

La Curva de Phillips Neokeynesiana de una Economía Pequeña y Abierta: Especificación, Quiebres Estructurales y Robustez*

Juan Carlos Aquino**

Banco Central de Reserva del Perú

Esta versión: 23 de diciembre de 2019

Resumen

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

Clasificación JEL: C22, C51, E31.

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

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

**Subgerencia de Investigación Económica. Jirón Santa Rosa 441-445, Lima, Perú. Código postal 15001. Correo electrónico: aquinojc0806@gmail.com.

1. Introduction

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

Desde un punto de vista técnico, la discusión previa se suele organizar en términos de la Curva de Phillips Neokeynesiana (en adelante, CPNK), cuya especificación es la siguiente

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

(ver [Clarida et al., 1999](#)) donde π_t denota la tasa de inflación, $E_t \pi_{t+1}$ denota la tasa de inflación esperada, y_t denota el nivel de producción, g_t denota el nivel de producción potencial, β y κ son constantes positivas, y ε_t es un término de perturbación aleatorio. En este sentido, los recientes episodios de contracción económica y ausencia de presiones deflacionarias dieron lugar a la preocupación sobre si la Curva de Phillips se ha “aplanado” o, de forma equivalente, si el parámetro de la pendiente κ de dicha ecuación se ha reducido.

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

Finalmente, reportamos nuestros resultados para dos muestras de estimación: el régimen MEI (2002-2019) y el período posterior a la crisis (2008-2019), a fin de comprobar la estabilidad de los parámetros.

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

El resto de este trabajo se organiza de la siguiente manera. La Sección 2 proporciona una revisión (no exhaustiva) de la literatura relacionada. En la Sección 3 se presenta el marco teórico que conduce a la especificación (semi-estructural) que se empleará en el proceso de estimación. La Sección 4 describe brevemente el estimador MGM y las hipótesis que serán contrastadas. La Sección 5 reporta los resultados de nuestra estimación. La Sección 6 presenta las conclusiones.

2. Literatura Relacionada

Según la relación conocida como la Curva de Phillips, un fortalecimiento de la economía es comúnmente asociado con un aumento de la inflación. Con una inflación que solo se ha recuperado modestamente tras la Gran Recesión en todo el mundo, se cree que la relación de la Curva de Phillips se ha debilitado, haciéndose más plana. Las implicancias de dicho cambio incluyen que una brecha del producto positiva sería menos inflacionaria, pero el costo de reducir la inflación, una vez establecido, aumentaría. Algunos argumentan que el aplanamiento de la Curva de Phillips (observado en los países industrializados) se ha atribuido a la globalización, en contraste con la explicación tradicional centrada en la credibilidad de la política monetaria. En general, la literatura empírica no es concluyente. Otros sostienen que se necesitan microdatos para identificar si los cambios en la pendiente de la Curva de Phillips son estructurales.

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

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

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

[Gaiotti \(2010\)](#) aprovecha un conjunto de datos único que incluye alrededor de 2,000 empresas italianas y averigua: i) si se confirma un cambio en la relación entre la utilización de la capacidad instalada y los precios a nivel de empresas y ii) si dicho cambio se concentra en las empresas más expuestas a la competencia extranjera. La respuesta es o bien no concluyente o bien negativa en todos los casos. Los resultados no respaldan el punto de vista de que el aplanamiento de la Curva de Phillips se deba a la globalización.

[Coibion y Gorodnichenko \(2015\)](#) sostienen que si las expectativas de inflación de las empresas siguen las de los hogares, la deflación ausente durante la Gran Recesión puede explicarse por el aumento de sus expectativas de inflación entre 2009 y 2011. Estos autores presentan nueva evidencia de encuestas (consistente con empresas que tienen expectativas similares a las de los hogares) en la que el aumento de las expectativas de inflación de los hogares entre 2009 y 2011

puede explicarse por el incremento de los precios del petróleo en el mismo período.

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

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

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

[Jacob y van Florenstein Mulder \(2019\)](#) investigan las posibles causas del aplanamiento de la Curva de Phillips para Nueva Zelanda, basándose en un modelo estructural simple en el que la inflación y la actividad económica se mueven en la misma dirección, condicionados a los choques de demanda (reflejando cambios aleatorios en la tasa de preferencia temporal de la economía, en el sector financiero, en el sector monetario o en componentes de la demanda como el gasto público, la inversión o la demanda por exportaciones), y en direcciones opuestas

condicionadas a los choques de oferta (que pueden capturar cambios aleatorios en el poder de mercado de las empresas, las fricciones en el mercado laboral, en los precios de importación o en las expectativas de inflación de precios y salarios). La correlación entre la inflación y la actividad en el modelo está influenciada por la fuerza relativa de los dos tipos de choques, lo cual a su vez está determinada por las respectivas volatilidades de los choques y por características estructurales de la economía que amplifican o debilitan la transmisión de los choques. Los autores muestran que la Curva de Phillips puede aplanarse en una economía en la que los choques de oferta son más dominantes.

[Occhino \(2019\)](#) muestra que el aplanamiento de la Curva de Phillips puede deberse a cambios en la estructura de la economía no relacionados con la política monetaria o a cambios en el comportamiento de la misma política monetaria. En este sentido, conocer el tipo de cambio que ha ocurrido es crucial para elegir la política monetaria apropiada (es decir, el simple hecho de saber que la Curva de Phillips se ha aplanado no es suficiente). El estudio también muestra cómo la adopción de una nueva regla de política monetaria, que no responde al producto y es un poco más agresiva hacia la inflación, puede tener efectos opuestos sobre el bienestar de los hogares, dependiendo de la causa del aplanamiento.

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

[Pickering y Valle \(2008\)](#) derivan una Curva de Phillips con *commodities* importados como insumos adicionales en el proceso de producción. La Curva de Phillips se vuelve más plana en comparación al marco Neokeynesino. Además, la evidencia empírica apoya la hipótesis de

que una mayor intensidad de uso de *commodities* importados en la producción incrementa la pendiente de la Curva de Phillips. [Watson \(2016\)](#) evalúa el impacto de la apertura comercial sobre la Curva de Phillips tomando en cuenta los efectos de la competencia en el mercado de bienes sobre la flexibilidad de precios, y desarrolla un modelo Neokeynésiano de equilibrio general dinámico y estocástico (EGDE) para una economía abierta, donde se asume una elasticidad-precio de la demanda cambiante y una fijación de precios a la Calvo en la cual la frecuencia de ajuste de precio se determina endógenamente. Dentro de este marco de análisis, la apertura comercial tiene dos efectos opuestos respecto a la sensibilidad de la inflación ante fluctuaciones del producto debido a que genera complementariedad estratégica en las decisiones de precios de las empresas y en el grado de rigideces reales de precios (lo cual hace que la inflación sea menos sensible ante cambios en el costo marginal real) y también refuerza los incentivos de las empresas a ajustar sus precios, reduciendo así el grado de rigideces nominales de precios e incrementando la sensibilidad de la inflación ante cambios en el costo marginal.

