]} + b_{p,1} \Pi_{t-1} + b_{p,2} \Pi_{t-5} + b_{p,3} \Pi_{t-1} \mathbb{1}_{[t > 2007T1]} + b_{p,4} \Pi_{t-5}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

donde  $\pi_t$  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.

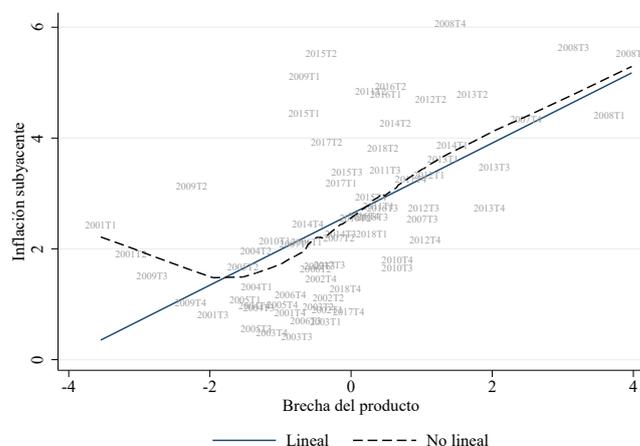
No obstante, a diferencia del sistema (I), se asume que la no linealidad en la pendiente de la curva de Phillips puede variar dependiendo del estado de la economía. Así, podría ser diferente en periodos en que la brecha del producto es negativa o positiva, existe elevada o baja inflación, o en periodos 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,  $\Pi_{t-1}$ , 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,  $\Pi_t$ , en vez de la inflación subyacente trimestral anualizada,  $\pi_t$ , 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**

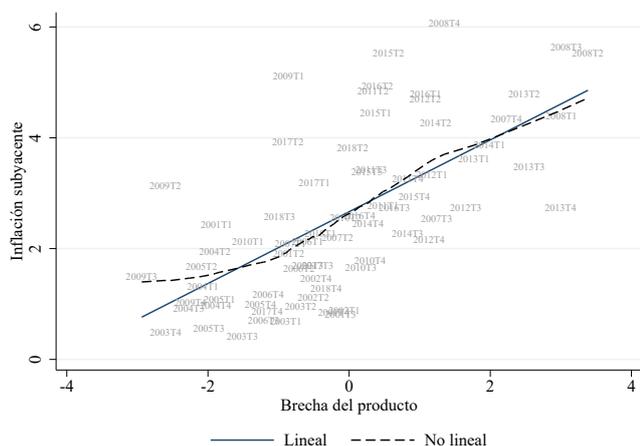
**A. Brecha HP**



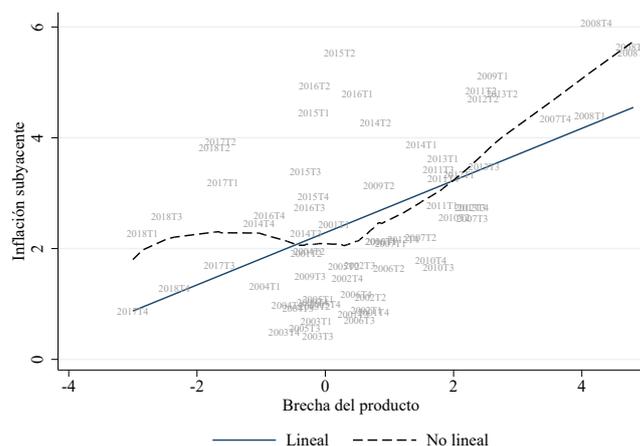
**B. Brecha Baxter y King**



**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)
$\pi^m$	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.01 (0.02)	0.00 (0.02)	0.01 (0.02)
$\Pi^e$	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  $b_{x,2} + b_{x,3} + b_{x,4} = 0$ <sup>12</sup>, 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

<sup>12</sup> 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.<sup>13</sup>

