

Carlos A. Medel

Dinámica inflacionaria y la curva de Phillips híbrida neokeynesiana: el caso de Chile

Resumen

Es bien sabido que el entendimiento y la precisión predictiva de variables macroeconómicas clave son fundamentales para el éxito de cualquier política económica. En el caso de la política monetaria, se han realizado muchos intentos por entender la relación entre los valores pasados y previstos de la inflación, lo que derivó en la denominada curva de Phillips híbrida neokeynesiana (hybrid New Keynesian Phillips curve, HNKPC). En el presente artículo, se investiga la medida en que la HNKPC ayuda a explicar la dinámica inflacionaria como así también su previsión fuera de muestra para el caso de la economía chilena. Los resultados muestran que el componente prospectivo es significativo y representa de 1.58 a 0.40 veces el coeficiente de la inflación rezagada. Asimismo, se descubre que las ganancias predictivas son cercanas al 45% (con respecto a una especificación retrospectiva) y hasta al 80% (con respecto al paseo aleatorio) cuando se pronostica con 12 meses de anticipación. El proceso de construcción de la brecha del producto desempeña un papel fundamental para proveer mejores resultados que modelos de referencia. Ninguna de las dos medidas de apertura económica utilizadas (el tipo de cambio real y el precio del

School of Economics, University of Nottingham, Reino Unido. El autor agradece los comentarios y las sugerencias de Rolando Campusano, Tim Lloyd, Pablo Medel, Damián Romero y dos dictaminadores anónimos. No obstante, los errores y las omisiones son de responsabilidad del autor. <lexcm6@nottingham.ac.uk>.

petróleo) son significativas en la forma reducida. Una estimación final utilizando la variación anual de un indicador mensual del PIB ofrece una precisión predictiva razonable aunque no superior a la medida preferida de brecha del producto basada en pronósticos.

Palabras clave: curva de Phillips neokeynesiana, pronóstico de inflación, comparación con datos fuera de muestra, datos de encuesta, conjuntos de datos en tiempo real.

Clasificación JEL: C22, C53, E31, E37, E47.

Abstract

It is recognized that the understanding and accurate forecasts of key macroeconomic variables are fundamental for the success of any economic policy. In the case of monetary policy, many efforts have been made towards understanding the relation between past and expected values of inflation, resulting in the so-called hybrid New Keynesian Phillips curve (HNKPC). In this article I investigate to which extent the HNKPC help to explain inflation dynamics as well as its out-of-sample forecast for the case of the Chilean economy. The results show that the forward-looking component is significant and accounts from 1.58 to 0.40 times the lagged inflation coefficient. Also, I find predictive gains close to 45% (respect to a backward-looking specification) and up to 80% (respect to the random walk) when forecasting at 12-months ahead. The output gap building process plays a key role delivering better results than similar benchmark. None of the two openness measures used-real exchange rate nor oil price-are significant in the reduced form. A final estimation using the annual variation of a monthly indicator of GDP deliver reasonable forecast accuracy but not as good as the preferred forecast-implied output gap measure.

Keywords: New Keynesian Phillips curve; inflation forecast; out-of-sample comparisons; survey data; real-time dataset.

JEL classification: C22, C53, E31, E37, E47.

1. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este artículo es investigar hasta qué punto las medidas prospectivas de inflación ayudan a explicar la dinámica inflacionaria, así como su comportamiento fuera de muestra mediante un conjunto de curvas de Phillips. Para abordar este objetivo, se analiza el desempeño de la denominada curva de Phillips híbrida neokeynesiana (HNKPC), introducida por Galí y Gertler (1999, en adelante, GG), empleando un conjunto de datos de la economía chilena.

Es sabido que el conocimiento y las predicciones precisas de variables macroeconómicas clave son fundamentales para el éxito de casi todas las políticas económicas. En el caso de la política monetaria, las proyecciones de inflación son útiles no sólo desde el punto de vista práctico sino también desde el teórico. Se han realizado muchos intentos por comprender la relación entre los valores pasados y los esperados de la inflación (yendo incluso más allá del caso particular de la inflación; ver Elliott, Granger, y Timmermann, 2006, y Clements y Hendry, 2011). El primer componente de la inflación refleja la inercia tradicional de la fijación de precios mientras que el segundo constituye un ingrediente de expectativas racionales sobre el comportamiento de los agentes. Esto corresponde a una confluencia del argumento tradicional de Muth (1961) sobre la dinámica de precios de los activos sin permitir saltos dado el componente inercial (Fuhrer, 2011). La HNKPC ofrece una fusión de estos dos componentes al permitir la un modelo de fijación de precios a la Calvo más una fracción de empresas fijadoras de precios en forma prospectiva (ver Calvo, 1983, y GG).

Asumiendo un modelo de fijación escalonada de precios, donde $1-\theta$ es la fracción de empresas que modifican los precios en un periodo dado y $1-\omega$ representa la fracción de empresas que fijan los precios de manera prospectiva óptima. Por ende, los precios corrientes constituyen un promedio ponderado entre las empresas retrospectivas y las prospectivas, lo que deriva en una ecuación HNKPC base:

$$\mathbf{1} \quad \pi_t = \lambda x_t + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f \mathbb{E}_t \left[\pi_{t,t+h}^f \right] + \varepsilon_t,$$

donde π_t es la inflación, $\mathbb{E}_t \left[\pi_{t,t+h}^f \right]$ es la expectativa de inflación en el periodo f , medida con un pronóstico realizado a h pasos en el periodo t , y x_t es una medida del costo marginal real. $\{\lambda; \gamma_b; \gamma_f; \sigma_\varepsilon^2\}$ son parámetros por estimar y ε_t es un choque por incremento de costos, $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Esta especificación constituye una forma reducida de la curva de Phillips neokeynesiana (NKPC) estructural con $\gamma_f = \beta\theta/\phi$, $\gamma_b = \omega/\phi$, $\lambda = [(1-\omega)(1-\theta)(1-\beta\theta)]/\phi$ donde β es una tasa de descuento y $\phi = \theta + \omega[1-\theta(1-\beta)]$. La ecuación 1 resulta conveniente dado que permite distintos modelos de fijación de precios, lo que posibilita ejercicios simples de pronóstico (como por ejemplo, el de Jean-Baptiste, 2012).

Se dispone de amplia bibliografía relativa a la derivación teórica formal de la HNKPC. Algunos ejemplos son Smets y Wouters (2003, 2005), Christiano, Eichenbaum y Evans (2005), Erceg y Levin (2003), y Collard y Dellas (2004), entre otros.

Otras especificaciones, definidas en especial para economías abiertas, incluyen definiciones diferentes y más complicadas de la brecha del producto o simplemente más variables independientes en la ecuación 1.¹ Galí y Monacelli (2005) analizan el caso de la NKPC en una economía abierta pequeña mediante el uso de un modelo económico complejo que lleva a un modelo reducido simple, el cual incluye la inflación nacional y la brecha del producto. También se presenta una aplicación para el caso de Canadá; al igual que en Kichian y Rumler (2014). En la misma línea (NKPC en las economías abiertas pequeñas), Rumler y Valderrama (2010) analizan el caso de Austria; Balakrishnan y López-Salido (2002), Batini, Jackson, y Nickell (2005) y Posch y Rumler (2015), el del Reino Unido; Leith y Malley (2007), el de los países del G7, Rumler (2007), el caso de los países de la zona del euro, y Mihailov, Rumler, y Scharler (2011), el de algunos países de la OCDE. Todos estos

¹ En Corsetti, Dedola y Leduc (2010), se presenta un análisis exhaustivo al respecto.

artículos ponen especial atención en probar la existencia de un componente de economía abierta y en algunos casos proveen evidencia fuera de muestra. No hay una forma única ni común de incluir la apertura en un modelo base, por lo que se espera que haya diferencias considerables en cuanto a la manera en que se incorpora. Sin embargo, la apertura en ecuaciones de forma reducida, por lo general, se encuentra dentro de las opciones de la brecha de producción o como una variable independiente. Desde luego que el segundo tipo es más fácil de manipular a fin de elaborar pronósticos.

Mucha de la evidencia empírica de la HNKPC se obtiene para las economías industrializadas. Algunos ejemplos seleccionados son Roberts (1997), GG, Galí, Gertler y López-Salido (2005), Rudd y Whelan (2005), y Brissimis y Magginas (2008) para Estados Unidos (EUA), Jean-Baptiste (2012) para el Reino Unido, McAdam y Willman (2003) para la zona del euro y Jondeau y Le Bihan (2005) para los países del Reino Unido y los más importantes de la zona del euro. La diferencia principal en la metodología tiene que ver con las variables sustitutas de la expectativa de inflación, las estimaciones en tiempo real con datos recolectados en periodos diferentes y la medida de los costos marginales.²

Una polémica metodológica actual contrapone los resultados de Ruddy y Whelan (2005) a los de GG. Mientras que el primero descubre que la inflación rezagada es el impulsor principal de la inflación actual, el segundo afirma que es el componente prospectivo. Esta divergencia se debe a diferencias en las especificaciones y los supuestos de metodología de estimación, un debate boyante y en marcha. Este artículo sigue más la HNKPC

² Cabe mencionar que la economía de EUA cuenta con conclusiones más sólidas al respecto dado que cuenta con varias encuestas proveedoras de datos para las previsiones y porque el periodo muestral es amplio. Tal es el caso de la Survey of Professional Forecasters (SPF) del Banco de la Reserva Federal de Filadelfia, la Livingston Survey, la Michigan Survey, el Greenbook, los Consensus Forecasts, la Congressional Budget Office y la Base de Datos en Tiempo Real para Macroeconomistas (Croushore y Stark, 2001).

derivada por GG, con algunas desviaciones menores que se explican más adelante. Dentro de la bibliografía más detallada a favor de los hallazgos y la metodología de GG se encuentran Galí, Gertler, y López-Salido (2001), Sbordone (2002), Smets y Wouters (2003, 2007), Levin *et al.* (2005), Rabanal y Rubio (2005), Nason y Smith (2008, quienes utilizan las expectativas de la SPF para la economía de EUA), y Henzel y Wollmershauser (2008, quienes emplean la Encuesta Económica Mundial del CESifo para Italia) entre otros.³

Paloviita y Mayes (2005) proveen más evidencia sobre la HNKPC para un grupo de países de la OCDE. Los autores, mediante el uso de una base de datos en tiempo real, descubren un influyente papel de las expectativas y revelan también el controvertido papel de la brecha del producto como medida de los costos marginales. Asimismo, teniendo en cuenta datos en tiempo real, Gruen, Robinson y Stone (2002) y Robinson, Stone y van Zyl (2003) analizan el caso de Australia. La cuestión de las bases de datos en tiempo real se ha analizado de manera exhaustiva en Orphanides (2001), Orphanides y van Norden (2002, 2003) y Rünstler (2002). Estos autores proveen evidencia a favor de que, a causa de datos de diversas épocas, los coeficientes estimados están sujetos a una incertidumbre fundamental de la medición de datos.

Canova (2007) analiza el caso de los países del G7 mediante el uso de diversos modelos multivariados basados en economía y estadísticas. Nunes (2010) analiza el caso de Estados Unidos, para ver si admite expectativas racionales y las provenientes de una encuesta. Así, el autor puede incluir diferentes tipos de empresas al fijar los precios más allá de la configuración tradicional a la Calvo. Granger y Jeon (2011) reinterpretan el artículo original de Phillips (1958) con modernas técnicas

³ También existe bibliografía a favor de los argumentos de Rudd y Whelan (2005), sobre todo en relación con la derivación teórica de la NKPC; ejemplos de ella son Rudd y Whelan (2007), Agénor y Bayraktar (2010), Mazumder (2010, 2011), Abbas y Sgro (2011), Lawless y Whelan (2011), y Vašíček (2011).

econométricas y utilizando la muestra de datos original y ampliada para el Reino Unido. Este ejercicio es interesante dado que facilita la comparación con todos los elementos nuevos elaborados para obtener la NKPC de GG.

Entre otros enfoques, se encuentra el de Carriero (2008), quien plantea que es posible evaluar la NKPC sin necesidad de estimar sus parámetros estructurales. Con este enfoque, el autor no logra hallar una combinación de parámetros estructurales coherente con los datos de EUA. Este resultado sugiere que el proceso de formación de expectativas no necesariamente obedece por completo a la hipótesis de las expectativas racionales. Lanne y Luoto (2013) proponen un método de estimación basado en un modelo autorregresivo univariado no causal para evitar problemas de simultaneidad al utilizar los estimadores del método generalizado de momentos o MGM. Con el uso de este, la mayor parte de la dinámica de la inflación trimestral de EUA parece impulsada por la inercia. Otras variaciones pueden encontrarse en Smets y Wouters (2002), Matheron y Maury (2004), Batini, Jackson y Malley (2005), Petrella y Santoro (2012), Malikane y Mokoka (2014), y Posch y Rumler (2015), entre otros.