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

3. Marco Teórico

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

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

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

donde los polinomios $\rho(L) = \rho_1 + \rho_2 L + \dots + \rho_q L^{q-1}$ y $\rho_\Delta(L) = \rho_2 + \rho_3 L + \dots + \rho_q L^{q-2}$ se expresan en términos del operador de rezagos L . Además, la pendiente de la ecuación (1) con respecto a la brecha del producto \tilde{y}_t está dada por $\kappa'_v = \lambda'(\sigma_v + \frac{\varphi + \alpha}{1 - \alpha}) > 0$ donde los términos $\lambda' = \frac{(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta(1 + \beta\rho_1)} \Theta$, $\Theta = \frac{1 - \alpha}{1 - \alpha + \alpha\epsilon}$, $\sigma_v = \sigma\Phi$, $\Phi = \frac{1}{1 + v(\varpi - 1)}$ y $\varpi = \sigma\eta + (1 - v)(\sigma\eta - 1)$ son todos positivos en el espacio de parámetros.

Adicionalmente, para $\beta \approx 1$ y $q = 3$ obtenemos

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

ecuación que está expresada en términos de parámetros profundos en $(\rho_1, \rho_2, \rho_3, v, \eta, \epsilon, \sigma, \varphi, \alpha, \theta)$. En ese sentido, es necesario hacer algunos comentarios. Primero, la ecuación (2) no establece ninguna restricción de signo sobre los coeficientes asociados a $\pi_{H,t-1}$ or $\pi_{H,t-2}$. Segundo, el coeficiente asociado a $\pi_{H,t-3}$ puede ser igual o mayor a cero. Tercero, los coeficientes asociados a la

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

4. Estrategia Empírica

4.1. Estimador de Método Generalizado de Momentos (MGM)

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

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

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

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

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

el error de predicción u_t y c^0 el vector de coeficientes del proceso generador de datos. Bajo expectativas racionales, la ecuación (3) evaluada en $c = c^0$ implica que la esperanza incondicional del error de predicción u_t es igual a cero (es decir, $E[m(x_t; c^0)] = 0$). Además, bajo expectativas racionales, dicho error de predicción no está correlacionado con ninguna variable del conjunto

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

de información de los agentes, representado por $z_{j,t}$ ($j = 1, \dots, p$). Entonces, la descripción previa conduce a p condiciones de momentos para p variables (instrumentales) $\{z_{1,t}, \dots, z_{p,t}\}$ del conjunto de información de la forma $E [z_{j,t}m(x_t; c^0)] = 0$ ($j = 1, \dots, p$) o, de manera más compacta,

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

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

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

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

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

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

$$\text{MGM-BIC} : \quad MSC_{BIC,T}(Z_t) = J_T(Z_t) - (p - 6) \log T;$$

$$\text{MGM-AIC} : \quad MSC_{AIC,T}(Z_t) = J_T(Z_t) - 2 \times (p - 6) \log T;$$

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

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

4.2. Datos

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

Nuestro marco teórico también es explícito con respecto a las variables que deben incluirse y a las transformaciones que deben realizarse. Además, todas las variables sin transformar fueron obtenidas de la base de datos del Banco Central de Reserva del Perú. La variable que representa la inflación doméstica $\pi_{H,t}$ está definida como $100 \times \Delta \log(\text{IPC}_h)$, es decir la primera diferencia del logaritmo (natural) del componente doméstico del Índice de Precios al Consumidor (IPC) mensual. Por otro lado, la variable *proxy* para la brecha del producto \tilde{y}_t está definida como $100 \times \text{output_gap}$, es la diferencia entre el logaritmo (natural) del Índice Mensual de Actividad Económica, desestacionalizado, y su tendencia obtenida mediante el filtro de Hodrick-Prescott (HP).² Es importante mencionar que nuestro proceso de desestacionalización se basó en el uso en modo automático de los programas TRAMO y SEATS que implementan la metodología propuesta por [Gomez y Maravall \(1994\)](#) y que están disponibles en el sitio web del Banco de España.

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

4.3. Especificación e hipótesis contrastables

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

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

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

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

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

5. Resultados

5.1. Pruebas de Raíz Unitaria

Como es habitual, la detección de raíces unitarias se vuelve relevante para la especificación de nuestro modelo empírico. Esto sucede porque todas las variables incluidas en (7) se asumen como estacionarias. Por esta razón, las pruebas de raíz unitaria de [Dickey y Fuller \(1979\)](#), [Said y Dickey \(1984\)](#) y [Phillips y Perron \(1988\)](#) se reportan en el Cuadro 1. Además, rechazamos la hipótesis nula de que `output_gap` tenga una raíz unitaria y no podemos rechazar la hipótesis nula de que `log(IPC_h)` tenga una raíz unitaria. Ambos resultados se mantienen para todos los niveles de significancia convencionales (1 %, 5 % y 10 %) y son independientes de la especificación

del componente determinístico. Los mismos resultados se obtienen para la prueba eficiente desarrollada por [Elliott et al. \(1996\)](#) reportadas en el Cuadro 2 y 3, y para las diferentes versiones de las pruebas modificadas (*M*-tests) de [Ng y Perron \(2001\)](#) en el Cuadro 4 las cuales superan una serie de conocidas limitaciones que implican la pérdida de potencia de las pruebas de raíz unitaria contra alternativas locales.

No obstante, se puede observar en el gráfico 2 que $\log(\text{IPC}_h)$ parece mostrar un cambio de tendencia. En el gráfico 5 se observa un patrón similar para la brecha del producto. De acuerdo con [Perron \(1989\)](#), tales cambios abruptos distorsionan las pruebas convencionales de raíz unitaria y conducen a una sobre-aceptación de la hipótesis de raíz unitaria. Por esta razón, en el Cuadro 5 se reportan las pruebas de raíz unitaria propuestas por [Perron y Rodríguez \(2003\)](#) que permiten la presencia de un cambio estructural. Es decir, se permite un cambio de tendencia y se “controla” de forma robusta mientras se realizan pruebas de raíces unitarias. Una vez más, rechazamos la hipótesis nula de que la brecha del producto contenga una raíz unitaria y no podemos rechazar la hipótesis nula de que $\log(\text{IPC}_h)$ contenga una raíz unitaria a todos los niveles de significancia convencionales.