## 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.

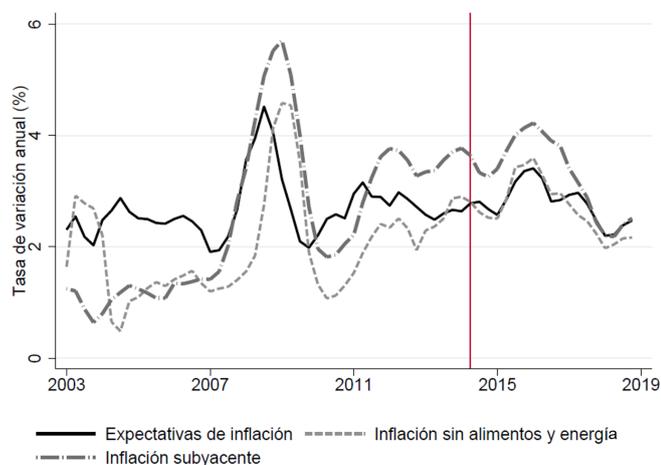
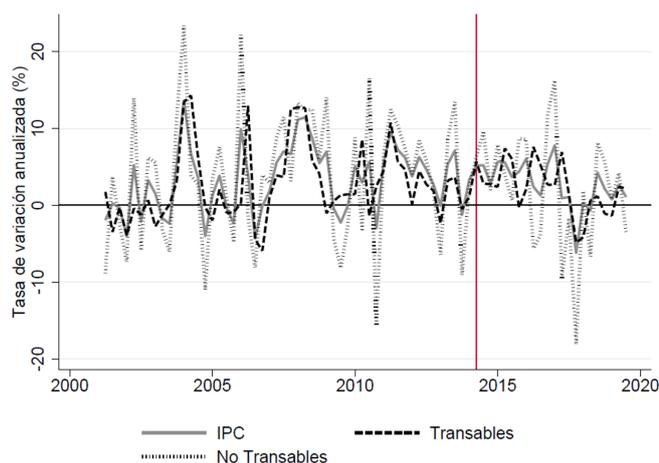
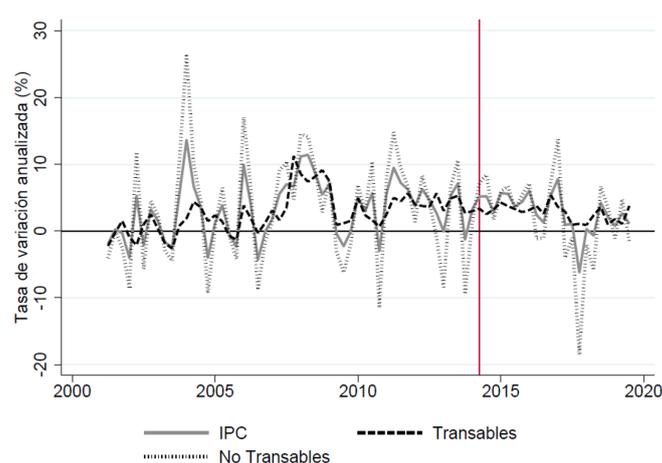
Cambios más abruptos y persistentes en los choques de costos de los alimentos pueden haberse trasladado a incrementos en la inflación esperada. D'Acunto y otros (2019) encuentra evidencia para Estados Unidos de que cambios elevados y frecuentes en los precios de los alimentos son determinantes importantes para la formación de expectativas de precios<sup>14</sup>. 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.

<sup>13</sup> 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.

<sup>14</sup> 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.<sup>15</sup> 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

<sup>15</sup> Ver Gráfico 10 del Apéndice D y Castillo y Florián (2019).

estable.<sup>16</sup> 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.<sup>17</sup> 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.

<sup>16</sup> 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.

<sup>17</sup> 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  $\sigma_t$  representa la volatilidad cambiante de la inflación. Variaciones en  $\epsilon_t^\pi$  generan cambios en el nivel de la inflación e innovaciones a  $\sigma_t$  son cambios en la volatilidad de la inflación que amplifican los cambios en el nivel de los choques  $\epsilon_t^\pi$ .

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  $\alpha_t$ , 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  $s \times 1$ .  $G_\alpha$  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  $\alpha_t$ . 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  $\Theta_t$  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.<sup>18</sup> 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:

<sup>18</sup> 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,  $\sigma_g^2$ . En segundo lugar, dado  $\lambda_g$ , 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 \(1998\)](#):  $\lambda_g$ .