Por último, para el caso de Chile, se encuentra poca investigación. Algunas excepciones son: Céspedes, Ochoa y Soto (2007) y Pincheira y Rubio (2010). El primer artículo deriva una NKPC de un modelo estructural microfundamentado y analiza su capacidad dentro de muestra para explicar la dinámica inflacionaria. El segundo artículo aborda la cuestión del escaso poder predictivo de la curva de Phillips puramente retrospectiva (BL PC, por sus siglas en inglés) con datos en tiempo real. Mientras que Céspedes, Ochoa y Soto (2007) también proveen una evaluación fuera de la muestra, no es la principal motivación del trabajo. En cambio, la motivación principal de Pincheira y Rubio (2010), al configurar el ejercicio de búsqueda de especificación, es justamente la precisión de las previsiones.

En el presente artículo, primero se estima una versión sin restricciones de la HNKPC con datos de Chile para luego comparar su poder predictivo con una BL PC y modelos de referencia

tradicionales al predecir con h meses adelante, $h = \{1; 3; 6; 12\}$. El conjunto de datos corresponde a la inflación mensual, un índice mensual de la actividad económica, y a la Encuesta de Expectativas Económicas del Banco Central de Chile (EEE). La estimación se realiza con el método generalizado de momentos (MGM). Como ejercicio de robustez, se analiza también si las medidas de apertura comercial tradicionales son significativas en forma reducida de la ecuación 1. Una vez más, a fin de determinar su robustez, se realizan las mismas estimaciones con la denominada *inflación subyacente*. Un análisis de estabilidad se complementa con algunas estimaciones recursivas para analizar la incertidumbre de los parámetros (dentro de muestra).

Los resultados muestran que el componente inflacionario prospectivo es estadísticamente significativo cuando se incluye en la especificación base. En tamaño, corresponde desde 1.58 a 0.40 veces el coeficiente de inflación rezagada. Los pronósticos del producto de la EEE en tiempo real también son de utilidad pero como variables instrumentales (VI).⁴ Al tener en cuenta el pronóstico a corto plazo, se encuentra que las ganancias predictivas son cercanas al 45% (con respecto a una especificación retrospectiva) y hasta al 80% (con respecto al paseo aleatorio) cuando se pronostica a 12 meses adelante. Sin embargo, estas ganancias no son significativas en términos estadísticos según la prueba tradicional de Giacomini y White (2006; GW). En suma, estos resultados deberían leerse con cautela y sólo como un modelo de referencia predictivo válido.

Los resultados dentro de muestra para la inflación subyacente corroboran la existencia de la HNKPC. No obstante, los resultados predictivos sugieren que podría ser un proceso con mayor memoria. La brecha del producto desempeña un papel fundamental al proveer resultados mejores que modelos de referencia similares. Ninguna de las dos medidas de apertura utilizadas (el tipo de cambio real y el precio del petróleo) provee resultados significativos en la forma reducida. Una estimación

⁴ Este hallazgo coincide con los que Orphanides y van Norden (2002, 2005) obtuvieron para EUA.

de robustez utiliza la variación anual de un indicador mensual del PIB en lugar de la brecha del producto la cual logra una precisión predictiva razonable aunque no superior a la medida preferida de la brecha del producto basada en pronósticos.

El artículo continúa de la siguiente manera. En la sección 2 se detalla el procedimiento econométrico junto con la base de datos utilizada, destacando la construcción de la brecha del producto (una variable no observable). La sección 3 presenta los resultados empíricos divididos en aquellos obtenidos dentro de la muestra y los obtenidos al predecir con ambas medidas de inflación. También se presentan los resultados de los ejercicios de robustez. Por último, se concluye en la sección 4.

2. CONFIGURACIÓN ECONOMÉTRICA

La especificación base es la ecuación 1. Para evitar parte de la simultaneidad en las variables del lado derecho, se estima la ecuación 1 con MGM. No obstante, este método sólo elimina la simultaneidad *metodológica* dado que la serie exhibe una correlación alta debido a los procesos subyacentes de generación de datos. Se utilizan las observaciones rezagadas de las mismas variables como instrumentos (VI) que se describen y evalúan más adelante. Se recuerda que el problema que aborda el MGM es la condición de ortogonalidad $\mathbb{E}_t[\mathbf{x}'_t \varepsilon_t]$ que ya no se mantiene. Por ende, es necesario instrumentalizar la matriz \mathbf{x}'_t con otra como, por ejemplo, \mathbf{z}'_t , que contiene ℓ VI ($\ell \geq k$) y que cumple con:

$$\mathbb{E}_{t-1} \left[\left(\pi_t - \lambda x_t + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f \mathbb{E}_t \left[\pi_{t,t+h}^f \right] \right) \times \mathbf{z}_{t-1} \right] = 0.$$

En este contexto, se analiza una prueba formal de idoneidad de las variables instrumentales por medio del estadístico J de Hansen:

$$J(\hat{\boldsymbol{\beta}}, \hat{\mathbf{w}}_T) = \frac{1}{T} (\boldsymbol{\pi}_T - \mathbf{x}'_T \hat{\boldsymbol{\beta}})' \mathbf{z}_T \hat{\mathbf{w}}_T^{-1} \mathbf{z}'_T (\boldsymbol{\pi}_T - \mathbf{x}'_T \hat{\boldsymbol{\beta}}),$$

donde $\hat{\mathbf{w}}_T$ es una matriz de ponderadores simétrica definida

positiva $\ell \times \ell$, dado que pondera los momentos considerados en las estimaciones. Por lo tanto, el MGM estima el vector de coeficientes:

$$4 \quad \hat{\beta} = (\mathbf{x}'\mathbf{z}\hat{\mathbf{w}}_T^{-1}\mathbf{z}'\mathbf{x})^{-1}\mathbf{x}'\mathbf{z}\hat{\mathbf{w}}_T^{-1}\mathbf{z}'\mathbf{y},$$

que minimiza la ecuación 3. Como $J(\hat{\beta}, \hat{\mathbf{w}}_T) \sim \chi_{\ell-k}^2$, junto con los coeficientes estimados, también se presenta el valor p que prueba la hipótesis nula: $\mathbb{E}_T[J(\hat{\beta}, \hat{\mathbf{w}}_T)] = 0$. Si el valor $p > \alpha$, las VI son válidas al nivel α de significancia.

La estimación de la matriz de ponderadores se realiza según la recomendación de Hansen (1982): la inversa de la matriz de covarianzas, es decir, $\hat{\mathbf{w}}_T = \hat{\mathbf{s}}^{-1}$, y evitando la autocorrelación potencial con el método Newey-West HAC. La estimación de ambas matrices de covarianza para ambas etapas, VI y regresión final, se configura de la misma manera. La especificación de rezagos se elige automáticamente con el criterio de información bayesiano (BIC) con un máximo de tres rezagos por elegir (siguiendo la regla $T^{1/3}$).

A pesar de la solución ofrecida por las VI, pueden subsistir otros problemas. Un contratiempo común se da cuando las VI son instrumentos débiles. Este problema se explica con facilidad cuando se comparan los dos estimadores disponibles, MCO ($\tilde{\beta}$) y MGM ($\hat{\beta}$): $\tilde{\beta} = (\mathbf{x}'\mathbf{x})^{-1}\mathbf{x}'\mathbf{y}$ y $\hat{\beta} = (\boldsymbol{\eta}'\mathbf{x})^{-1}\mathbf{x}'\mathbf{y}$ donde $\boldsymbol{\eta} = \mathbf{z}\hat{\mathbf{w}}_T\mathbf{z}'$. Entonces, el sesgo asintótico relativo podría expresarse como:

$$5 \quad \text{Sesgo asintótico relativo} = \frac{\text{plim}_{T \rightarrow \infty} [\hat{\beta} - \beta]}{\text{plim}_{T \rightarrow \infty} [\tilde{\beta} - \beta]} = \frac{\mathbb{C}[\boldsymbol{\eta}, \varepsilon]}{\mathbb{C}[\mathbf{x}, \varepsilon]} \cdot \mathbb{C}[\boldsymbol{\eta}, \mathbf{x}]^{-1}.$$

En la ecuación 5 es fácil ver que cuanto mayor es $\mathbb{C}[\boldsymbol{\eta}, \mathbf{x}]$, menor es el sesgo asintótico relativo. Nótese también que:

$$6 \quad \mathbb{V}[\hat{\beta}] = \sigma_\varepsilon^2 (\mathbf{x}'\boldsymbol{\eta})^{-1} (\boldsymbol{\eta}'\boldsymbol{\eta}) (\boldsymbol{\eta}'\mathbf{x})^{-1} \\ = \sigma_\varepsilon^2 (\mathbf{x}'\mathbf{x})^{-1} (\mathbf{x}'\boldsymbol{\eta})^{-1} (\boldsymbol{\eta}'\boldsymbol{\eta}) (\boldsymbol{\eta}'\mathbf{x})^{-1} (\mathbf{x}'\mathbf{x}) = \mathbb{V}[\tilde{\beta}] \cdot \rho_{\boldsymbol{\eta}\mathbf{x}}^{-2}.$$

Por lo tanto, cuanto más baja sea la correlación entre \mathbf{x} y $\boldsymbol{\eta}$ ($\rho_{\eta\mathbf{x}}$), mayor será la varianza del estimador de las VI en comparación con el de los MCO. Para el conjunto de VI utilizado en cada estimación, se aplica la prueba de Stock y Yogo (2010), cuya hipótesis nula es: las VI son débiles. Nótese que se computa con la estadístico F de Cragg-Donald. Para más detalles sobre la econometría de instrumentos débiles, ver Bound, Jaeger y Baker (1995), Stock, Wright, y Yogo (2002), y Moreira (2009), y para una visión más profunda sobre el caso específico de la NKPC, ver Nason y Smith (2008).

Todas las estimaciones se obtienen con el estimador MGM. Hay muchas razones para elegir este método. Primero, y conforme a GG, los resultados del MGM son robustos respecto al estimador no lineal MGM VI (NLIVMGM), el cual ha sido criticado por ejemplo, por Lindé (2005) y Rudd y Whelan (2005). Es ta es una buena razón para conservar el estimador MGM ya que la estimación de NLIVMGM requiere más tiempo de computación y es más sensible a la elección VI en estimaciones univariadas. Así, el MGM es más eficaz en el sentido que sugiere Chumace-ro (2001), y ha demostrado ser tan bueno como NLIVMGM para ajustarse a eventuales sesgos de especificación.⁵

Segundo, el MGM es también el método de estimación preferido en distintos artículos que se basan en GG y en especial para fines predictivos. Es el caso de Brissimis y Magginas (2008), Rumler y Valderrama (2010), Jean-Baptiste (2012), Kichian y Rumler (2014), y Posch y Rumler (2015) entre otros. A menudo se argumenta que el uso de este estimador debe estar fuertemente unido a la validación de VI por medio de la prueba de Hansen y a los resultados de instrumentos débiles. Más adelante se analizan empíricamente ambos elementos.

Finalmente, no hay una razón clara ni ampliamente aceptada para usar otro estimador diferente de MGM. La respuesta de GG a la propuesta de Lindé (2005) sobre el estimador de máxima verosimilitud con información completa (*full information*

⁵ En la subsección 1.2 de GG se encuentra una evaluación de las respuestas a las críticas al modelo.

maximum likelihood, FIML) se basa en gran medida en una su-
puesta falla en el ejercicio de simulación.⁶ Como lo destaca Co-
chrane (2001), la elección entre un estimador (MGM) u otro
(ML) para los casos univariados implica un sacrificio donde
no se ha obtenido consenso. Por lo tanto, elegir el MGM con-
lleva una mayor sensibilidad a la selección de VI pero reduce
el riesgo de especificación de falsos supuestos sobre el térmi-
no de error.

2.1 Datos

La ecuación 1 abarca tres tipos de series: la inflación efectiva,
las expectativas de inflación y la brecha del producto. La fuente
de todas las variables es el Banco Central del Chile (BCCH). La
muestra disponible se extiende desde 2000m1 hasta 2013m12
(168 observaciones). Al pronosticar se emplean las primeras 77
observaciones (2000m1-2006m5) como *muestra de estimación*,
dejando las 91 observaciones restantes como *muestra de evalua-
ción* (2006m6-2013m12). Este esquema provee 91 observaciones
fuera de muestra cuando se predice a un paso adelante, 89 para
3, 86 para 6, y 80 para 12 meses en adelante.

La inflación efectiva, *la inflación general*, corresponde al
cambio en el porcentaje anual del IPC total (nivel del índice,
2013= 100), las mismas unidades de medida en las cuales se fija la
meta de inflación. Para los ejercicios de robustez, se hace uso de
otra medida de inflación, la llamada *inflación subyacente*. Esta co-
rresponde a la inflación del IPC pero extrayendo los componen-
tes de *Alimentos y Energía* (lo que reduce la volatilidad externa).