Sin embargo, y por construcción, las pruebas de [Perron \(1989\)](#) pre-asumen la existencia de un quiebre con efectos no triviales en su potencia. Además, una fecha de quiebre detectada puede ser espuria. Por esta razón, las pruebas de [Cavaliere et al. \(2011\)](#) comprueban previamente la existencia de un quiebre en la función de tendencia. Al nivel de significancia del 5%, rechazamos la hipótesis nula de que la brecha del producto tenga una raíz unitaria con un quiebre estructural. Además, al mismo nivel de significancia no podemos rechazar la hipótesis nula de que $\log(\text{IPC}_h)$ tenga una raíz unitaria con un quiebre estructural.

5.2. Estimación por MGM y Contraste de Hipótesis

El Cuadro 7 resume los estimados de los coeficientes de la ecuación (7) para dos períodos de estimación y varios conjuntos de instrumentos. Las columnas I, II y III contienen estimados para el período MEI (enero de 2002 hasta marzo de 2019) mientras que las columnas IV, V y VI contienen estimados para el período post-crisis (enero de 2008 en adelante) ya que la prueba de raíz unitaria univariada de [Perron y Rodríguez \(2003\)](#) estima un quiebre estructural para los precios (en logs) internos en enero de 2008. El estimador MGM de [Hansen \(1982\)](#) fue utilizado para todas las ecuaciones. Además, para todos los casos, el número efectivo de observaciones es menor que el implícito en el período de tiempo original, debido a que las variables rezagadas se

emplean como regresores y/o instrumentos. Para cada período de estimación, fijamos $k_{max} = 7$ (es decir, máxima cantidad de rezagos utilizadas como instrumento) y se realizó una búsqueda exhaustiva por instrumentos. Los resultados para los conjuntos de instrumentos que registran los tres criterios de selección de momentos más bajos (MGM-BIC, MGM-AIC y MGM-HQIC) también se reportan en el Cuadro 8. En nuestra búsqueda, filtramos cualquier vector de instrumentos tal que la hipótesis nula de sobreidentificación es rechazada. Cabe destacar que para ambos periodos de estimación, el criterio de selección de cada momento disminuye monótonicamente (de III a I y de VI a IV). Esto refleja que los diferentes términos de bonificación (que premian a los vectores de selección que utilizan más condiciones de momentos) no tienen impacto en el correspondiente criterio de selección de momentos y, por lo tanto, el problema de la selección de momentos se reduce a minimizar el estadístico J de Sargan con respecto al vector del instrumentos.

Por un lado, de la columna I se puede afirmar que, con respecto a los coeficientes de signo irrestricto, la inflación doméstica rezagada $\Delta\log(\text{IPC}_h(-1))$ es significativa a cualquier nivel de significancia convencional (1%, 5% o 10%) y tiene un efecto positivo marginal equivalente a 0.32. Por el contrario, ni $\Delta\log(\text{IPC}_h(-2))$ ni $\Delta\log(\text{IPC}_h(-3))$ son individualmente significativas a cualquier nivel de significancia convencional. La estimación puntual del efecto marginal de $\Delta\log(\text{IPC}_h(-2))$ es negativa (una posibilidad capturada por el modelo teórico). Además, no podemos rechazar la hipótesis nula de que $\Delta\log(\text{IPC}_h(-3))$ es no significativa. Por otro lado, con respecto a los coeficientes de signo restringido, se rechaza que la expectativa de inflación interna (brecha del producto) tenga un efecto menor o igual a cero a un nivel de significancia del 10% y se acepta que existe un efecto positivo y significativo. Tal conclusión se refleja en un p-valor a una cola inferior a 0.10. Finalmente, no podemos rechazar la hipótesis nula de que existe homogeneidad nominal a largo plazo a un nivel de significancia del 10%, lo que se refleja en un p-valor a dos colas que es igual a 0.13 (mayor que un valor conservador de 0.10). Un análisis similar se aplica a las columnas II y III.

Para el período posterior a la crisis, de la columna IV se comprueba que, en lo referente a los coeficientes de signo irrestricto, la inflación doméstica rezagada $\Delta\log(\text{IPC}_h(-1))$ es de nuevo significativa a cualquier nivel de significancia convencional, aunque la estimación puntual del efecto marginal es ahora igual a 0.17, inferior al de la muestra completa (0.32). Desde un punto de vista basado en nuestro marco teórico, esto sugiere qué característica estructural podría estar impulsando el cambio en la dinámica de la inflación. Concretamente, después de la

crisis financiera, esto es coherente con una menor fracción de empresas que indexan sus precios a la inflación doméstica anterior. Una vez más, ni $\Delta\log(\text{IPC}_h(-2))$ ni $\Delta\log(\text{IPC}_h(-3))$ son significativas a cualquier nivel de significancia convencional. La estimación puntual del efecto marginal de $\Delta\log(\text{IPC}_h(-2))$ es de nuevo negativa pero la estimación puntual para el coeficiente de $\Delta\log(\text{IPC}_h(-3))$ es negativa también, lo que contradice nuestra formulación teórica. Con respecto a los coeficientes de signo irrestricto, una vez más rechazamos que las expectativas de inflación doméstica (brecha del producto) tengan (tenga) un efecto menor o igual a cero a un nivel de significancia del 10% y se concluye que existe un efecto positivo y significativo. En comparación con la estimación de muestra completa, la estimación puntual del coeficiente de las expectativas es mayor, lo que a su vez sugiere que el canal de expectativas ha ganado más relevancia tras la crisis financiera, incluso cuando el efecto marginal de las brechas del producto ha permanecido inalterado en ambas muestras de estimación. No podemos rechazar la hipótesis nula de que hay una homogeneidad nominal de largo plazo a un nivel de significancia de 10% lo que se refleja en un p-valor a dos colas igual a 0.11 para las columnas IV y V. Sin embargo, este tipo de resultados no se refleja en la columna VI y esto refleja en parte que el número ajustado de observaciones (135) es considerablemente inferior al empleado originalmente. Bajo tal situación, las distribuciones de muestras grandes podrían no constituir una aproximación aceptable a sus contrapartes de muestra finitas. Dicho esto, los resultados del período posterior a la crisis deben interpretarse con cautela.