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

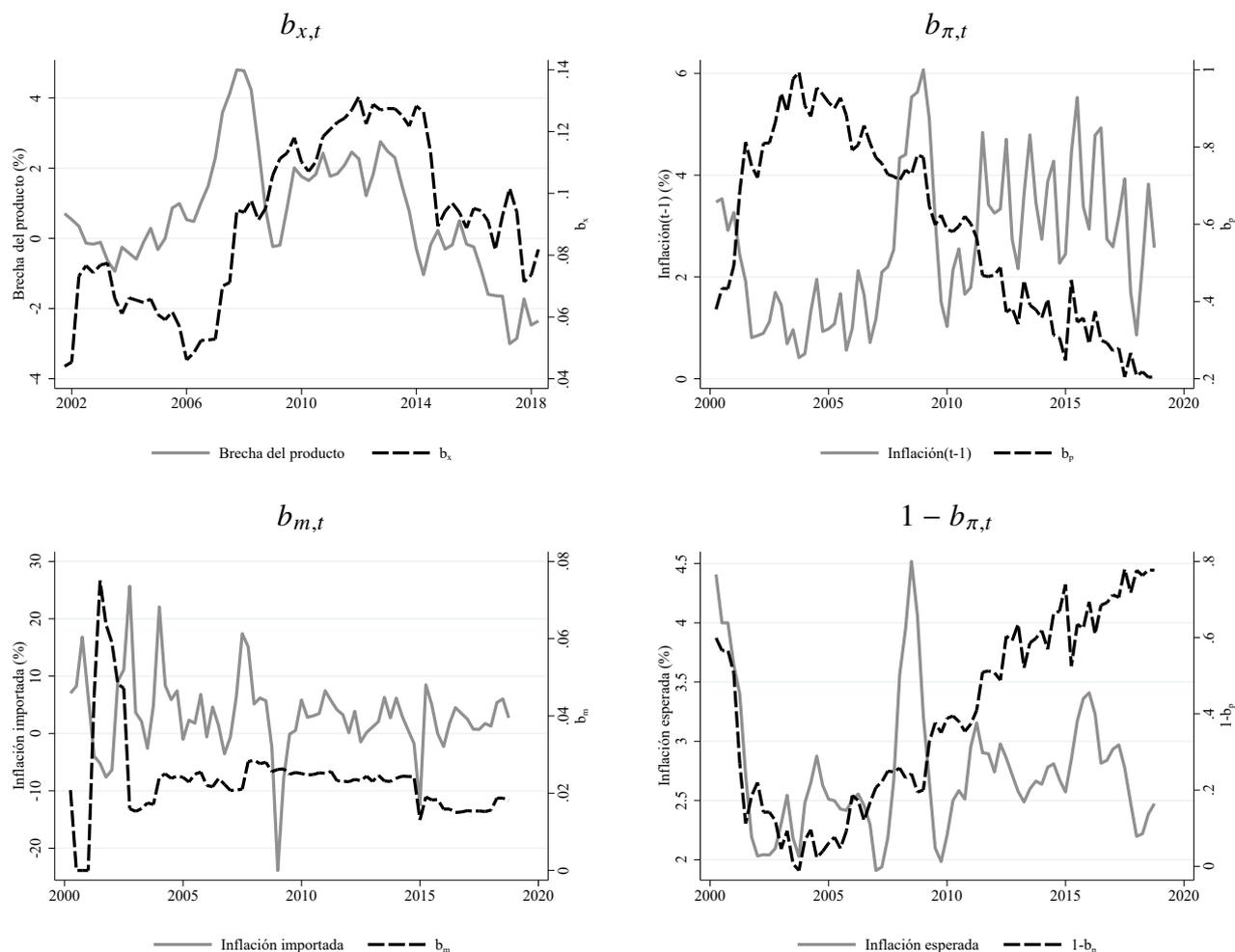
1.  $d \geq \varepsilon$ , actualizar  $x_t^{(1)} = x_t^{(0)}$ ;  $\mathbf{b}_t^{(1)} - \mathbf{b}_t^{(0)}$  y volver al paso 1.
2.  $d < \varepsilon$ , terminar el algoritmo.