Las expectativas de inflación son proporcionadas por la EEE.⁷
La EEE se informa al comienzo de cada mes. La expectativa de

⁶ En particular, GG establece en relación con el uso de FIML: “Si
bien no tomamos postura sobre esta afirmación, encontramos
poco persuasivos los argumentos de Lindé. En particular, como
mostramos a continuación, el ejercicio de Monte Carlo de Lindé
se inclina a favor del FIM” (p. 1110, traducción propia).

⁷ Base de datos de libre disposición en <http://www.bcentral.cl/eng/economic-statistics/series-indicators/index_ee.htm>. Para
más detalles, ver Pedersen (2010).

inflación se informa para uno, 12, y 24 meses hacia adelante, junto con los pronósticos del PIB para el año corriente y el siguiente. La encuesta recaba información de académicos, consultores, ejecutivos y consultores del sector privado, quienes también proporcionan las proyecciones para otras variables. Dado que no se dan a conocer las previsiones de cada analista individual, se usa la mediana de las respuestas. La EEE comenzó en 2000 y muchas veces ha cambiado su contenido. Excepto por modificaciones menores, ha permanecido sin cambio desde 2004m11. En promedio, durante el periodo 2000-2009, 35 analistas completaron el cuestionario cada mes.

Cabe señalar que otra fuente de expectativas de inflación es el informe mensual de Consensus Forecasts. Sin embargo, las expectativas brindadas se presentan para un horizonte temporal fijo. Esto es, cada mes, se informa la proyección para diciembre del año en curso y para el año siguiente. Así, la información brindada para los horizontes intermedios es más débil que la que proviene de un pronóstico de horizonte móvil. Además, esto redundará en una proyección ineficiente ya que los errores implicados serían más pequeños en horizontes temporales más largos que en horizontes temporales más cortos.

El cuadro 1 muestra algunas estadísticas descriptivas de todas las series, incluyendo la brecha del producto que se describe en la próxima subsección. Básicamente, su construcción depende del uso del Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC, nivel de índice 2013 = 100), el cual constituye una medición mensual del PIB.⁸ Cabe destacar que la transformación preferida para alcanzar la estacionariedad en series en niveles es el cambio porcentual anual. Se prefiere esta transformación porque logra la estacionariedad de acuerdo con la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF), es una transformación estándar, fácil de interpretar y coincide con la denominación de las respuestas de EEE.

⁸ Además, la tasa anual de crecimiento del IMACEC coincide con la del PIB para cada tercer mes de cada trimestre. La información del IMACEC, al igual que de la inflación, está disponible en: <<http://si3.bcentral.cl/Siete/secure/cuadros/arboles.aspx>>.

Cuadro 1

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS SERIES DE TIEMPO ¹

	<i>Símbolo</i> <i>(estacionario)</i>	<i>Media</i>	<i>Mediana</i>	<i>Desviación</i> <i>estándar</i>	<i>Max.</i>	<i>Min.</i>	<i>Estadístico</i> <i>ADF² (nivel)</i>	<i>Estadístico ADF</i> <i>(variación anual)</i>
Inflación (general)	π_t	3.18	2.96	2.17	9.85	-2.27	-0.24 (0.096)	-2.59 (0.096)
Inflación (subyacente)	$\tilde{\pi}_t$	2.32	2.22	1.42	7.00	-1.63	-2.94 (0.154)	-4.06 (0.009)
IMACEC	y_t	4.40	4.67	2.63	13.18	-4.43	-2.80 (0.199)	-3.04 (0.033)
EEE: inflación ($t+12$)	$\pi_{t,t+12}^f$	3.08	3.00	0.06	6.00	2.00	-3.99 (0.011)	-
EEE: inflación ($t+24$)	$\pi_{t,t+24}^f$	3.07	3.00	0.17	3.90	2.60	-4.36 (0.003)	-
EEE: IMACEC ($t+1$)	-	4.17	4.50	2.08	13.00	-3.60	-2.74 (0.069)	-
EEE: PIB (T) ³	-	4.36	4.80	1.78	6.50	-1.80	-3.00 (0.037)	-
EEE: PIB ($T+1$)	-	4.80	5.00	0.46	6.00	3.30	-2.72 (0.074)	-

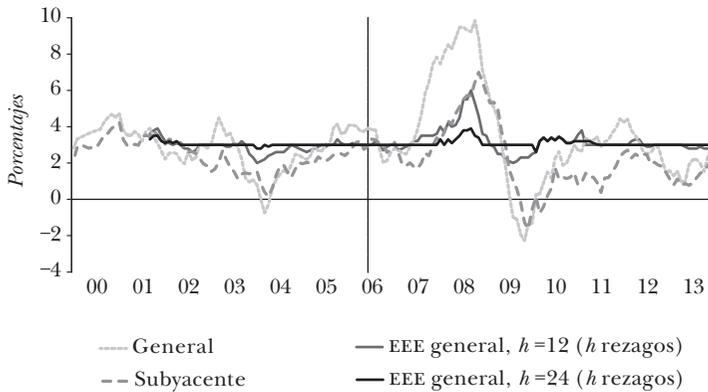
Brecha del producto retrospectiva	-	-0.00	0.00	0.02	0.05	-0.06	-1.92 (0.053)	-
Brecha del producto prospectiva ($t+12$)	$\hat{y}_{t,t+12}^f$	-0.00	-0.00	0.02	0.07	-0.07	-2.83 (0.005)	-
Brecha del producto prospectiva ($t+24$)	$\hat{y}_{t,t+24}^f$	-0.04	-0.04	0.03	0.03	-0.09	-2.73 (0.072)	-
Tipo de cambio real	q_t	0.91	0.46	7.26	17.80	-15.57	-2.30 (0.021)	-
Precio del petróleo	p_t	19.97	14.51	36.52	170.88	-54.65	-4.92 (0.000)	-

¹Muestra: 2000m1-2013m12 (168 observaciones). ²ADF corresponde a la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada. El valor p de la ADF se muestra en paréntesis. La ADF se calculó con constante, tendencia [inflación subyacente, IMACEC, EEE: inflación ($t+12$), EEE: inflación ($t+24$)], o ninguna (brecha del producto retrospectiva, brecha del producto prospectiva ($t+12$), tipo de cambio real, precio del petróleo). El ancho de banda va de cuatro a 24 rezagos. ³ l es la frecuencia mensual, mientras que T es la anual.

Fuente: elaboración del autor.

Gráfica 1

INFLACIÓN GENERAL Y SUBYACENTE REALES CON h REZAGOS¹



¹ La línea vertical indica el punto de inicio del pronóstico fuera de muestra (2006m6). Fuente: elaboración del autor utilizando la base de datos del Banco Central de Chile.

Finalmente, con fines de robustez, y considerando este caso como una economía abierta, se analizan también el tipo de cambio y el precio del petróleo Brent (fuentes: BCCH y Bloomberg) como variables estacionarias independientes en la ecuación 1. Cabe destacar que tanto la inflación general como la subyacente ya incluyen la información del precio del petróleo, porque se da un traspaso considerable a los precios nacionales (ver De Gregorio, Landerretche y Neilson (2007), y Pedersen, 2011, para más detalles). En contraste, el tipo de cambio real considera una dinámica de interacción más genuina entre las economías nacionales y extranjeras.

La gráfica 1 muestra la serie de inflación total y la pronosticada con h rezagos en toda la muestra. Nótese que las expectativas de inflación 24 meses hacia adelante [EEE: inflación ($t + 24$)] la mayor parte del tiempo están cerca de la meta de inflación. También, el periodo de tiempo incluye el contagio inflacionario mundial de la reciente crisis financiera.

Cabe señalar que el uso de la base de datos de la EEE se hace bajo una serie de supuestos implícitos. Uno de los más importantes es que los encuestados minimizan su error cuadrático medio pronosticado, esto es la función de pérdida cuadrática. Esto implica, entre otros resultados, que los mismos son eficaces para incorporar y usar la nueva información disponible. Para una apreciación de la idoneidad de estas proyecciones, en la gráfica 2 se presenta la correlación cruzada entre la inflación (ambas medidas de inflación) y las expectativas de la EEE para 12 y 24 meses. Luego de notar que el pronóstico se hace para la inflación general, ambas variables de expectativas coinciden relativamente bien con el horizonte temporal al cual apuntan. Sin embargo, y como se espera, el pronóstico es menos acertado con la inflación subyacente. En este caso, se observa que las expectativas coinciden con el horizonte temporal con casi tres o cuatro rezagos, pero con similar exactitud.

2.2 Elementos esenciales de la brecha del producto

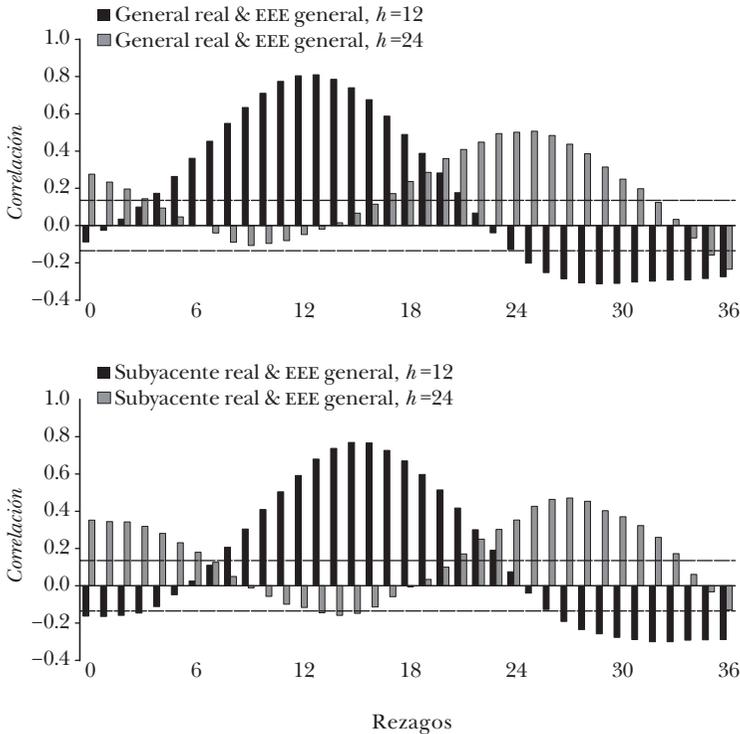
Una de las desventajas principales al estimar la HNKPC es la imposibilidad de medir exactamente el exceso de demanda, esto es, los costos marginales. La alternativa más común es la brecha del producto, la diferencia entre el producto real y el potencial.⁹ Básicamente, la inestabilidad surge con el problema de final de muestra del filtro, especialmente cuando se usa el procedimiento de Hodrick-Prescott (HP) para obtener el producto potencial; un componente no observable.¹⁰ Para mitigar este contratiempo, se opta por el enfoque propuesto por Bobbitt y Otto (1990) y Kaiser y Maravall (1999), retomado por Mise, Kim, y Newbold (2005). Este consiste en agregar observaciones pronosticadas a la serie en niveles antes de realizar cualquier proceso de filtrado. Así, el método

⁹ Se señala que el objetivo es la brecha del producto y no la del desempleo, según las recomendaciones de Staiger, Stock y Watson (1997a, 1997b).

¹⁰ Ver Orphanides (2001), Orphanides y van Norden (2002, 2005) y Garratt *et al.* (2008) para una revisión sobre este tema.

Gráfica 2

CORRELACIÓN CRUZADA. INFLACIÓN Y (REZAGOS DE) EXPECTATIVAS DE LA EEE¹



¹Intervalo de confianza: $0 \pm Z_{\alpha} / \sqrt{n}$, donde α es el nivel de probabilidad de la inversa de la distribución normal ($n = 168$) (ver Chatfield, 2004, para más detalles).
Fuente: elaboración del autor.

aplicado para obtener la brecha del producto sigue los pasos de la gráfica 3. Cabe señalar que el ajuste estacional se hace con X-12-ARIMA en su modo por omisión, y el método de filtrado es HP ($\lambda = 129,600$).

Como el método implica el uso de observaciones pronosticadas, surgen tres medidas de la brecha del producto: *i*) usando valores proyectados hasta cinco años adelante (60 observaciones) provenientes del modelo ARMA (p, q) (denominado:

Bwd), *ii*) usando la proyección del PIB de la EEE durante el año en curso [*Fwd* ($t + 12$)], y *iii*) al igual que *ii*) pero usando las pronósticos para el año siguiente [*Fwd* ($t + 24$)]. El resultado es el análisis de tres distintas especificaciones emparejadas con el modelo en 1:

- 1) un modelo BL (ya no estricto), que incluye sólo la inflación rezagada, más la brecha del producto *Bwd*,
- 2) un modelo FL, que incluye la inflación rezagada, las expectativas de inflación de la EEE con 12 meses de anticipación, más la brecha del producto *Fwd* ($t + 12$), y
- 3) un modelo FL, que incluye la inflación rezagada, las expectativas de inflación con 24 meses de anticipación de la EEE, más la brecha del producto *Fwd* ($t + 24$).