6. Conclusiones

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

Referencias

- Andrews, D. W. K. (1999). Consistent Moment Selection Procedures for Generalized Method of Moments Estimation. *Econometrica*, 67(3):543–564.
- Antoine, B. y Boldea, O. (2018). Efficient estimation with time-varying information and the New Keynesian Phillips Curve. *Journal of Econometrics*, 204(2):268–300.
- Bentolila, S., Dolado, J. J., y Jimeno, J. F. (2008). Does immigration affect the Phillips curve? Some evidence for Spain. *European Economic Review*, 52(8):1398–1423.
- Bullard, J. B. (2018). The Case of the Disappearing Phillips Curve: a presentation at the 2018 ECB Forum on Central Banking Macroeconomics of Price- and Wage-Setting, Sintra, Portugal. Speech 314, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Cavaliere, G., Harvey, D. I., Leybourne, S. J., y Taylor, A. R. (2011). Testing For Unit Roots In The Presence Of A Possible Break In Trend And Nonstationary Volatility. *Econometric Theory*, 27(05):957–991.
- Clarida, R., Galí, J., y Gertler, M. (1999). The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, 37(4):1661–1707.
- Coibion, O. y Gorodnichenko, Y. (2015). Is the Phillips Curve Alive and Well after All? Inflation Expectations and the Missing Disinflation. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1):197–232.
- Denmery, C. (2019). Dampened expectations in the phillips curve: A note. *Economics Letters*.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autorregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74:427–31.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., y Stock, J. H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64(4):813–836.
- Gagnon, J. E. y Collins, C. G. (2019). Low Inflation Bends the Phillips Curve. Working Paper Series WP19-6, Peterson Institute for International Economics.
- Gaiotti, E. (2010). Has Globalization Changed the Phillips Curve? Firm-Level Evidence on the Effect of Activity on Prices. *International Journal of Central Banking*, 6(1):51–84.

- Galí, J. (2015). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle. An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications*. Princeton University Press, 2nd edición.
- Galí, J. y Monacelli, T. (2005). Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *Review of Economic Studies*, 72(3):707–734.
- Gomez, V. y Maravall, A. (1994). Estimation, prediction, and interpolation for nonstationary series with the kalman filter. *Journal of the American Statistical Association*, 89(426):611–624.
- Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4):1029–1054.
- Iakova, D. M. (2007). Flattening of the Phillips Curve; Implications for Monetary Policy. IMF Working Papers 07/76, International Monetary Fund.
- Jacob, P. y van Florenstein Mulder, T. (2019). The flattening of the Phillips curve: Rounding up the suspects. Reserve Bank of New Zealand Analytical Notes series AN2019/06, Reserve Bank of New Zealand.
- Karlsson, S. y Österholm, P. (2018a). Is the US Phillips Curve Stable? Evidence from Bayesian VARs. Working Papers 2018:5, Örebro University, School of Business.
- Karlsson, S. y Österholm, P. (2018b). A note on the stability of the swedish phillips curve. *Empirical Economics*.
- Kuttner, K. y Robinson, T. (2010). Understanding the flattening Phillips curve. *The North American Journal of Economics and Finance*, 21(2):110–125.
- Laseen, S. y Sanjani, M. T. (2016). Did the Global Financial Crisis Break the U.S. Phillips Curve? IMF Working Papers 16/126, International Monetary Fund.
- Lieberknecht, P. (2018). Financial Frictions, the Phillips Curve and Monetary Policy. MPRA Paper 89429, University Library of Munich, Germany.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6):601–618.
- Magnusson, L. M. y Mavroeidis, S. (2014). Identification Using Stability Restrictions. *Econometrica*, 82(5):1799–1851.

- McLeay, M. y Tenreyro, S. (2019). Optimal Inflation and the Identification of the Phillips Curve. En *NBER Macroeconomics Annual 2019, volume 34*, NBER Chapters. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Murphy, A. (2018). The Death of the Phillips Curve? Working Papers 1801, Federal Reserve Bank of Dallas.
- Ng, S. y Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, 69(6):1519–1554.
- Occhino, F. (2019). The Flattening of the Phillips Curve: Policy Implications Depend on the Cause. *Economic Commentary*, (July).
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(6):1361–1401.
- Perron, P. y Rodríguez, G. (2003). GLS detrending, efficient unit root tests and structural change. *Journal of Econometrics*, 115(1):1–27.
- Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the united kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25(100):283–299.
- Phillips, P. C. B. y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75:335–346.
- Pickering, A. y Valle, H. (2008). Openness, imported commodities and the Phillips Curve. Bristol Economics Discussion Papers 08/608, Department of Economics, University of Bristol, UK.
- Said, S. E. y Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Bometrika*, 71:599–607.
- Sbordone, A. M. (2005). Do expected future marginal costs drive inflation dynamics? *Journal of Monetary Economics*, 52(6):1183–1197.
- Watson, A. (2016). Trade openness and inflation: The role of real and nominal price rigidities. *Journal of International Money and Finance*, 64(C):137–169.