## 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:  $0 < b_{\pi,t}, b_{m,t} < 1$ ,  $b_{x,t} > 0$ .

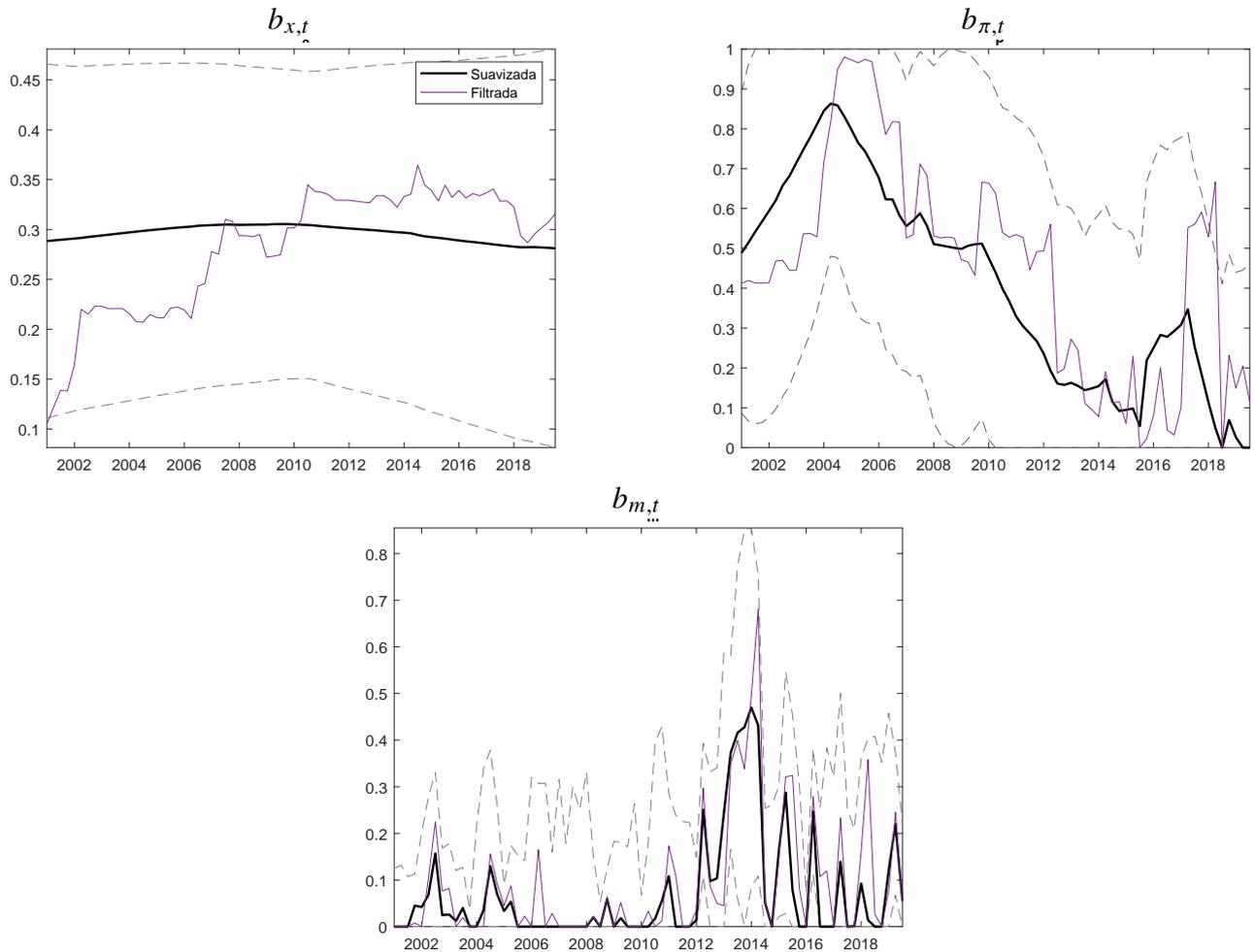
En base a los estimados filtrados, se puede apreciar un aplanamiento leve en la curva de Phillips. Se observa que, a partir del 2014T3, este parámetro se ha reducido de 0.13 a 0.9. Sin embargo, ese aplanamiento no parece ser un fenómeno nuevo y, entre el 2002 y 2006, la pendiente de la curva de Phillips 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).

