



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

JUAN CARLOS AQUINO*

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

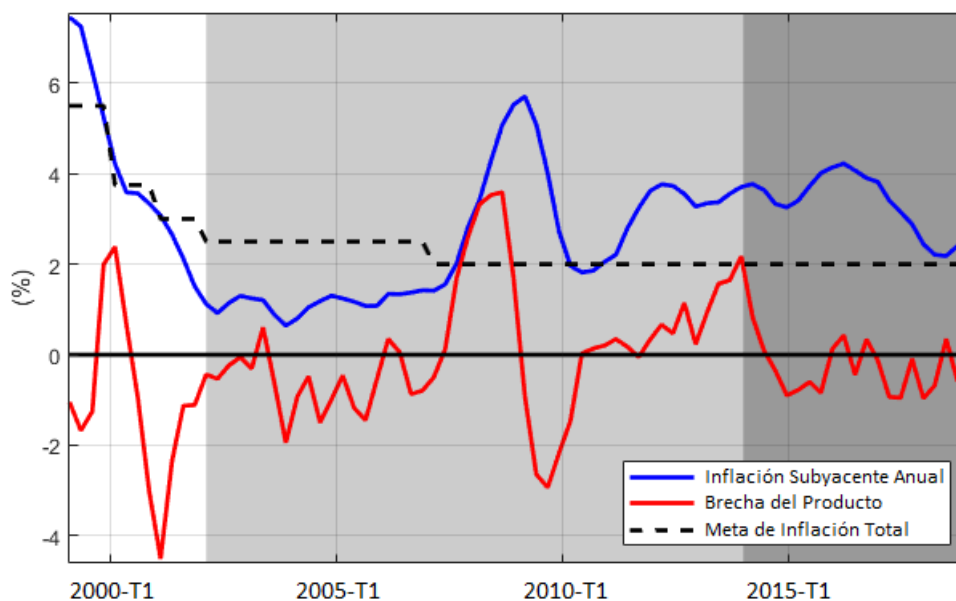
Palabras Clave : Curva de Phillips Neokeynesiana, Método Generalizado de Momentos, economía pequeña y abierta.

Clasificación JEL : C22, C51, E31.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

1. LITERATURA RELACIONADA

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

2. MARCO TEÓRICO

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

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

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

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

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

donde los términos

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

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

$$\sigma_v = \sigma\Phi$$

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

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

son todos positivos en el espacio de parámetros.