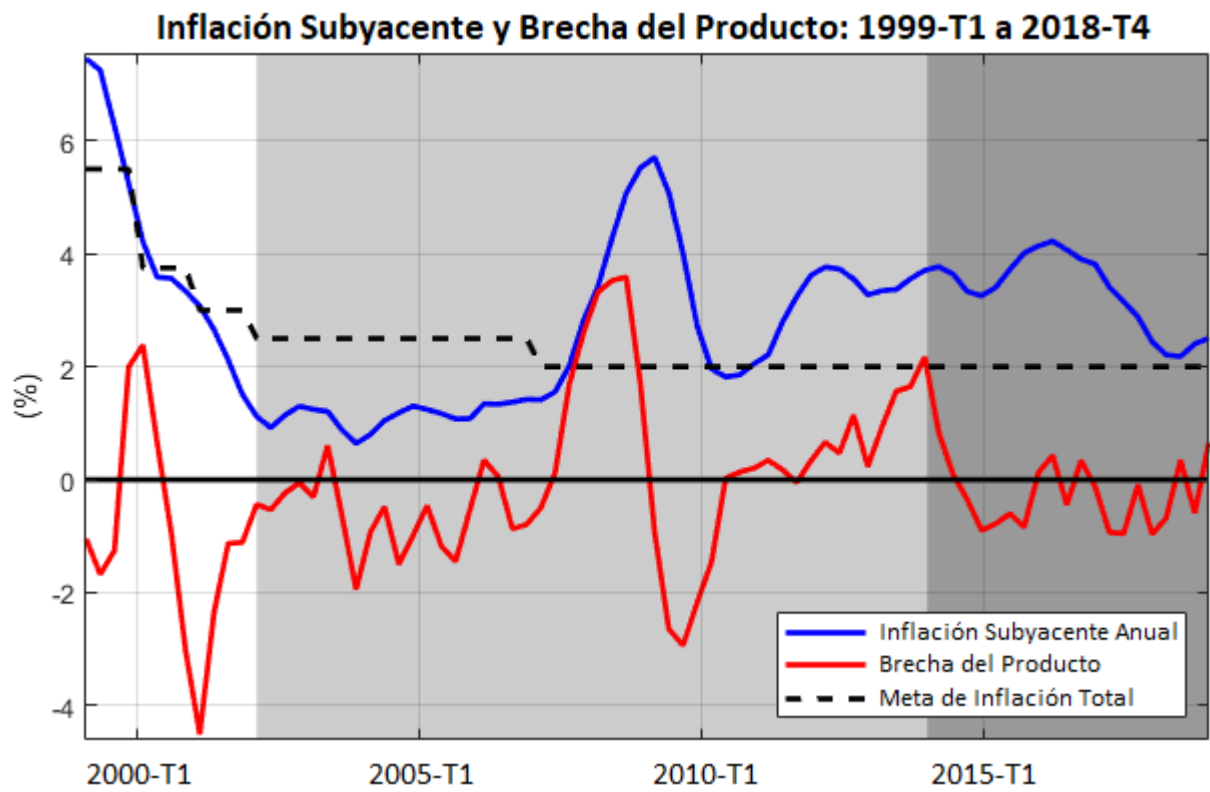


Gráfico 1: Inflación Subyacente Trimestral y Brecha del Producto

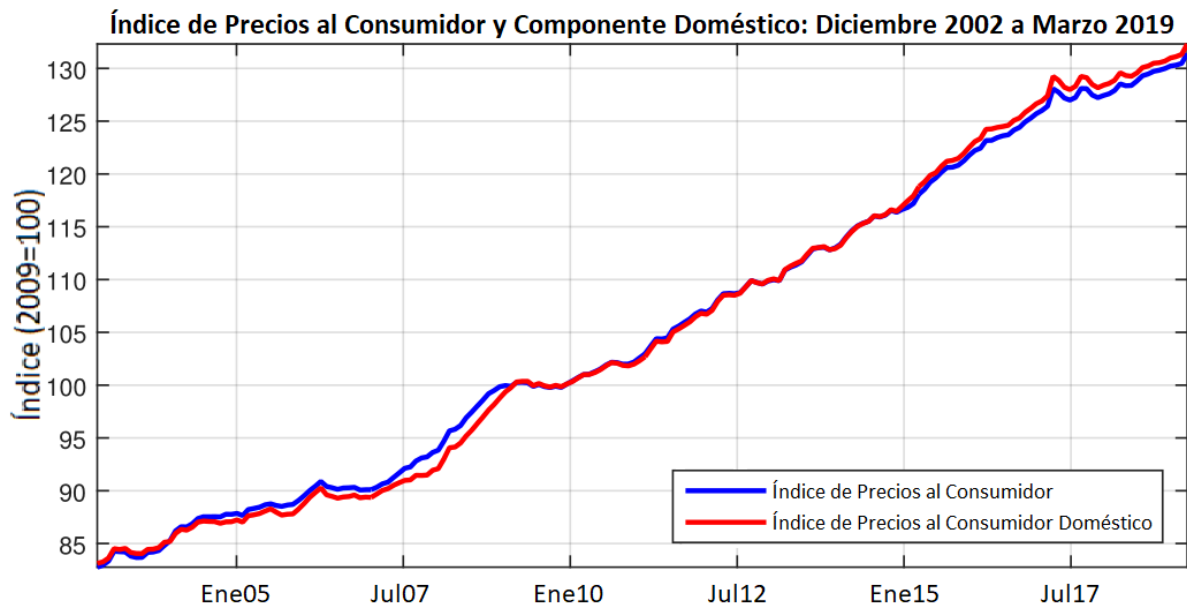


Gráfico 2: Índice de Precios al Consumidor y Componente Doméstico

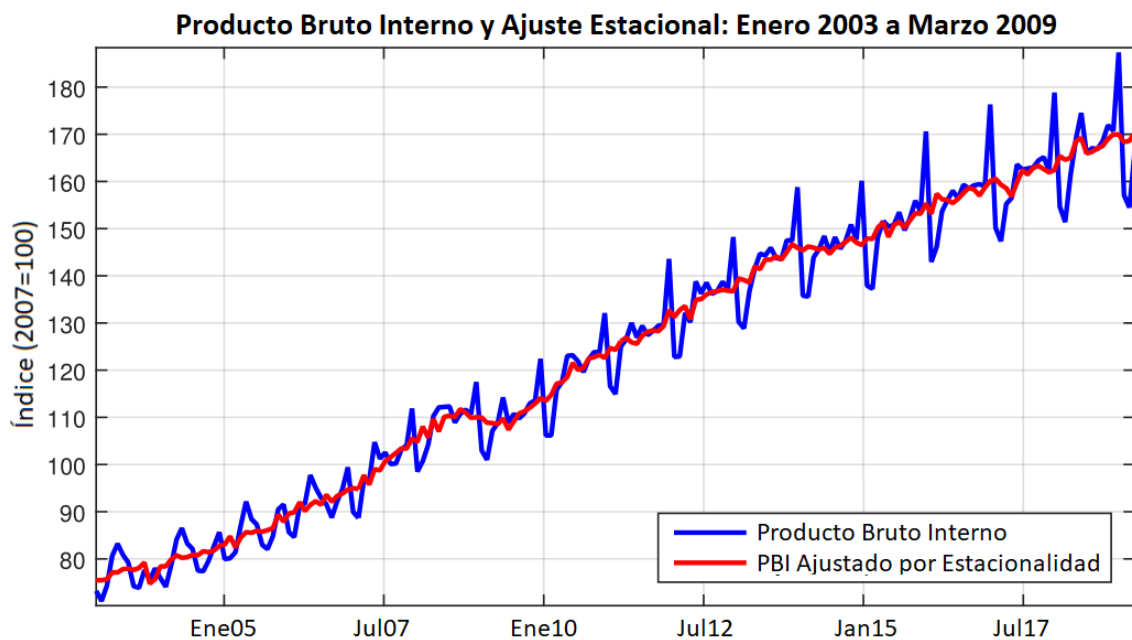