El modelo ARMA elegido para el IMACEC corresponde a $\Delta^{12}Y_t = y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \theta_1 v_{t-1} + \theta_{12} v_{t-12} + v_t$, con $v_t \sim iid N(0, \sigma_v^2)$, seleccionado con el proceso iterativo de general a específico (*general-to-specific*, GETS) que permite términos saltados. La estimación se presenta en el cuadro 2, que muestra resultados

Gráfica 3

BLOQUES DE CONSTRUCCIÓN DE LA BRECHA DEL PRODUCTO



Fuente: elaboración del autor.

Cuadro 2

MODELO AUXILIAR PARA LAS PROYECCIONES DEL IMACEC (Y_t)¹

<i>Variable dependiente:</i>	<i>Estimación de la muestra</i>	<i>Muestra completa</i>
	y_t	y_t
ρ	0.961 (0.000)	0.893 (0.000)
θ_1	-0.510 (0.000)	-0.226 (0.000)
θ_{12}	-0.489 (0.000)	-0.773 (0.000)
α	6.536 (0.000)	4.360 (0.000)
\bar{R}^2	0.656	0.741
Estadístico DW	2.288	2.355
RECM ^a	1.209	1.324
Muestra	2000m2-2006m5	2000m2-2013m12
Número de obs.	76	167

¹ El valor ρ se muestra entre paréntesis. La varianza se corrigió con Newey-West HAC. ^aRECM es la raíz del error cuadrático medio.
Fuente: elaboración del autor.

robustos en el rango de la muestra, y una correcta especificación de acuerdo con la estadístico de Durbin-Watson.

En el apéndice A se compara la estabilidad en la muestra de las medidas de brecha del producto puramente BL y Bwd para evaluar la ganancia en estabilidad por usar observaciones pronosticadas. Este proceso repercute en un modelo de referencia BL más demandante para la estimación y previsión de la HNKPC. Como se espera, esta última metodología exhibe desviaciones menores a medida que aumenta la cantidad de observaciones.

Varios artículos utilizan la brecha del producto como variable sustituta de los costos marginales, a menudo difiriendo en

la manera en la cual se obtiene el producto tendencial (ya sea basado en HP u otro dispositivo). El fundamento económico detrás de esta medida considera la distancia entre el estado actual de la economía y el estado contrafáctico que podría obtenerse si todos los factores se emplearan en ausencia de innovaciones. Algunos ejemplos donde se usa la brecha del producto son los estudios de Rudebusch y Svensson (1999), Stocky Watson (1999), Lindé (2005), Paloviita y Mayes (2005), Rudd y Whelan (2005), Galí, Gertler, y López-Salido (2005), Canova (2007), Dees *et al.* (2009), Nunes (2010), y Jean-Baptiste (2012), entre otros. Además, Batini, Jackson, y Nickell (2005) usan la brecha del producto junto con la participación del trabajo con base en un margen de precios determinado endógenamente.

Sin embargo, se han usado también otras medidas de costos marginales. En particular, GG y otros autores hacen uso del logaritmo de la participación de ingresos laborales de empresas no agrícolas. En el caso especial de Chile, Pincheira y Rubio (2010) hacen uso de la brecha del producto basada en HP, mientras que Céspedes, Ochoa y Soto (2007) de una especificación más complicada que se basa fundamentalmente en supuestos estructurales (en definitiva dependen de parámetros calibrados). Debido a las consideraciones de frecuencia (en este artículo mensual frente a trimestral en Céspedes, Ochoa, y Soto, 2007), no es posible replicar su medida de costo marginal. Asimismo, algunos de los datos usados para generar la medida de costo marginal han sufrido importantes cambios metodológicos desde 2010, lo cual dificulta una extensión apropiada de la muestra (para mayor detalles, ver INE, 2010).

Finalmente, Stocky Watson (1999) sugieren que, cuando la finalidad principal es el pronóstico, la medida de brecha del producto ofrece una alternativa conveniente ya que se basa fundamentalmente en un conjunto univariado. También, algunos de los problemas principales asociados con el uso de la brecha del producto en vez del uso del costo marginal, son más bien una cuestión empírica. Generalmente, se trata

del problema *fuera de muestra*, ya abordado en este artículo de manera *eficiente* según Chumacero (2001).

2.3 Evaluación fuera de muestra

Con la finalidad de investigar si la especificación BL o una de las dos prospectivas (FL) es mejor para el pronóstico, se calcula y compara la raíz del error cuadrático medio del pronóstico (ECM):

$$7 \quad \text{RECM}_h = \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\pi_{t,t} - \pi_{t,t-h}^f)^2 \right]^{\frac{1}{2}},$$

donde $\pi_{t,t-h}^f$ es la proyección h pasos adelante de $\pi_{t,t}$, realizada en un periodo t . Con el propósito de completar y realizar una comparación más exigente, se incluyen los dos modelos de preferencia: el paseo aleatorio (RWK), y un modelo AR(p) con p elegido según una versión T fijo del procedimiento de *eliminación regresiva* (denominado AR[SB]). Este último modelo, similar al GETS, elige el orden autorregresivo p dentro de la muestra de estimación, fijándolo hasta utilizar la última observación para la estimación. Cabe señalar que los MCO ofrecen resultados erróneos (no mostrados), lo cual implica que cada pronóstico se obtiene de la reestimación de ambas etapas cada vez que se agrega una observación nueva a la muestra (y se descarta la última según el esquema de ventanas móviles).

Finalmente, la inferencia estadística se realiza con la prueba GW de capacidad predictiva. Requiere que los errores se computen en un esquema de ventanas móviles, y funciona para modelos anidados y no anidados. La hipótesis nula puede resumirse como: *ambos modelos tienen la misma capacidad predictiva condicionada a su modelo* (ver Clark y McCracken, 2013, para una descripción integral de la prueba).

2.4 Ejercicios de robustez

A pesar de que los ejercicios base (dentro y fuera de muestra) se reestiman usando la inflación subyacente, se realizan tres estimaciones adicionales. Como se mencionó, para analizar

si las variables internacionales desempeñan un papel o no en la dinámica inflacionaria, la ecuación 1 incluye el tipo de cambio real (q_t) y el precio del petróleo (p_t) de manera separada. Así, la ecuación por estimar corresponde a:

$$\text{8} \quad \pi_t = \lambda x_t + \kappa g_t + \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f \mathbb{E}_t \left[\pi_{t,t+h}^f \right] + \varepsilon_t.$$

donde g_t es q_t o p_t , y κ es un parámetro nuevo por estimar. El ejercicio de robustez restante consiste simplemente en la sustitución de x_t como brecha del producto y en la definición de x_t como el cambio porcentual anual del IMACEC.

Es necesario mencionar que todas las especificaciones, es decir, las variables, los rezagos y las VI, para el caso base de una economía cerrada se eligen siguiendo un criterio de significancia estadística t en dos intervalos de la muestra: usando la muestra de *estimación* y la muestra *completa*. Se descarta cualquier especificación que no sea de significancia estadística dentro de las dos muestras. Si la especificación cumple con el criterio, entonces se analiza su poder predictivo y se convierte en la especificación preferida. Después de haber encontrado la especificación *preferida*, se analiza el caso con variable g_t , haciendo uso del mismo rezago y de la estructura de VI. Así, se analiza simplemente la información marginal que ofrece g_t .

3. RESULTADOS

3.1 Resultados dentro de muestra

Los resultados para las tres especificaciones con inflación general se presentan en el cuadro 3 para dos muestras: la de estimación (1-5) y la completa (6-8). El valor p del estadístico J indica que las VI son válidas en la muestra excepto para la especificación BL. En el cuadro 5 se presenta la lista de VI y los rezagos usados. También se presenta la prueba de instrumentos débiles. Otras dos variables que se probaron como VI: las expectativas de Consensus Forecasts sobre el precio

Cuadro 3

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN PARA LA INFLACIÓN GENERAL^a

	1	2	3	4	5	6	7	8
<i>Variable dependiente</i>								
	<i>Muestra de estimación</i>				<i>Inflación general: π_t</i>			
						<i>Muestra completa</i>		
π_{t-1}	0.829 (0.000)	0.750 (0.000)	0.802 (0.000)	0.772 (0.000)	0.779 (0.000)	0.882 (0.000)	0.807 (0.000)	0.900 (0.000)
$\pi_{t,t+12}^f$	-	0.806 (0.032) [12]	0.890 (0.008) [12]	1.220 (0.003) [9]	1.144 (0.004) [9]	-	0.542 (0.000) [12]	0.356 (0.069) [9]
\hat{y}_{t-1}	0.210 (0.004) [1]	-	-	-	-	0.135 (0.043) [1]	-	-
$\hat{y}_{t,t+12}^f$	-	VI	-0.290 (0.397) [12]	-	-	-	VI	-

$\hat{y}_{i,t+24}^f$	-	-	-	-	VI	-	-	VI
						-0.012 (0.712)		
					[1]			
Constante	0.543 (0.001)	-1.641 (0.075)	-2.200 (0.016)	-2.837 (0.008)	-2.702 (0.007)	0.400 (0.000)	-1.106 (0.004)	-0.699 (0.004)
Estadístico J	0.000	0.879	0.520	1.307	1.218	4.496	4.065	3.688
Valor p del estadístico J	(0.979)	(0.644)	(0.470)	(0.520)	(0.269)	(0.033)	(0.130)	(0.158)
Muestra	2000m5- 2006m5	2002m2- 2006m5	2002m2- 2006m5	2002m9- 2006m5	2002m9- 2006m5	2000m5- 2013m12	2002m2- 2013m12	2002m9- 2012m2
Número de observaciones	73	52	52	45	45	164	143	114

¹ Los valores p se muestran entre paréntesis; los rezagos elegidos se muestran entre corchetes, ambos debajo de las estimaciones de coeficientes. Estimaciones con MGM. Especificación de la matriz de ponderadores: covarianza de matriz inversa (con Newey-West HAC). Especificación de rezagos: automático con BIC, permitiendo hasta tres rezagos. VI es la variable instrumental.
Fuente: elaboración del autor.

del petróleo Brent, y el tipo de cambio de la EEE. Ambos resultan como VI no válidas con cualquier rezago aceptable. También, según la prueba de Stock y Yogo (2010), el conjunto de VI no es débil, por lo tanto la estimación de su varianza no está afectada a sesgo.

Cabe señalar que en ambas ecuaciones BL (1 y 4), el coeficiente de inflación rezagada varía de 0.83 a 0.88 (ambos significativos). La brecha del producto es significativa con un rezago (nótese que se permite el primer rezago porque proviene de una variable pronosticada. En realidad, la demora en la publicación de datos permite desde dos rezagos en adelante). La ecuación 2 es la preferida con $Fwd(t+12)$. En este caso, la brecha del producto no es significativa con cualquier rezago entre [1; 24]. La ecuación 3 muestra los resultados cuando se considera el rezago 12. Como los datos para t se ordenan considerando el valor del periodo h , cualquier rezago [1; 12] puede aún considerarse como un valor pronosticado de π_t (en este caso, el rezago 12 coincide con la variable seleccionada). Sin embargo, la brecha del producto resulta como VI válida. El coeficiente FL es 1.08 veces más grande que los coeficientes rezagados en la primera muestra (ecuación 2), declinando a 0.67 veces con la muestra completa (ecuación 7). El conjunto de ecuaciones 4, 5 y 8 imita los resultados para $Fwd(t+24)$. En este caso, la caída de la importancia del FL es más drástica: para la primera muestra (ecuación 4) representa 1.58 veces, y luego cae a 0.40 con la muestra completa (ecuación 8).

El cuadro 4 muestra los resultados para la inflación subyacente. Cualitativamente, estos resultados son similares a los de la inflación general, pero cuantitativamente son cifras más drásticas. El coeficiente de inflación rezagada en la especificación BL fluctúa entre 0.77 y 0.91 (cuadro 4: ecuaciones 1 y 6). El coeficiente FL en la especificación $Fwd(t+12)$ comienza desde 2.48 veces el coeficiente rezagado, declinando a 0.39 al considerar la muestra total. Teniendo en cuenta el $Fwd(t+24)$, el coeficiente FL representa desde 1.12 veces con respecto al rezagado, a apenas 0.19 con la muestra completa.

Todos estos resultados revelan la inestabilidad en los parámetros asociados a la inflación FL. Con este fin, en la gráfica 4 se exhiben cuatro paneles para cada variable y se analiza la evolución a través de la muestra (recursiva) de los parámetros clave: γ_b , γ_f , el estadístico t de γ_f y el valor p del estadístico J (manteniendo las mismas VI).¹¹ Estos resultados muestran que para la inflación general, el parámetro de persistencia se mueve lentamente de aproximadamente 0.80 a 0.90 al final de la muestra. Sin embargo, se obtienen resultados permanentes para el parámetro FL. Se advierte un cambio importante en el periodo posterior a la crisis financiera. Si bien en 2009 el parámetro alcanza valores superiores a uno, desde 2012 es aproximadamente 0.50 con las dos especificaciones FL. El parámetro es casi siempre significativo, y las VI son válidas hasta 2013 sólo para las especificaciones FL.