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

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

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

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

3. ESTRATEGIA EMPÍRICA

3.1. ESTIMADOR DE MÉTODO GENERALIZADO DE MOMENTOS

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

3.2. DATOS

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

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

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

3.3. ESPECIFICACIÓN E HIPÓTESIS CONTRASTABLES

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

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

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

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

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

4. RESULTADOS

4.1. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

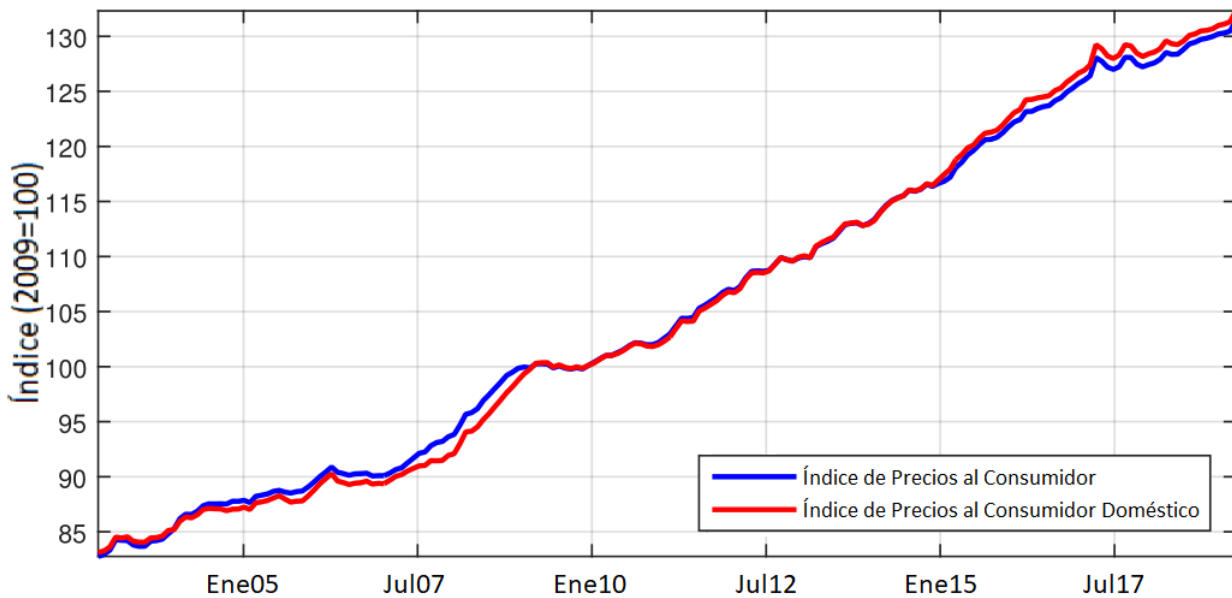
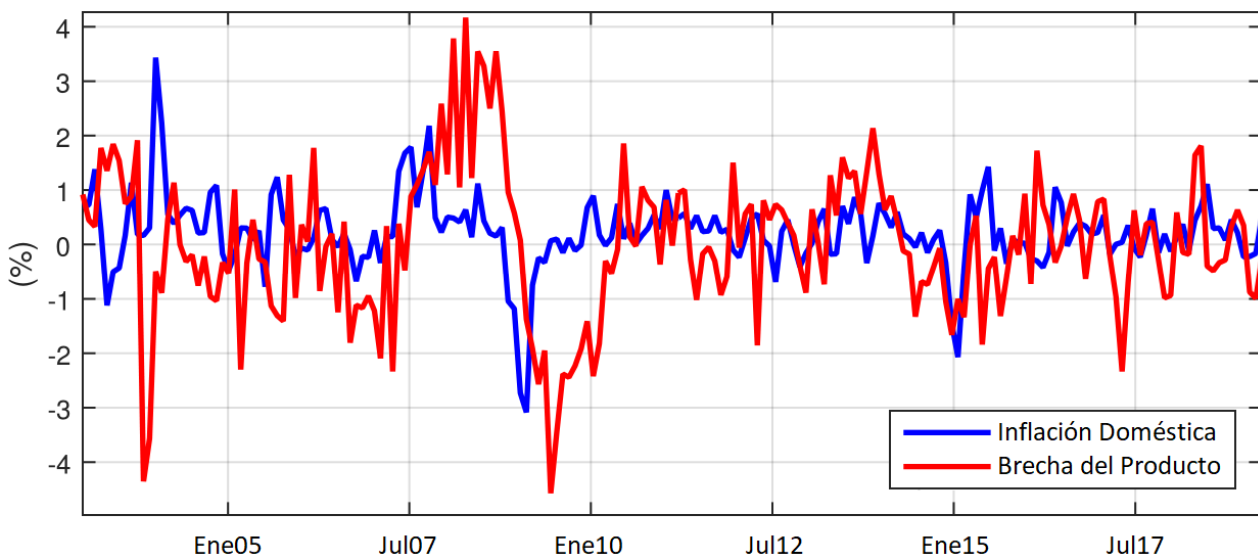


GRÁFICO 3. Inflación doméstica mensual y brecha del producto: Enero de 2003 a marzo de 2019



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

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

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

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

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

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

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

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

4.2. ESTIMACIÓN MGM Y CONTRASTE DE HIPÓTESIS

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

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

CUADRO 6. Resultado de estimación^a

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

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

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

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

CUADRO 7. Instrumentos^a

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

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

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

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

5. CONCLUSIONES

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

REFERENCIAS

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

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

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