Gráfico 3: Producto Interno Bruto y Ajuste Estacional

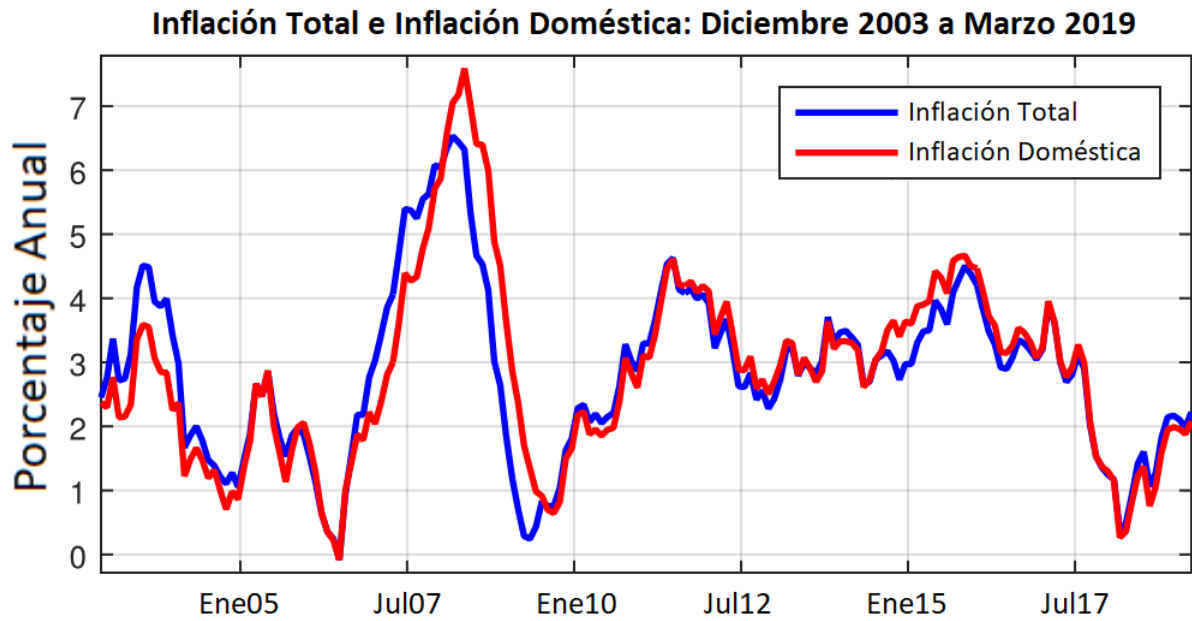


Gráfico 4: Inflación Total e Inflación Doméstica

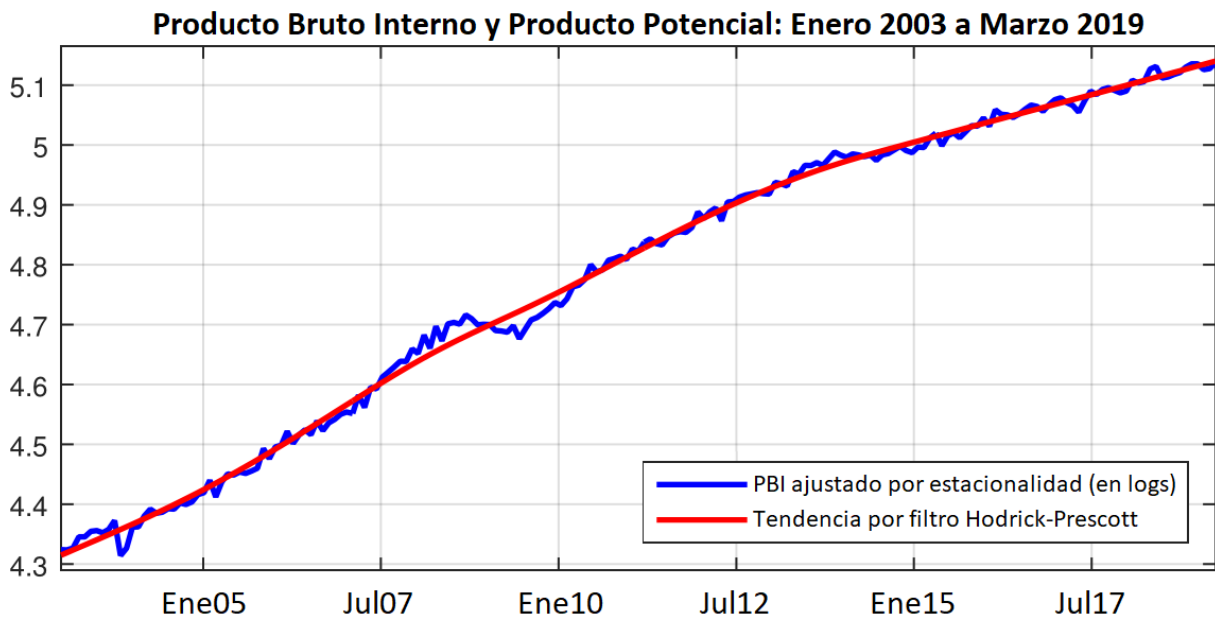
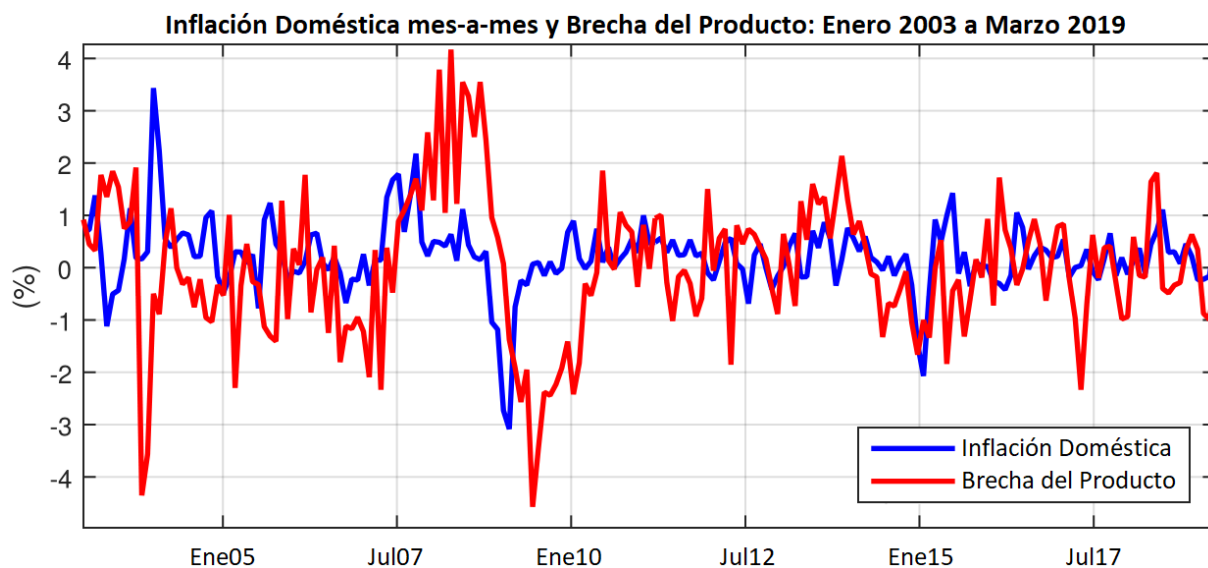