Para la inflación subyacente, la situación es similar. Sin embargo, casi todas las estimaciones permanecen estables hasta fines de 2009. Los coeficientes rezagados parecen similares para las tres especificaciones en alrededor de 0.90, mientras que el coeficiente FL está por debajo de 0.40 (significativo a lo largo de la muestra). Las VI son congruentes, en especial con la especificación $Fwd(t+24)$.

A partir de este análisis es posible concluir que las expectativas tienen un papel robusto aunque menor al momento de determinar la inflación general. Esta evidencia se encuentra tanto para la inflación general como para la subyacente.

Los resultados de los ejercicios de robustez cuando se emplea la inflación general son los siguientes.¹² En el cuadro 6 se muestran las estimaciones usando el tipo de cambio real

¹¹ Sin embargo, este análisis es más simple que el efectuado, por ejemplo, en Swamy y Tavlas (2007) y Hondroyiannis, Swamy y Tavlas (2009). En esos trabajos, los autores hacen uso de una estimación variante en el tiempo para reducir el sesgo de especificación, encontrando un papel menor para la inflación rezagada en cuatro países europeos.

¹² Por razones de espacio, no se informan los resultados de robustez usando la inflación subyacente, pero están disponibles a pedido.

Cuadro 4

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN PARA LA INFLACIÓN SUBYACENTE¹

	1	2	3	4	5	6	7	8
<i>Variable dependiente</i>								
	<i>Inflación subyacente: $\tilde{\pi}_t$</i>							
	<i>Muestra de estimación</i>				<i>Muestra completa</i>			
$\tilde{\pi}_{t-1}$	0.768 (0.000)	0.526 (0.031)	0.650 (0.033)	0.645 (0.000)	0.885 (0.000)	0.914 (0.000)	0.867 (0.000)	0.939 (0.000)
$\pi_{t,t+12}^f$	-	1.303 (0.106) [12]	1.034 (0.181) [12]	0.725 (0.034) [12]	0.361 (0.117) [1]	-	0.336 (0.000) [12]	0.175 (0.012) [12]
\hat{y}_{t-1}	0.212 (0.000) [1]	-	-	-	-	0.065 (0.030) [1]	-	-
$\hat{y}_{t,t+12}^f$	-	VI	-0.082 (0.494) [2]	-	-	-	VI	-

$\hat{y}_{t,t+24}^j$	-	-	-	-	-0.050 (0.048)	-	-	VI
					[1]			
Constante	0.634 (0.005)	-2.473 (0.146)	-2.302 (0.166)	-1.305 (0.073)	-1.090 (0.038)	0.217 (0.008)	-0.725 (0.000)	-0.351 (0.051)
Estadístico J	2.086	0.167	0.007	3.556	2.577	1.490	3.845	2.800
Valor p del estadístico J	(0.148)	(0.919)	(0.933)	(0.168)	(0.108)	(0.222)	(0.146)	(0.246)
Muestra	2000m5- 2006m5	2002m2- 2006m5	2002m2- 2006m5	2002m9- 2006m5	2002m9- 2006m5	2000m5- 2013m12	2002m2- 2013m12	2002m9- 2012m2
Número de observaciones	73	52	52	45	45	164	143	114

¹El valor p se muestra entre paréntesis; los rezagos seleccionados se muestran entre corchetes, ambos debajo de las estimaciones de coeficiente. Estimaciones con MGM. Especificación de la matriz de ponderadores: covarianza de matriz inversa (con Newey-West HAC). Especificación del rezago: automático con BIC, permitiendo hasta tres rezagos. VI es la variable instrumental.
Fuente: elaboración del autor.

dentro de la especificación preferida para cada versión de la brecha del producto usando dos intervalos de la muestra. Cabe señalar que estos resultados se obtienen después de lograr la significancia estadística con la muestra completa para un rezago dado, o para varios rezagos, tras analizar los resultados con la muestra reducida. Al hacerlo, las ecuaciones 4 a 6 que usan la muestra completa revelan el papel estadísticamente significativo pero poco claro del tipo de cambio real, que varía desde un -6.0 hasta un 7.6% . Al considerar las medidas FL, el coeficiente es negativo en aproximadamente un 6% a un 3% . Sin embargo, la longitud de rezago elegida, la única relevante, no sigue siendo relevante dentro de la muestra de estimación; ver ecuaciones 1 a 3. Aun si fueran significativas, los coeficientes son inestables en signo y en tamaño. Por lo tanto, se descarta esta versión de la HNKPC para un análisis de predicción más detallado.

El cuadro 7 presenta los resultados al usar el precio del petróleo. Se observa cualitativamente la misma situación que antes: significancia en la muestra completa (ecuaciones 4 a 6) y resultados erráticos en la muestra corta (ecuaciones 1 a 3). La elasticidad es cercana a cero, posiblemente porque la información brindada por el precio del petróleo ya está incluida en el componente prospectivo de la inflación como sostienen De Gregorio, Landerretche y Neilson (2007). Nuevamente, estas estimaciones se descartan para el análisis fuera de muestra.

Finalmente, el cuadro 8 muestra los resultados cuando en lugar de la brecha del producto se usa la variación porcentual anual del IMACEC. En este caso, los resultados parecen promisorios para los ejercicios de pronóstico ya que la variable es significativa cuando se incluyen en la regresión de primer y segundo orden y con el signo esperado. Cabe destacar que la brecha del producto se sustituye completamente por la tasa de crecimiento, aun como una VI. Es un resultado particularmente conveniente cuando la meta es pronosticar ya que la misma especificación podría producir proyecciones más exactas con menos información, tema que se aborda más adelante. Según el cuadro 8, la inflación rezagada tiene un papel central, mientras

Cuadro 5

LISTA DE VARIABLES INSTRUMENTALES

<i>Ecuación</i>	<i>Instrumentos</i>		<i>Estadístico</i>		<i>Valores críticos</i>		<i>MSC relevante</i> ³
			<i>F</i>	<i>C-D</i> ¹	<i>S-Y</i> ²		
					<i>10%</i>	<i>25%</i>	
Inflación general, cuadro 3							
1 6:	Constante, π_{t-3} , π_{t-4} , \hat{y}_{t-3}	1 6:	53.500	13.43	5.45	-2.600	
2 3 7:	Constante, π_{t-3} , $\pi_{t-24,t+24}^f$, $\hat{y}_{t-12,t+12}^f$,	2 7:	77.040	16.87	6.28	-1.364	
	$\hat{y}_{t-25,t+12}^f$	3:	0.226			0.221	
4 5 8:	Constante, π_{t-3} , $\pi_{t-24,t+24}^f$, $\hat{y}_{t-2,t+24}^f$,	4 8:	7.208	16.87	6.28	-2.968	
	$\hat{y}_{t-20,t+24}^f$	5:	7.273			-6.670	
Inflación subyacente, cuadro 4							
1 6:	Constante, $\tilde{\pi}_{t-3}$, $\tilde{\pi}_{t-4}$, \hat{y}_{t-2}	1 6:	91.704	13.43	5.45	-5.096	
2 3 7:	Constante, $\tilde{\pi}_{t-3}$, $\pi_{t-24,t+24}^f$, $\hat{y}_{t-12,t+12}^f$,	2 7:	85.717	16.87	6.28	-4.612	
	$\hat{y}_{t-25,t+12}^f$	3:	0.078			10.816	
4 5 8:	Constante, $\tilde{\pi}_{t-3}$, $\pi_{t-24,t+24}^f$, $\hat{y}_{t-2,t+24}^f$,	4 8:	70.250	16.87	6.28	-4.933	
	$\hat{y}_{t-20,t+24}^f$	5:	68.877			-9.043	

¹ Estadístico *F* C-D corresponde al estadístico *F* de Cragg-Donald. ² S-Y corresponde a Stock y Yogo (2004). ³ MSC corresponde a criterios de selección de momentos. Ver Hall *et al.* (2007).

Fuente: elaboración del autor.

Cuadro 6

**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN PARA LA INFLACIÓN GENERAL.
TIPO DE CAMBIO REAL¹**

Variable dependiente	1	2	3	4	5	6
	Inflación general: π_t					
	Muestra de estimación			Muestra completa		
π_{t-1}	0.837 (0.000)	0.758 (0.000)	0.772 (0.000)	0.887 (0.000)	0.764 (0.000)	0.852 (0.000)
$\pi_{t,t+12}^f$	-	0.799 (0.028) [12]	1.266 (0.017) [9]	-	0.778 (0.004) [12]	0.670 (0.002) [9]
\hat{y}_{t-1}	0.163 (0.017) [1]	-	-	0.265 (0.003) [1]	-	-
$\hat{y}_{t,t+12}^f$	-	VI	-	-	VI	-
$\hat{y}_{t,t+24}^f$	-	-	VI	-	-	VI
q_t	-0.007 (0.893) [16]	0.020 (0.304) [21]	0.002 (0.867) [21]	0.076 (0.042) [16]	-0.059 (0.068) [21]	-0.026 (0.060) [21]
Constante	0.550 (0.324)	-1.724 (0.042)	-2.973 (0.040)	0.314 (0.182)	-1.558 (0.619)	-1.496 (0.011)
Estadístico J	0.000	0.060	1.475	0.000	2.237	1.022
Valor p del estadístico J	(1.000)	(0.806)	(0.220)	(1.000)	(0.134)	(0.311)
Muestra	2001m5- 2006m5	2002m2- 2006m5	2002m9- 2006m5	2001m5- 2013m12	2002m2- 2013m12	2002m9- 2012m2
Número de observaciones	61	52	45	152	143	114

¹El valor p se muestra entre paréntesis; el rezago elegido se muestra entre corchetes, ambos debajo de las estimaciones del coeficiente. Estimaciones con MGM.

Especificación de matriz de ponderadores: matriz de covarianza inversa (con Newey-West HAC). Especificación de rezago: automático con BIC, permitiendo hasta tres rezagos. VI es la variable instrumental.

Fuente: elaboración del autor.

Cuadro 7

**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA INFLACIÓN GENERAL.
PRECIO DEL PETRÓLEO¹**

Variable dependiente	1	2	3	4	5	6
	Inflación general: π_t					
	Muestra de estimación			Muestra completa		
π_{t-1}	0.819 (0.000)	0.866 (0.000)	0.775 (0.000)	0.919 (0.000)	0.926 (0.000)	0.744 (0.000)
$\pi_{t,t+12}^f$	-	0.499 (0.328) [12]	1.187 (0.004) [9]	-	0.326 (0.077) [12]	1.144 (0.008) [9]
\hat{y}_{t-1}	0.162 (0.004) [1]	-	-	0.197 (0.000) [1]	-	-
$\hat{y}_{t,t+12}^f$	-	VI	-	-	VI	-
$\hat{y}_{t,t+24}^f$	-	-	VI	-	-	VI
\hat{p}_t	0.000 (0.966) [12]	-0.004 (0.300) [8]	0.000 (0.994) [12]	-0.009 (0.01) [12]	-0.008 (0.082) [8]	-2.901 (0.096) [12]
Constante	0.547 (0.001)	-0.844 (0.465)	-2.745 (0.010)	0.477 (0.000)	-0.576 (0.191)	-2.901 (0.020)
Estadístico J	11.067	1.054	1.346	0.000	1.910	0.000
Valor p del estadístico J	(0.000)	(0.304)	(0.245)	(1.000)	(0.082)	(0.988)
Muestra	2001m1- 2006m5	2002m2- 2006m5	2002m9- 2006m5	2001m1- 2013m12	2002m2- 2013m12	2002m9- 2012m2
Número de observaciones	65	52	45	156	143	144

¹ El valor p se muestra entre paréntesis; el rezago elegido se muestra entre corchetes, ambos debajo de las estimaciones del coeficiente. Estimaciones con MGM. Especificación de matriz de ponderadores: matriz de covarianza inversa (con Newey-West HAC). Especificación de rezago: automático con BIC, permitiendo hasta tres rezagos. VI es la variable instrumental. Fuente: elaboración del autor.