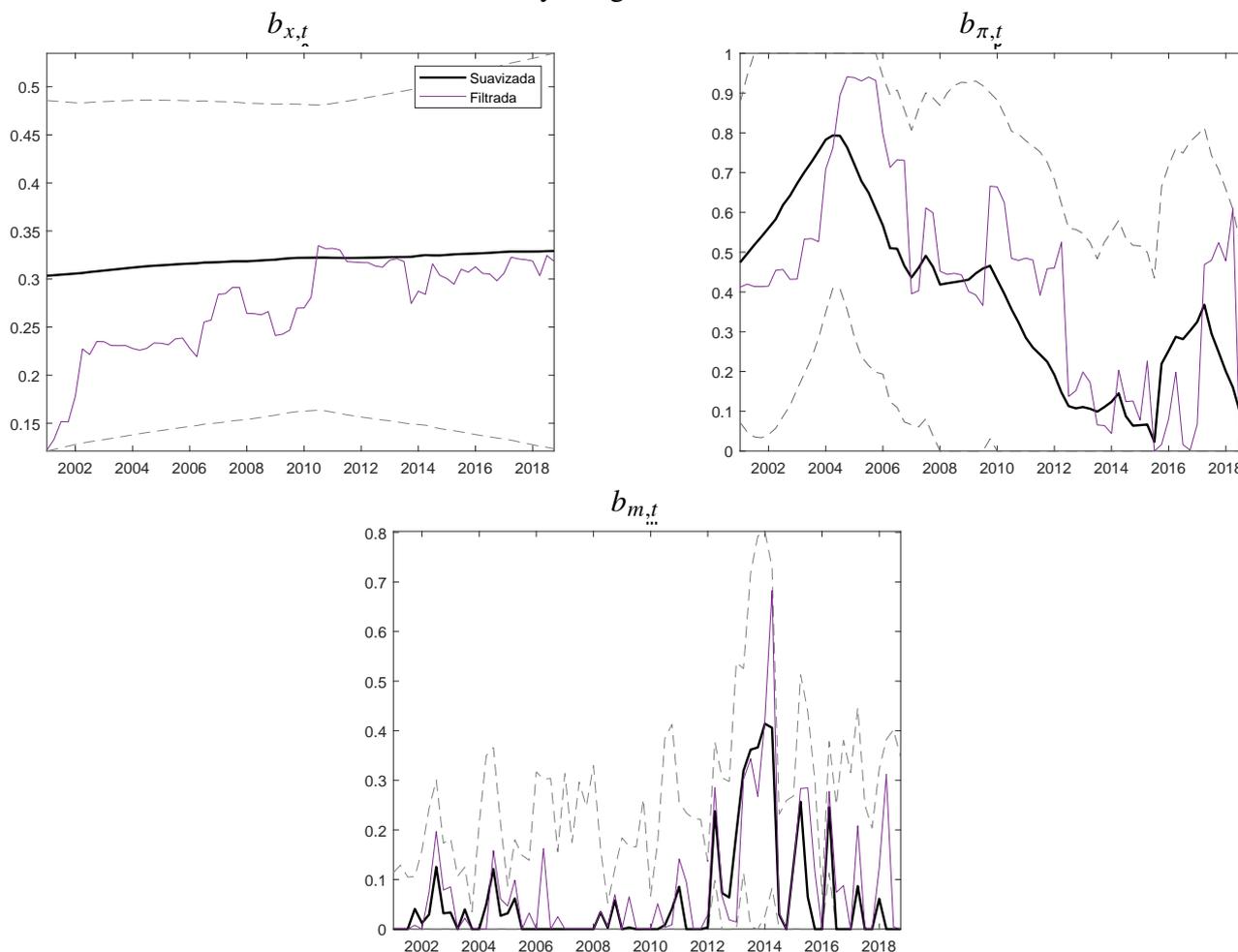
### C. ESTIMADOS UNIVARIADOS DEL FILTRO DE KALMAN

**GRÁFICO 9.** Resultados de la estimación: Kalman lineal

A. Brecha HP como variable observable



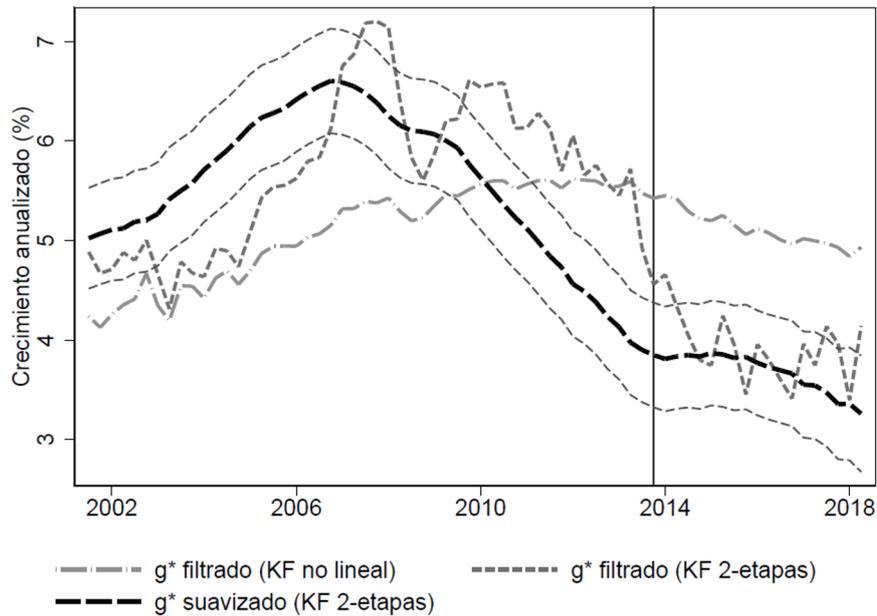
**NOTAS:** Gráfico de los estimados de la etapa de actualización,  $b_{\pi,t|t}$ , y suavizamiento,  $b_{\pi,t|T}$ . KF estándar.  $b_{i,t}$  filtrados condicional a la información de la brecha del producto,  $x_t$ , como observable. Restricciones en las variables de estado:  $0 < b_{\pi,t}, b_{m,t} < 1$ ,  $b_{x,t} > 0$ . 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.

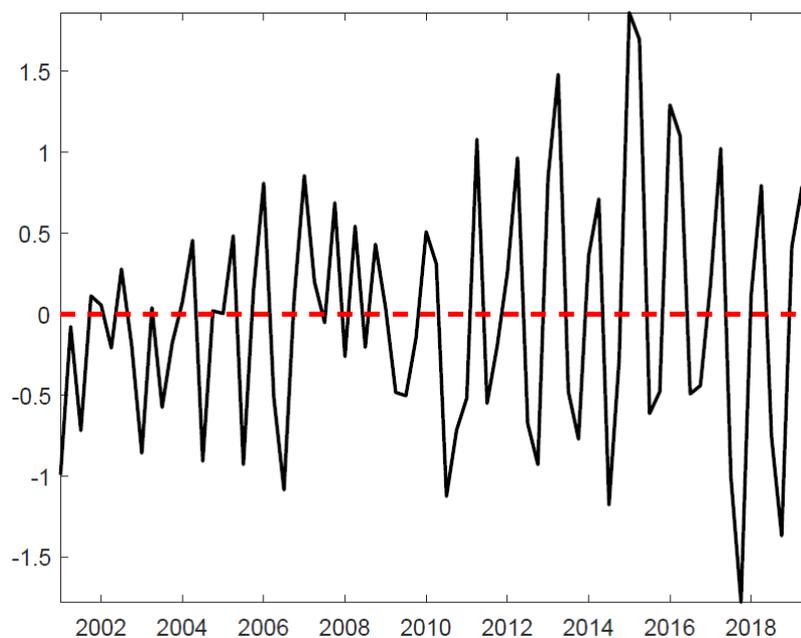
## D. OTRAS VARIABLES NO OBSERVABLES

**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,  $\epsilon_t^{\pi}$ , 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)
$\pi^m$	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)
$\Pi^e$	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)
$\pi^m$	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.00 (0.02)
$\Pi^e$	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**	0.22**	0.25*	0.24**	0.17
	(0.08)	(0.08)	(0.12)	(0.08)	(0.11)
Brecha [Inf.<3]		0.13			0.43*
		(0.16)			(0.19)
Brecha>0			-0.03		0.05
			(0.22)		(0.22)
Brecha>0 [Inf.<3]				-0.05	-0.48
				(0.16)	(0.25)
Constante, post-07	1.06	0.71	1.07	1.14	0.72
	(0.79)	(0.95)	(0.81)	(0.93)	(0.91)
$\pi^m$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
$\Pi^e$	0.63**	0.69**	0.63**	0.63**	0.82**
	(0.12)	(0.15)	(0.13)	(0.12)	(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 restricta (p-valor)	0.152	0.156	0.084	0.077	
$b_{p,3} + b_{p,4}$	0.10	0.19	0.09	0.08	0.17
	(0.24)	(0.27)	(0.25)	(0.27)	(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).