Gráfico 5: Producto Interno Bruto y Producto Potencial



Cuadro 1: Pruebas de Raíz Unitaria Dickey-Fuller Aumentado y Phillips-Perron^a

Prueba Dickey-Fuller Aumentada				
		Ninguno	Desviación, no tendencia	Desviación y tendencia
output_gap		-4.6286***	-4.6167***	-4.6047***
log(IPC_h)		6.3658	0.2604	-2.5142
Valores críticos ^b	1 %	-2.5770	-3.4643	-4.0063
	5 %	-1.9425	-2.8764	-3.4333
	10 %	-1.6156	-2.5747	-3.1405
Prueba Phillips-Perron				
		Ninguno	Desviación, no tendencia	Desviación y tendencia
output_gap		-7.9415***	-7.9244***	-7.9066***
log(IPC_h)		8.5337	0.1812	-2.2680
Valores críticos ^b	1 %	-2.5769	-3.4641	-4.0061
	5 %	-1.9425	-2.8763	-3.4332
	10 %	-1.6156	-2.5747	-3.1404

^a *, ** y *** indican rechazo de la hipótesis de raíz unitaria al nivel de significancia de 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.

^b MacKinnon (1996) p-valores de una colas.

Cuadro 2: Pruebas de Raíz Unitaria Elliott-Rothenberg-Stock^a

Intercepto		
output_gap		1.0243***
log(IPC_h)		1218.5560
Valores críticos asintóticos ^b	1 %	1.9120
	5 %	3.1670
	10 %	4.3320
Tendencia e Intercepto		
output_gap		2.8870***
log(IPC_h)		15.0534
Valores críticos asintóticos ^b	1 %	4.0605
	5 %	5.6590
	10 %	6.8565

^a *, ** y *** indican rechazo de la hipótesis de raíz unitaria al nivel de significancia de 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.

^b Elliott *et al.* (1996, Tabla 1).

Cuadro 3: Pruebas de Raíz Unitaria Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS^a

Intercepto		
output_gap		-3.8804***
log(IPC_h)		4.2886
Valores críticos asintóticos ^b	1 %	-2.5770
	5 %	-1.9425
	10 %	-1.6156
Tendencia e Intercepto		
output_gap		-4.3942***
log(IPC_h)		-1.8133
Valores críticos asintóticos ^b	1 %	-3.4684
	5 %	-2.9370
	10 %	-2.6470

^a *, ** y *** indican rechazo de la hipótesis de raíz unitaria al nivel de significancia de 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente.

^b Elliott *et al.* (1996, Tabla 1).

Cuadro 4: Prueba de Raíz Unitaria Ng-Perron^a

	Intercepto				
		MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}	MSB^{GLS}	MPT^{GLS}
output_gap		-25.9777***	-3.5904***	0.1382***	0.9886***
log(IPC_h)		1.6456	4.8807	2.9660	639.6520
Valores críticos asintóticos ^b	1%	-13.8000	-2.5800	0.1740	1.7800
	5%	-8.1000	-1.9800	0.2330	3.1700
	10%	-5.7000	-1.6200	0.2750	4.4500

	Tendencia e Intercepto				
		MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}	MSB^{GLS}	MPT^{GLS}
output_gap		-31.4988***	-3.9684***	0.1260***	2.8938***
log(IPC_h)		-6.4635	-1.7976	0.2781	14.0984
Valores críticos asintóticos ^b	1%	-23.8000	-3.4200	0.1430	4.0300
	5%	-17.3000	-2.9100	0.1680	5.4800
	10%	-14.2000	-2.6200	0.1850	6.6700

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

^b [Ng y Perron \(2001\)](#), Tabla 1).

Cuadro 5: Pruebas de Raíz Unitaria Perron-Rodríguez^a

		$\sup MZ_{\alpha}^{GLS}$	$\sup MZ_t^{GLS}$	$\sup MSB^{GLS}$
output_gap		-27.0414***	-3.6770***	0.1360**
log(IPC_h)		-15.4456	-2.6837	0.1738
Valores críticos ^b	1%	-27.0000	-3.6600	0.1340
	5%	-22.9000	-3.3500	0.1450
	10%	-20.7000	-3.1900	0.1540

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

^b [Perron y Rodríguez \(2003\)](#), Cuadro 2.

Cuadro 6: Pruebas de Raíz Unitaria Cavaliere-Harvey-Leybourne-Taylor^a

		MZ_{α}	MZ_t	MSB	$t(\bar{\tau})$
output_gap		-25.4480**	-3.5670**	0.1400**	-3.7580**
Valores críticos ^b	(5%)	-16.2190	-2.8150	0.1730	-2.9110
log(IPC_h)		-15.7110	-2.7100	0.1720	-2.7330
Valores críticos ^b	(5%)	-23.1760	-3.3930	0.1460	-3.6380

^a *, ** y *** indican rechazo de la hipótesis nula $I(1)$ al nivel de significancia de 10 %, 5 % y 1 % , respectivamente.

^b Los valores críticos se calcularon mediante al algoritmo bootstrap de [Cavaliere et al. \(2011\)](#), Sección 4).