Cuadro 8

**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN PARA LA INFLACIÓN GENERAL.
CAMBIO PORCENTUAL ANUAL DEL IMACEC¹**

Variable dependiente	1	2	3	4	5	6
	Inflación general: π_t					
	Muestra de estimación			Muestra completa		
π_{t-1}	0.944 (0.000)	0.710 (0.000)	0.807 (0.000)	0.968 (0.000)	0.886 (0.000)	0.876 (0.000)
$\pi_{t,t+12}^f$	-	1.056 (0.004) [12]	1.097 (0.031) [9]	-	0.290 (0.022) [12]	0.474 (0.041) [9]
y_{t-1}	0.063 (0.016) [1]	VI	VI	0.110 (0.000)	VI	VI
Constante	-1.123 (0.616)	-2.251 (0.011)	-2.610 (0.050)	-0.407 (0.006)	-0.499 (0.124)	-1.032 (0.106)
Estadístico J	0.003 (0.959)	0.360 (0.834)	2.353 (0.308)	2.072 (0.150)	0.915 (0.632)	2.493 (0.287)
Valor p estadístico J						
Muestra	2002m9- 2006m5	2002m2- 2006m5	2001m9- 2006m5	2002m2- 2013m12	2002m2- 2013m12	2001m9- 2013m9
Número de observaciones	73	52	57	164	143	145

¹El valor p se muestra entre paréntesis; el rezago elegido se muestra entre corchetes, ambos debajo de las estimaciones del coeficiente. Estimaciones con MGM. Especificación de matriz de ponderadores: matriz de covarianza inversa (con Newey-West HAC). Especificación de rezago: automático con BIC, permitiendo hasta tres rezagos. VI es la variable instrumental.
Fuente: elaboración del autor.

que el componente FL disminuye su importancia conforme se incluyen más observaciones. Usando la muestra de estimación, el coeficiente entre FL y el componente rezagado es mayor que la unidad, mientras que con la muestra total responde por solamente entre un 32% a un 54 por ciento.

3.2 Resultados fuera de muestra

Los resultados se presentan en términos del coeficiente RECM entre la especificación FL preferida (pivote) y un modelo competidor:

$$\text{9} \quad \text{Coeficiente RECM}_h = \frac{\text{RECM}_h^{Fwd(t+k)}}{\text{RECM}_h^{\text{Competitivo}}}.$$

Así, las cifras inferiores a uno favorecen el modelo $Fwd(t+k)$, donde $k=12$ para general y $k=24$ para subyacente. Los resultados se presentan en el cuadro 9.

Los resultados para la inflación general muestran ganancias predictivas en casi todos los casos. Las excepciones son respecto al RWK y el AR[SB] a $h = \{1; 3\}$. Cuando se compara con otra PC, desde el punto de vista cualitativo, las ganancias son mezcladas: si bien se observan ganancias superiores con respecto a $Fwd(t+24)$ a $h = \{1; 3\}$, logra el 45.9% ($= 1 - 0.541$) cuando se predice a $h = \{6; 12\}$. La especificación preferida es también mejor que ambos modelos de referencia al predecir a $h = \{6; 12\}$. Según la prueba de GW, todas las diferencias son estadísticamente significativas excepto aquellas con la especificación BL.

Los resultados para la inflación subyacente revelan que la especificación preferida $Fwd(t+24)$ logra un mejor resultado que la otra especificación FL, y que ambos modelos de referencia cuando $h=12$. La prueba de GW revela que sólo respecto a $Fwd(t+12)$ a $h = \{1; 3\}$ las ganancias son estadísticamente significativas. Sin embargo, cabe señalar que la especificación BL es mejor en todo horizonte (aunque las ganancias no son significativas). Este resultado sugiere que la varianza más baja de la inflación subyacente con respecto a la general, esto es suavizamiento, aumenta la relevancia del término autorregresivo dejando de

Cuadro 9

RESULTADOS FUERA DE MUESTRA. COEFICIENTE RECM¹

	Inflación general						Inflación subyacente						Número de observaciones
	Bwd	Fwd 12	Fwd 24	RWK	AR[SB]	Bwd	Fwd 12	Fwd 24	RWK	AR[SB]			
<i>h</i> = 1	0.966	1.000	0.791 ^c	7.757	9.360	2.507	0.707 ^b	1.000	10.300	10.865	91		
<i>h</i> = 3	0.716	1.000	0.636 ^a	1.242	1.511	2.162	0.721 ^b	1.000	2.454	2.576	89		
<i>h</i> = 6	0.507	1.000	0.605 ^a	0.373 ^b	0.416 ^b	1.901	0.815	1.000	0.980	1.099	86		
<i>h</i> = 12	0.541	1.000	0.787 ^b	0.177 ^b	0.193 ^b	2.359	0.909	1.000	0.534	0.595	80		

¹El coeficiente RECM es el RECM(*Pivote*) / RECM(*Competidor*). Resultados de la prueba de GW: ^a $p > 1\%$, ^b $p > 5\%$, ^c $p > 10\%$. Las cifras debajo de uno, en gris claro; pivote en gris oscuro. AR[SB] es la selección del modelo de regresión por pasos; se eligieron tres rezagos para la inflación general y subyacente. Fuente: elaboración del autor.

lado la variable inflacionaria FL (recordando que el pronóstico se hace para la inflación general).

En general, el ejercicio fuera de muestra sugiere que junto con la capacidad de la HNKPC para explicar la dinámica inflacionaria, podría también considerarse como un modelo válido de referencia cuando se pronostica a corto plazo. Los resultados predictivos con la inflación subyacente señalan que su dinámica difiere de la inflación general, lo que sugiere que la inflación subyacente podría ser un proceso de mayor memoria (Granger y Joyeux, 1980). Asimismo, se sugiere también que las medidas FL usadas están más relacionadas con los componentes más volátiles de la inflación. Condicionado a las VI, la medida de brecha del producto desempeña un papel clave dentro de la especificación BL al entregar mejores resultados que su modelo de referencia más cercano, AR[SB]. Las secciones de la muestra que no se exploraron con mayor profundidad en este artículo podrían arrojar luz sobre la dinámica central analizando algunos giros menores; por ejemplo, los comportamientos no lineales en el (mismo) VI, o los horizontes de pronóstico a largo plazo.

En el cuadro 10 se presentan los resultados usando la variación porcentual anual del imacec en vez de la brecha del producto. Como ejercicio de robustez, estos resultados se comparan en el caso base. Así, se informa el coeficiente:

$$10 \quad \text{Coeficiente } RECM_h \text{ robustez} = \frac{RECM_h^{\text{Variación anual}}}{RECM_h^{\text{Brecha del producto}}}$$

donde cifras por encima de la unidad implican un peor desempeño del cambio porcentual anual (*variación anual*) comparado con la misma especificación usando la medida de brecha del producto (*brecha del producto*). En todos los casos, la especificación de base logra una RECM más baja excepto con *Bwd* que representa una ganancia predictiva del 8%. Sin embargo, esta ganancia no es estadísticamente significativa de acuerdo con la prueba de GW.

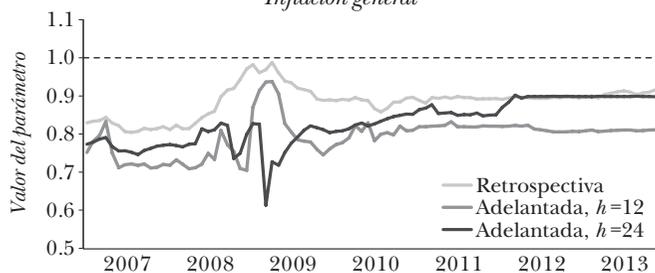
A pesar de estos resultados, la opción de variación anual sigue pareciendo conveniente y eficaz dada su simplicidad. Con la inflación general, la pérdida promedio predictiva usando la

Gráfica 4

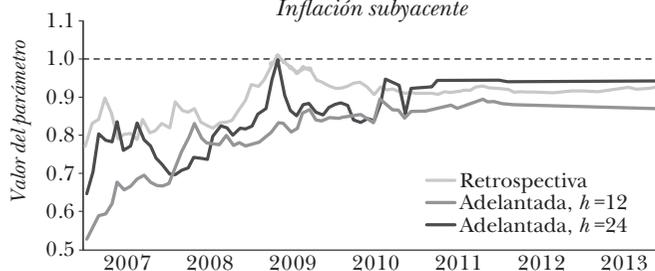
RESULTADOS DENTRO DE MUESTRA DE LA ESTIMACIÓN DEL PARÁMETRO RECURSIVO A TRAVÉS DE LA MUESTRA DE PRONÓSTICO¹

A. PARÁMETRO DE PERSISTENCIA

Inflación general

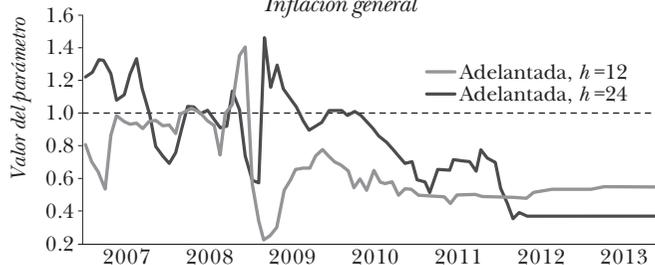


Inflación subyacente

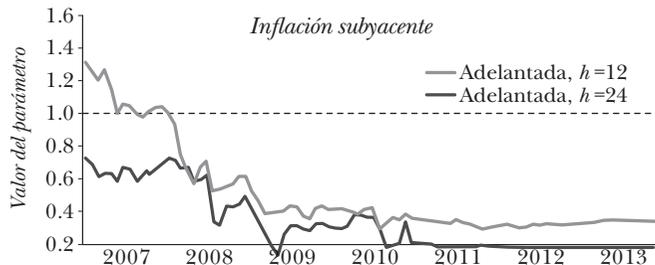


B. PARÁMETRO DE PROSPECTIVAS

Inflación general



Inflación subyacente

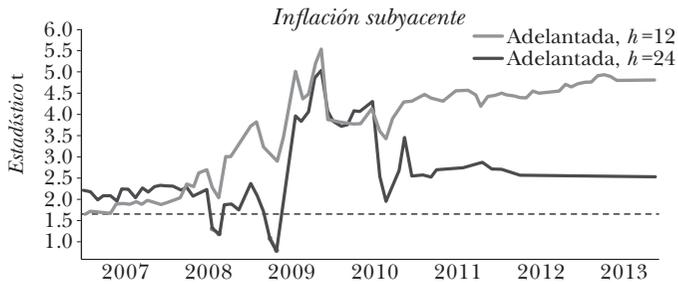
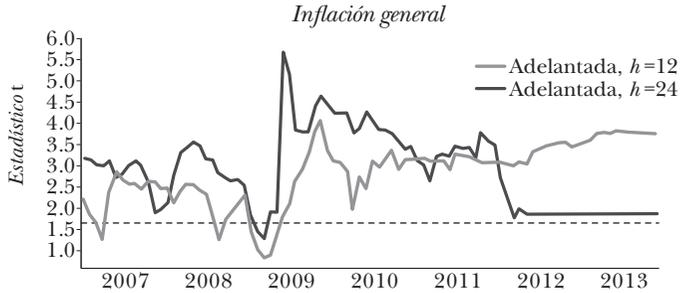


¹ A y B: la línea horizontal es igual al límite de la raíz unitaria.

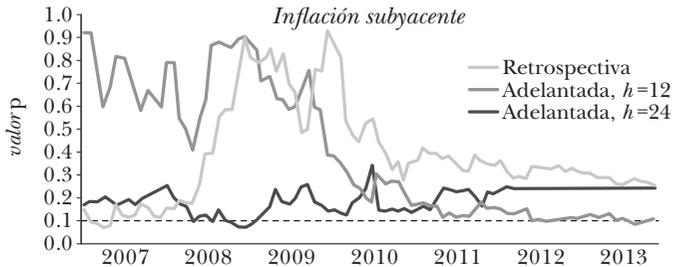
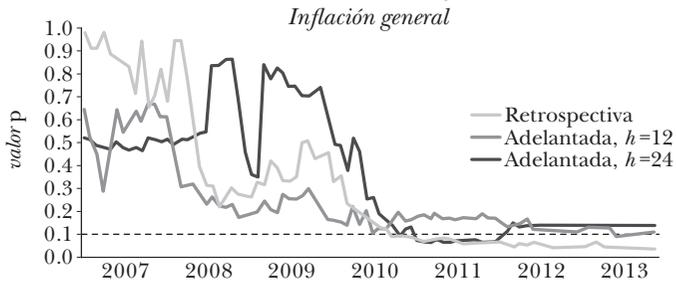
Gráfica 4 (cont.)

RESULTADOS DENTRO DE MUESTRA DE LA ESTIMACIÓN DEL PARÁMETRO RECURSIVO A TRAVÉS DE LA MUESTRA DE PRONÓSTICO¹

C. ESTADÍSTICO T DEL PARÁMETRO ADELANTADO



D. VALOR P DEL ESTADÍSTICO J DE HANSEN



¹ C: la línea horizontal es igual a Z_{α}^{-1} , donde α es el nivel de probabilidad (10%) de la distribución normal inversa. D: la línea horizontal es el valor $p=10\%$.

Fuente: elaboración del autor.