Cuadro 7: Resultados de Estimación^a

Ecuación	(I)		(II)		(III)		(IV)		(V)		(VI)
	GMM	Δlog(IPC.h)	GMM	Δlog(IPC.h)	GMM	Δlog(IPC.h)	GMM	Δlog(IPC.h)	GMM	Δlog(IPC.h)	GMM
Método de la Estimación	Enc2002-Mar2019		Enc2002-Mar2019		Enc2002-Mar2019		Enc2008-Mar2019		Enc2008-Mar2019		Enc2008-Mar2019
Variable Dependiente	Δlog(IPC.h)		Δlog(IPC.h)		Δlog(IPC.h)		Δlog(IPC.h)		Δlog(IPC.h)		Δlog(IPC.h)
Constante	0.1613 (0.1016)	0.1509 (0.1046)	0.1654 (0.1039)	0.1654 (0.1039)	0.1654 (0.1039)	0.1654 (0.1039)	0.1921 (0.1306)	0.1921 (0.1321)	0.1921 (0.1321)	0.1921 (0.1321)	0.1994* (0.1024)
Δlog(IPC.h(-1))	0.3237*** (0.1048)	0.3205*** (0.1050)	0.3261*** (0.1062)	0.3261*** (0.1062)	0.3261*** (0.1062)	0.3261*** (0.1062)	0.1692*** (0.0954)	0.1680*** (0.0963)	0.1680*** (0.0963)	0.1680*** (0.0963)	0.1977*** (0.0864)
Δlog(IPC.h(-2))	-0.5265 (0.3304)	-0.5183 (0.3312)	-0.5587 (0.3525)	-0.5587 (0.3525)	-0.5587 (0.3525)	-0.5587 (0.3525)	-0.0508 (0.1112)	-0.0142 (0.1113)	-0.0142 (0.1113)	-0.0142 (0.1113)	-0.0700 (0.0869)
Δlog(IPC.h(-3))	0.1027 (0.0916)	0.1008 (0.0919)	0.1119 (0.1000)	0.1119 (0.1000)	0.1119 (0.1000)	0.1119 (0.1000)	-0.5864 (0.3356)	-0.6320 (0.3279)	-0.6320 (0.3279)	-0.6320 (0.3279)	-0.4099 (0.2799)
Δlog(IPC.h(+1))	0.4386 ⁺ (0.3213)	0.4710 ⁺ (0.3310)	0.4369 ⁺ (0.3274)	0.4369 ⁺ (0.3274)	0.4369 ⁺ (0.3274)	0.4369 ⁺ (0.3274)	0.6887 ⁺ (0.4270)	0.6931 ⁺ (0.4285)	0.6931 ⁺ (0.4285)	0.6931 ⁺ (0.4285)	0.5084 ⁺ (0.3463)
P-valor de una cola ^b output_gap	0.0869 0.0738 ⁺	0.0783 0.0720 ⁺	0.0919 0.0757 ⁺	0.0919 0.0757 ⁺	0.0919 0.0757 ⁺	0.0919 0.0757 ⁺	0.0546 0.0834 ⁺	0.0541 0.0846 ⁺	0.0541 0.0846 ⁺	0.0541 0.0846 ⁺	0.0722 0.0628 ⁺
P-valor de una cola ^c	(0.0473) 0.0604	(0.0476) 0.0661	(0.0483) 0.0595	(0.0483) 0.0595	(0.0483) 0.0595	(0.0483) 0.0595	(0.0586) 0.0786	(0.0592) 0.0777	(0.0592) 0.0777	(0.0592) 0.0777	(0.0444) 0.0799
P-valor (homogeneidad) ^d	0.1326	0.1623	0.1311	0.1311	0.1311	0.1311	0.1088	0.1088	0.1088	0.1088	0.0379
No. de observaciones	189	189	183	183	183	183	135	135	135	135	135
No. de instrumentos	12	11	11	11	11	11	13	13	13	13	12
Estadístico J de Sargan	0.5903	0.4059	0.5204	0.5204	0.5204	0.5204	4.7417	4.7417	4.7417	4.7417	3.9533
Prob(estadístico J)	0.9966	0.9952	0.9914	0.9914	0.9914	0.9914	0.6914	0.6914	0.6914	0.6914	0.6830
GMM-BIC	-30.8602	-25.8029	-25.6883	-25.6883	-25.6883	-25.6883	-29.5952	-29.5952	-29.5952	-29.5952	-25.4784
GMM-AIC	-11.4097	-9.5941	-9.4796	-9.4796	-9.4796	-9.4796	-9.2583	-9.2583	-9.2583	-9.2583	-8.0467
GMM-HQIC	-19.3889	-16.2435	-16.1290	-16.1290	-16.1290	-16.1290	-17.6339	-17.6339	-17.6339	-17.6339	-15.2259

a *, ** y *** indican rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia de 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. Además, +, ++ y +++ indican rechazo de la hipótesis nula de un coeficiente menor o igual a cero al nivel de significancia de 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. Los criterios de selección de momentos (MGM-BIC, MGM-AIC y MGM-HQIC) fueron calculados como se describe en [Andrews \(1999, Sección 3\)](#).

b P-valor de una cola para contrastar $H_0 : c_5 \leq 0$ versus $H_1 : c_5 > 0$ en (7).

c P-valor de una cola para contrastar $H_0 : c_6 \leq 0$ versus $H_1 : c_6 > 0$ en (7).

d P-valor de dos colas para contrastar $H_0 : c_2 + c_3 + c_4 + c_5 = 1$ versus $H_1 : c_2 + c_3 + c_4 + c_5 \neq 1$ en (7).

Cuadro 8: Instrumentos^a

Ecuación	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Constante	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-1))$	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-2))$	No	No	No	Sí	Sí	Sí
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-3))$	Sí	Sí	Sí	No	No	No
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-4))$	No	No	No	Sí	Sí	Sí
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-5))$	Sí	Sí	No	Sí	Sí	Sí
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-6))$	Sí	No	Sí	Sí	Sí	Sí
$\Delta\log(\text{IPC}_h(-7))$	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
output_gap(-1)	Sí	Sí	Sí	No	No	Sí
output_gap(-2)	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
output_gap(-3)	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	No
output_gap(-4)	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
output_gap(-5)	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
output_gap(-6)	Sí	Sí	Sí	Sí	No	No
output_gap(-7)	No	No	No	Sí	Sí	Yes
GMM BIC	-30.8602	-25.8029	-25.6883	-29.5952	-26.3631	-25.4784
GMM AIC	-11.4097	-9.5941	-9.4796	-9.2583	-8.9315	-8.0467
GMM HQIC	-19.3889	-16.2435	-16.1290	-17.6339	-16.1106	-15.2259

^a Los criterios de selección de momentos (GMM-BIC, GMM-AIC y GMM-HQIC) fueron calculados como se describe en [Andrews \(1999, Sección 3\)](#).