Cuadro 10

**RESULTADOS FUERA DE MUESTRA. CAMBIO PORCENTUAL ANUAL
IMACEC (%IMACEC)¹**

	<i>Inflación general</i>			<i>Inflación subyacente</i>			<i>Número de observaciones</i>
	<i>Bwd</i>	<i>Fwd 12</i>	<i>Fwd 24</i>	<i>Bwd</i>	<i>Fwd 12</i>	<i>Fwd 24</i>	
<i>h</i> = 1	1.913	1.027	1.057	3.451	1.012	1.130	91
<i>h</i> = 3	1.698	1.030	1.127	2.895	1.024	1.148	89
<i>h</i> = 6	1.363	1.118	1.318	2.158	1.068	1.120	86
<i>h</i> = 12	0.920	1.021	1.697	1.197	1.089	1.016	80

¹Cada cifra corresponde a RECM (%IMACEC)/RECM (brecha del producto base) para la misma especificación. Celda sombreada: cifra debajo de la unidad.
Fuente: elaboración del autor.

brecha del producto *Fwd 12* en distintos horizontes temporales alcanza un 5%. Esta cifra es aún más pequeña a *h* = 1 y 3, de aproximadamente un 2,8%. Para la inflación subyacente, existe una situación similar. Con la brecha del producto *Fwd 12*, la pérdida promedio predictiva llega al 4,8%, y hasta un 2,4% a *h* = 1 y 3. Así, la opción de variación anual parece como la segunda mejor opción válida para el pronóstico de la inflación.

4. RESUMEN Y CONCLUSIONES

El objetivo del presente artículo es investigar hasta qué punto las medidas prospectivas (FL) de la inflación ayudan a explicar su dinámica y sus pronósticos con un conjunto de PC. Este objetivo se aborda analizando el desempeño de la HNKPC, usando datos de la economía chilena, incluyendo las proyecciones de inflación como medida de las expectativas inflacionarias.

Para este fin, primero se estima con MGM una versión irrestricta de la HNKPC, para luego comparar su poder predictivo

con una curva de Phillips puramente retrospectiva (BL PC) y modelos de referencia tradicional a $h = \{1; 3; 6; 12\}$ meses en adelante.

Los resultados muestran que el componente inflacionario prospectivo (FL) presenta significancia estadística cuando se incluye en la especificación base. En tamaño, en la especificación preferida representa de 1.58 a 0.40 veces el coeficiente de inflación rezagada, la última cifra considerando la muestra total. Al considerar los pronósticos de corto plazo, se encuentran ganancias predictivas cercanas al 45% (con respecto a la especificación BL) y hasta a un 80% (respecto al paseo aleatorio) al predecir a 12 meses. Sin embargo, estas ganancias no son estadísticamente relevantes. En resumen, estos resultados deberían interpretarse con cautela y la HNKPC sólo como un modelo de referencia válido.

Para verificar la robustez de los resultados, se estiman las mismas especificaciones para la inflación subyacente, más un análisis de economía abierta con tipo de cambio real y el precio del petróleo. Los resultados dentro de muestra para la inflación subyacente respaldan la existencia de la HNKPC. Sin embargo, los resultados predictivos sugieren que la inflación subyacente podría ser un proceso con mayor memoria. La brecha del producto desempeña un papel clave para ofrecer mejores resultados que otros modelos de referencia similares. Ninguna de las dos medidas de apertura usadas, el tipo de cambio real ni el precio del petróleo, ofrecen resultados significativos en la forma reducida.

Finalmente, una estimación usando la variación anual de un indicador mensual del PIB en vez de la brecha del producto ofrece una razonable precisión de las proyecciones, aunque no superior a la medida preferida de la brecha del producto basada en pronóstico.

Anexo

Análisis de estabilidad de la brecha del producto

Una de las condiciones más deseables para una variable no observable es su estabilidad. Esta puede ser entendida como cuán fiable es la medida mientras se agregan más observaciones a la muestra. Una medida más robusta es aquella menos variante ante las nuevas observaciones y la inferencia estadística puedan llevarse a cabo con un mayor grado de confiabilidad.

Existen distintas medidas para la evaluación de la estabilidad. Algunas medidas comunes así como útiles son las contenidas en el programa X-12-ARIMA con el fin de evaluar la calidad de los ajustes estacionales, por ejemplo, los *intervalos móviles* y el *historial de revisiones*.¹³ En este apéndice se describe y emplea la técnica del historial de revisiones para determinar el efecto de las observaciones pronosticadas en la estabilidad de la medida de la brecha del producto, en comparación con el caso donde no se agregan las observaciones pronosticadas. Esta última situación a menudo se conoce como el problema de identificación al *final de la muestra*.

Se define el historial de revisiones como la diferencia entre la primera estimación de una observación dada obtenida cuando esa observación es la última disponible y una estimación posterior basada en todos los datos futuros disponibles en ese momento. Así, esta medida se ocupa específicamente del efecto de la nueva información sobre el registro histórico de la brecha del producto y la contribución de la varianza a la estimación y el pronóstico posterior.

El historial de revisiones se calcula de la siguiente manera. Se asume que $\hat{y}_{it} = y_{it} - y_{it}^{\tau}$ es la medida de la brecha del producto (en logaritmos) calculada usando y_{it}^{τ} como una medida del producto potencial. y_{it}^{τ} corresponde al componente de tendencia de la descomposición $y_{it} = y_{it}^{\tau} + y_{it}^c$, obtenido con el filtro HP usando datos disponibles hasta la observación t . Luego, se

¹³ Ver Findley *et al.* (1990) y Findley *et al.* (1998) para mayores detalles.

supone que se obtiene la misma medida \hat{y}_{it} considerando todos los datos futuros disponibles hasta la observación T , \hat{y}_{iT} . El historial de revisiones se define como:

$$\text{A1} \quad R_t = \hat{y}_{iT} - \hat{y}_{it}.$$

Nótese que la descomposición $y_{it} = y_{it}^{\tau} + y_{it}^c$ puede hacerse usando la variable efectiva más la del pronóstico h aumentada y_{it+h}^f , para mejorar su estabilidad. En este caso, la brecha del producto corresponde a $\hat{y}_{it,f} = y_{it} - y_{it+h}^{f,\tau}$, mientras que el historial de revisión corresponde a:

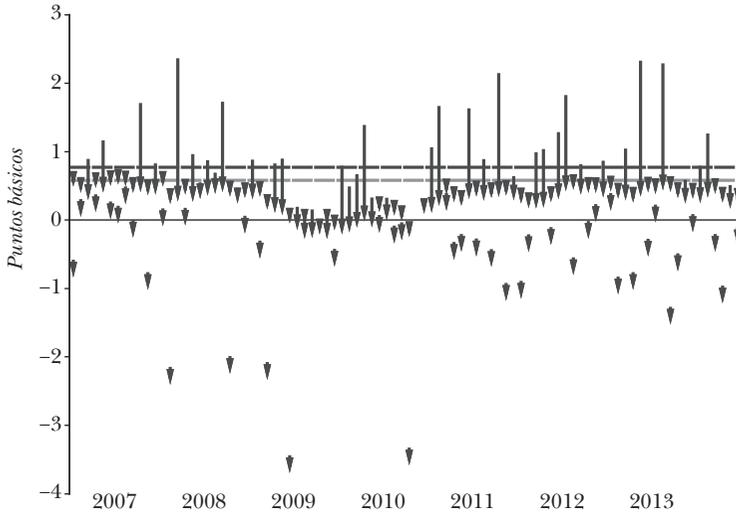
$$\text{A2} \quad R_{t,f} = \hat{y}_{iT} - \hat{y}_{it,f}.$$

La comparación comprende R_t y $R_{t,f}$, ya que R_t se relaciona con el caso puramente retrospectivo BL y $R_{t,f}$ con la medida de la brecha del producto Bwd . En la gráfica A1, el primer panel muestra el historial de revisiones para la brecha del producto basada en el producto potencial puramente BL (\blacktriangledown -punto es la estimación más reciente \hat{y}_{iT}). El segundo panel exhibe el historial de revisiones de Bwd . En ambas cifras se describe también el promedio de ambas medidas. Cabe señalar que la diferencia entre BL y Bwd puros representa aproximadamente 0.20 ($\approx 0.78 - 0.59$) puntos básicos, mientras que las varianzas son un 0.83% y un 0.59%, respectivamente. De esta manera, el proceso propuesto por Kaiser y Maravall (1999) de agregar observaciones pronosticadas antes de cualquier procedimiento de filtrado ofrece una medida más estable de la brecha del producto. Esta última característica es deseable ya que la variable es proclive a exhibir un mayor error de medición que podría afectar tanto la interpretación como la inferencia.

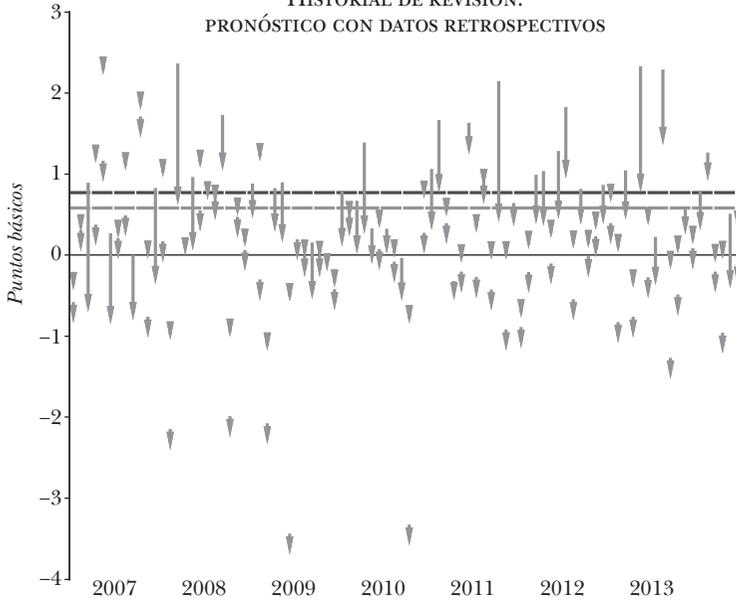
Gráfica A1

COMPARACIÓN DEL HISTORIAL DE REVISIONES

HISTORIAL DE REVISIONES: PURAMENTE RETROSPECTIVO



HISTORIAL DE REVISIÓN: PRONÓSTICO CON DATOS RETROSPECTIVOS



▼ = Más reciente.

Fuente: elaboración del autor.

Bibliografía

- Abbas, S. K., y P. M. Sgro (2011), "New Keynesian Phillips Curve and Inflation Dynamics in Australia", *Economic Modelling*, vol. 28, núm. 4, pp. 2022-2033.
- Agénor, P. R., y N. Bayraktar (2010), "Contracting Model of the Phillips Curve Empirical Estimates for Middle-Income Countries", *Journal of Macroeconomics*, vol. 32, núm. 2, pp. 555-570.
- Balakrishnan, R., y J. D. López-Salido (2002), *Understanding uk Inflation: The Role of Openness*, Working Paper 164, Bank of England.
- Batini, N., B. Jackson y S. Nickell (2005), "An Open-economy New Keynesian Phillips Curve for the UK", *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, núm. 6, pp. 1061-1071.
- Bobbitt, L., y M. C. Otto (1990), "Effects of Forecasts on the Revisions of Seasonally Adjusted Values Using the X-11 Seasonal Adjustment Procedure", *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, American Statistical Association, pp. 449-453.
- Bound, J., D. A. Jaeger y R. M. Baker (1995), "Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, núm. 430, pp. 443-450.
- Brissimis, S. N., y N. S. Magginas (2008), "Inflation Forecasts and the New Keynesian Phillips Curve", *International Journal of Central Banking*, vol. 08, junio, pp. 1-22.
- Calvo, G. A. (1983), "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, núm. 3, pp. 383-398.
- Canova, F. (2007), "G7 Inflation Forecasts: Random Walk, Phillips Curve or What Else?", *Macroeconomic Dynamics*, vol. 11, núm. 1, pp. 1-30.
- Carriero, A. (2008), "A Simple Test of the New Keynesian Phillips Curve", *Economics Letters*, vol. 100, núm. 2, pp. 241-244.
- Céspedes, L. F., M. Ochoa y C. Soto (2005), *The New Keynesian Phillips Curve in an Emerging Market Economy: The Case of Chile*, Working Paper 355, Banco Central de Chile.
- Chatfield, C. (2004), *The Analysis of Time Series: An Introduction*, sexta edición, Chapman and Hall/CRC Texts in Statistical Science.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum y C. L. Evans (2005), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, vol. 113, núm. 1, pp. 1-45.
- Chumacero, R. A. (2001), "Estimating arma Models Efficiently", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, vol. 5, núm. 2, pp. 103-114.

- Clark, T., y M. McCracken (2013), "Advances in Forecast Evaluation", en A. Timmermann y G. Elliot (eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, vol. 2, Elsevier, North-Holland.
- Clements, M. P., y D. F. Hendry (2011), *The Oxford Handbook of Economic Forecasting*, Oxford University Press, Estados Unidos.
- Cochrane, J. (2001), *Asset Pricing*, Princeton University Press, Estados Unidos.
- Collard, F., y H. Dellas (2004), *The New Keynesian Model with Imperfect Information and Learning*, Working Paper 273, Institut d'Économie Industrielle, Toulouse, Francia.
- Corsetti, G., L. Dedola y S. Leduc (2010), "Optimal Monetary Policy in Open Economies", en B. M. Friedman y M. Woodford (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, volumen 3, Elsevier, North-Holland.
- Croushore, D., y T. Stark (2001), "A Real-time Data Set for Macroeconomists", *Journal of Econometrics*, vol. 105, núm. 1, pp. 111-130.
- De Gregorio, J., O. Landerretche y C. Neilson (2007), "Another Pass-through Bites the Dust? Oil Prices and Inflation", *Economia*, vol. 7, pp. 155-196.
- Dees, S., M. H. Pesaran, L. V. Smith y R. P. Smith (2009), "Identification of New Keynesian Phillips Curves from a Global Perspective", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 41, núm. 7, pp. 1481-1502.
- Elliott, G., C. W. J. Granger y A. Timmermann, eds. (2006), *Handbook of Economic Forecasting*, volumen 1, Elsevier, North-Holland.
- Erceg, C. J., y A. T. Levin (2003), "Imperfect Credibility and Inflation Persistence", *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, núm. 4, pp. 915-944.
- Findley, D. F., B. C. Monsell, W. R. Bell, M. C. Otto y B. C. Chen (1998), "New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 16, núm. 2, pp. 127-152.
- Findley, D. F., B. C. Monsell, H. B. Shulman y M. G. Pugh (1990), "Sliding Spans Diagnostics for Seasonal and Related Adjustments", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 85, núm. 410, pp. 345-355.
- Fuhrer, J. F. (2011), "Inflation Persistence", en B. M. Friedman y M. Woodford (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, volumen 3, Elsevier, North-Holland.
- Galí, J., y M. Gertler (1999), "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, núm. 2, pp. 195-222.

- Galí, J., y T. Monacelli (2005), “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy”, *Review of Economic Studies*, vol. 72, pp. 707-734.
- Galí, J., M. Gertler y J. D. López-Salido (2001), “European Inflation Dynamics”, *European Economic Review*, vol. 45, núm. 7, pp. 1237-1270.
- Galí, J., M. Gertler y J. D. López-Salido (2005), “Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, núm. 6, pp. 1107-1118.
- Garratt, A., K. Lee, E. Mise y K. Shields (2008), “Real-time Representations of the Output Gap”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 90, núm. 4, pp. 792-804.
- Giacomini, R., y H. White, 2006, “Tests of Conditional Predictive Ability”, *Econometrica*, vol. 74, núm. 6, pp. 1545-1578.
- Granger, C. W.J., y R. Joyeux (1980), “An Introduction to Long-memory Time Series Models and Fractional Differencing”, *Journal of Time Series Analysis*, vol. 1, pp. 15-29.
- Granger, C. W.J., y Y. Jeon (2011), “The Evolution of the Phillips Curve: A Modern Time Series Viewpoint”, *Economica*, vol. 78, pp. 51-66.
- Gruen, D., T. Robinson y A. Stone (2002), *Output Gaps in Real Time: Are They Reliable Enough to Use for Monetary Policy?*, Research Discussion Paper, núm. 2002-26, Reserve Bank of Australia.
- Hall, A. R., A. Inoue, K. Jana y C. Shin (2007), “Information in Generalised Method of Moments Estimation and Entropy-Based Moment Selection”, *Journal of Econometrics*, vol. 138, núm. 2, pp. 488-512.
- Hansen, L. P. (1982), “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”, *Econometrica*, vol. 50, núm. 4, pp. 1029-1054.
- Henzel, S., y T. Wollmershauser (2008), “The New Keynesian Phillips Curve and the Role of Expectations: Evidence from the CESifo World Economic Survey”, *Economic Modelling*, vol. 25, núm. 5, pp. 811-832.
- Hondroyannis, G., P. A. V. B. Swamy y G. S. Tavlas, “The New Keynesian Phillips Curve in a Time-varying Coefficient Environment: Some European Evidence”, *Macroeconomics Dynamics*, vol. 13, pp. 149-166.
- Instituto Nacional de Estadísticas, ine (2010), *New National Employment Survey Methodological and Conceptual Manual Sampling Design*, consultado el 7 de julio, 2015, Chile.
- Jean-Baptiste, F. (2012), “Forecasting with the New Keynesian Phillips Curve: Evidence from Survey Data”, *Economics Letters*, vol. 117, núm. 3, pp. 811-813.

- Jondeu, E., y H. Le Bihan (2005), “Testing for the New Keynesian Phillips Curve. Additional International Evidence”, *Economic Modelling*, vol. 22, núm. 3, pp. 521-550.
- Kaiser, R., y A. Maravall (1999), “Estimation of the Business Cycle: A Modified Hodrick-Prescott Filter”, *Spanish Economic Review*, vol. 1, pp. 175-206.
- Kichian, M., y F. Rumler (2014), “Forecasting Canadian Inflation: A Semi-Structural NKPC Approach”, *Economic Modelling*, vol. 43, pp. 183-426.
- Lanne, M., y J. Luoto (2013), “Autoregression-Based Estimation of the New Keynesian Phillips Curve”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 37, núm. 3, pp. 561-570.
- Lawless, M., y K. Whelan (2011), “Understanding the Dynamics of Labour Shares and Inflation”, *Journal of Macroeconomics*, vol. 33, núm. 2, pp. 121-136.
- Leith, C., y J. Malley (2007), “Estimated Open Economy New Keynesian Phillips Curves for the G7”, *Open Economies Review*, vol. 18, núm. 4, pp. 405-426.
- Levin, A., A. Onatski, A. Williams y J. Williams (2005), “Monetary Policy Under Uncertainty in Micro-founded Macroeconometric Models”, en M. Gertler y K. Rogoff (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Estados Unidos.
- Lindé, J. (2005), “Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, núm. 6, pp. 1135-1149.
- Malikane, C., y T. Mokoka (2014), “The New Keynesian Phillips Curve: Endogeneity and Misspecification”, *Applied Economics*, vol. 46, núm. 25, pp. 3082-3089.
- Matheron, J., y T. P. Maury (2004), “Supply-side Refinements and the New Keynesian Phillips Curve”, *Economics Letters*, vol. 82, núm. 3, pp. 391-396.
- Mazumder, S. (2010), “The New Keynesian Phillips Curve and the Cyclicity of Marginal Cost”, *Journal of Macroeconomics*, vol. 32, núm. 3, pp. 747-765.
- Mazumder, S. (2011), “The Long-run Relationship Between Inflation and the Markup in the US”, *Economics Bulletin*, vol. 31, núm. 1, pp. 473-484.
- McAdam, P., y A. Willman (2003), *New Keynesian Phillips Curves: A Reassessment using Euro Area Data*, Working Paper, núm. 265, Banco Central Europeo.

- Mihailov, A., F. Rumler y J. Scharler (2011), "The Small-open Economy New Keynesian Phillips Curve: Empirical Evidence and Implied Inflation Dynamics", *Open Economies Review*, vol. 22, núm. 2, pp. 317-337.
- Mise, E., T. H. Kim y P. Newbold (2005), "On Suboptimality of the Hodrick-Prescott Filter at Time Series Endpoints", *Journal of Macroeconomics*, vol. 27, núm. 1, pp. 53-67.
- Moreira, M. J. (2009), "Tests with Correct Size when Instruments Can Be Arbitrarily Weak", *Journal of Econometrics*, vol. 152, núm. 2, pp. 131-140.
- Muth, J. (1961), "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica*, vol. 29, núm. 3, pp. 315-335.
- Nason, J. M., y G. W. Smith (2008), "Identifying the New Keynesian Phillips Curve", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 23, núm. 5, pp. 525-251.
- Nunes, R. (2010), "Inflation Dynamics: The Role of Expectations", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 42, núm. 6, pp. 1161-1172.
- Orphanides, A. (2001), "Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data", *American Economic Review*, vol. 91, núm. 4, pp. 964-985.
- Orphanides, A., y S. van Norden (2002), "The Unreliability of Output-gap Estimates in Real Time", *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXXXIV, núm. 4, pp. 569-583.
- Orphanides, A., y S. van Norden (2005), "The Reliability of Inflation Forecasts Based on Output Gap Estimates in Real Time", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 37, núm. 3, pp. 583-601.
- Paloviita, M., y D. Mayes (2005), "The Use of Real-time Information in Phillips-curve Relationships for the Euro Area", *The North American Journal of Economics and Finance*, vol. 16, núm. 3, pp. 415-434.
- Pedersen, M. (2010), *Una nota introductoria a la Encuesta de Expectativas*, Studies in Economic Statistics, núm. 82, Banco Central de Chile.
- Pedersen, M. (2011), *Propagation of Shocks to Food and Energy Prices: An International Comparison*, Documento de Trabajo, núm. 648, Banco Central de Chile.
- Petrella, I., y E. Santoro (2012), "Inflation Dynamics and Real Marginal Costs: New Evidence from us Manufacturing Industries", *Journal of Economics Dynamics and Control*, vol. 36, núm. 5, pp. 779-794.
- Phillips, A. W. (1958), "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, vol. 25, pp. 283-299.
- Pincheira, P., y H. Rubio (2010), *El escaso poder predictivo de simples curvas de Phillips en Chile: una evaluación en tiempo real*, Documento de Trabajo, núm. 559, Banco Central de Chile.

- Posch, J., y F. Rumler (2015), “Semi-structural Forecasting of uk Inflation Based on the Hybrid New Keynesian Phillips Curve”, *Journal of Forecasting*, vol. 34, pp. 145-162.
- Rabanal, P., y J. F. Rubio (2005), “Comparing New Keynesian Models of the Business Cycle: A Bayesian Approach”, *Journal of Monetary Economics*, núm. 52, pp. 1151-1166.
- Roberts, J. M. (1997), “Is Inflation Sticky?”, *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 39, núm. 2, pp. 173-196.
- Robinson, T., A. Stone y M. van Zyl (2003), *The Real Time Forecasting Performance of Phillips Curves*, Research Discussion Paper, núm. 2003-12, Reserve Bank of Australia.
- Rudebusch, G. D., y L. E. O. Svensson (1999), “Policy Rules for Inflation Targeting”, en J. B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Estados Unidos.
- Rudd, J., y K. Whelan (2005), “New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, núm. 6, pp. 1167-1181.
- Rudd, J., y K. Whelan (2007), “Modeling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research”, *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 39 (S1), pp. 155-170.
- Rumler, F. (2007), “Estimates of the Open Economy New Keynesian Phillips Curve for Euro Area Countries”, *Open Economies Review*, vol. 18, núm. 4, pp. 427-451.
- Rumler, F., y M. T. Valderrama (2010), “Comparing the New Keynesian Phillips Curve with Time Series Models to Forecast Inflation”, *The North American Journal of Economics and Finance*, vol. 21, núm. 2, pp. 126-144.
- Rünstler, G. (2002), *The Information Content of Real-time Output Gap Estimates: An Application to the Euro Area*, Working Paper, núm. 182, Banco Central Europeo.
- Sbordone, A. M. (2002), “Prices and Unit Labour Costs: A New Test of Price Stickiness”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, pp. 265-292.
- Smets, F., y R. Wouters (2002), “Openness, Imperfect Exchange Rate Pass-through and Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 49, núm. 5, pp. 947-981.
- Smets, F., y R. Wouters (2003), “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area”, *Journal of the European Economic Association*, vol. 1, núm. 5, pp. 1123-1175.
- Smets, F., y R. Wouters (2005), “Comparing Shocks and Frictions in us and Euro Area Business Cycles: A Bayesian dsge Approach”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, núm. 2, pp. 161-183.

- Smets, F., y R. Wouters (2007), “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian dsge Approach”, *American Economic Review*, vol. 97, núm. 3, pp. 586-606.
- Staiger, D., J. H. Stock y M. W. Watson (1997a) “How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?”, en C. Romer y D. Romer (eds.), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, Chicago University Press.
- Staiger, D., J. H. Stock y M. W. Watson (1997b), “The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, núm. 1, pp. 33-49.
- Stock, J. H., y M. W. Watson (1999), “Forecasting Inflation”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, núm. 2, pp. 293-335.
- Stock, J. H., J. H. Wright y M. Yogo (2002), “A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalised Method of Moments”, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 20, núm. 4, pp. 518-529.
- Stock, J. H., y M. Yogo (2010), “Testing for Weak Instruments in Linear VI Regression”, en D. W. K. Andrews y J. H. Stock (eds.), *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press, Estados Unidos.
- Swamy, P. A. V. B., y G. S. Tavlas (2007), “The New Keynesian Phillips Curve and the Inflation Expectations: Re-specification and Interpretation”, *Economic Theory*, vol. 31, pp. 293-306.
- Vašíček, C. (2011), “Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve in Four Central European Countries”, *Emerging Markets Finance and Trade*, vol. 47, núm. 5, pp. 71-100.

