



BANCO CENTRAL DE BOLIVIA

Estimación de una curva de Phillips Neokeynesiana para Bolivia

Antonio Murillo Reyes *

Documento de trabajo No 05/2014

Revisado por: Paul Estrada Céspedes

Diciembre de 2014

* Las opiniones expresadas en este trabajo son del autor y no reflejan la visión del Banco Central de Bolivia.

Resumen

En este estudio se examina la relevancia empírica de la curva de Phillips neokeynesiana para Bolivia. Se estima una curva de Phillips híbrida neokeynesiana durante el periodo 2006-julio de 2014. Se extiende el modelo empírico al caso de una economía abierta, considerando la influencia de las variaciones porcentuales de la inflación externa sobre los precios domésticos; además se toma en cuenta la influencia de la inflación pasada sobre la formación de precios actuales. No se incluye en el análisis la tasa cambiaria nominal respecto al dólar por los sesgos de endogeneidad encontrados al hacer el análisis, especialmente en el periodo 2008-2014.

En todo el período de estudio se encuentra que la inflación doméstica responde en mayor medida a su comportamiento pasado que a las expectativas acerca de su futuro comportamiento. Al tratarse de una economía pequeña y abierta al comercio exterior la inflación importada es un determinante importante de la formación de precios internos. De igual manera el crecimiento del producto, como *proxy* del ciclo de crecimiento del PIB afecta positivamente a la inflación, especialmente en períodos de elevada actividad económica.

A largo plazo, los componentes *backward* y *forward-looking* y la inflación importada no tienen efecto alguno sobre los precios.

Clasificación JEL: C5, C52, E31, F41

Palabras clave: Curva de Phillips neokeynesiana, dinámica inflacionaria, método generalizado de momentos

Estimating a New Keynesian Phillips curve for Bolivia

Abstract

In this study it is examined the empirical relevance of the New Keynesian Phillips curve for Bolivia. A new Keynesian hybrid Phillips curve is estimated for the period 2006-July 2014. The empirical model for the case of an open economy is extended, considering the influence of the percentage changes of external inflation on domestic prices; it also takes into account the influence of past inflation on the formation of prices. It is not included in the model estimation the nominal exchange rate due to endogeneity biases encountered in the analysis, especially in the period 2008-2014.

Throughout the study, it is found that domestic inflation responds to a greater extent to its past behavior, than to the future expectation about its behavior. Being a small and open economy to foreign trade, imported inflation is an important determinant of domestic price formation. Similarly, the output growth, as a proxy for GDP growth cycle, positively affects inflation, especially in periods of high economic activity.

In the long term, backward and forward-looking components and imported inflation have no effect on prices.

JEL Classification: C5, C52, E31, F41

Keywords: *New Keynesian Phillips Curve, inflation dynamics, generalized method of moments*

I. Introducción

Dentro del nuevo paradigma de la economía keynesiana, con base en las expectativas racionales, agentes optimizadores, competencia imperfecta, rigidez de precios en el mercado de bienes, la Nueva Curva de Phillips Keynesiana (NKPC por sus siglas en inglés) es la base para entender la dinámica de la inflación. El modelo base NKPC explica la inflación corriente por medio de la inflación esperada y los costos marginales reales como las variables explicativas más determinantes, mientras que en la versión híbrida de esta función también se incluye como variable determinante de la dinámica inflacionaria los rezagos del crecimiento de los precios, como una manera de modelar la perspectiva *backward-looking*.

Las razones para la rigidez de precios son variadas. En el modelo de Calvo (1983), las empresas enfrentan restricciones para ajustar precios basándose en sus expectativas sobre la evolución futura de los costos marginales que enfrentan. Bajo este marco el modelo de inflación es una versión neokeynesiana *forward-looking* (D'Amato y Garegnani, 2009). La persistencia inflacionaria observada en varias economías, ha llevado a que se vea por conveniente incorporar un componente inercial. Galí y Gertler (1999) amplían el modelo de Calvo suponiendo que una parte de las empresas sigue una regla basada en el comportamiento pasado de los precios y obtienen una curva de Phillips híbrida neokeynesiana.

Desde los influyentes trabajos de Galí y Gertler (1999) *op. cit.* y Galí y Gertler (2001), quienes encuentran evidencia contundente a favor de la NKPC en Europa y Estados Unidos después de la segunda guerra mundial, un gran número de estudios han puesto a prueba la validez empírica del modelo para economías abiertas y cerradas al comercio exterior. Los estudios difieren respecto de los datos utilizados, períodos muestrales, métodos de estimación y la evidencia sobre la existencia de la NKPC no es unánime.

Al considerar una NKPC para una economía abierta, el estudio de la evolución de la inflación interna es más complejo porque cabe analizar nuevos canales de influencia como las variaciones del tipo de cambio y los *shocks* externos. En este enfoque, no solo la oferta y demanda doméstica inciden en la inflación interna, sino también las condiciones económicas externas. La NKPC en una economía abierta difiere de la correspondiente a una economía cerrada en que el tipo de cambio y los precios de los bienes importados son incluidos bajo la hipótesis de que influyen en la inflación doméstica. En la literatura empírica de NKPC de economía abierta, dos enfoques han sido seguidos para modelar la relación entre el tipo de cambio y la inflación doméstica. En el primer enfoque se trata a los bienes importados como bienes de consumo final y por lo tanto se introduce los precios de los bienes importados dentro de la definición de precios de consumo. De este modo, el tipo de cambio real se convierte en una variable explicativa, además de la inflación prevista y los costos marginales reales en el modelo NKPC (Galí y Monacelli, 2005). El segundo método consiste en considerar bienes importados como insumos intermedios que, junto con la mano de obra, producen bienes de consumo final. En consecuencia, los costos marginales reales de producción se convierten en una función de los precios relativos de los insumos importados (Kara y Nelson, 2003).

Entre los relativamente pocos estudios empíricos existentes Bjørnstad y Nymoen (2008), estudian una NKPC de economía abierta a través de la primera aproximación, y

concluyen que es más probable su comprobación en un conjunto de panel de datos estimado para varios países. Guendera y Xieb (2007), utilizando la primera aproximación no encuentran una relación dinámica de la inflación de corto plazo explicada por precios importados para un conjunto de seis economías abiertas. Kara y Nelson (2003) *op. cit.* por el contrario aplican el segundo enfoque en el que los precios de los bienes importados explican la dinámica de la inflación del Reino Unido. Aunque las importaciones son consideradas en este segundo enfoque como insumos intermedios, los modelos empíricos utilizan los precios de los bienes importados en general (y no así los precios de los insumos o materiales importados únicamente) como parte de las variables explicativas.

En este trabajo se estima una NKPC híbrida para Bolivia para el período 2006 junio de 2014 siguiendo el segundo enfoque para el caso de una pequeña economía abierta al comercio externo e incorporando el efecto de la inflación externa.

La estimación de la versión nekeynesiana de la curva de Phillips fue realizada a través del Método Generalizado de Momentos (MGM), por ser el más apropiado, debido a la inclusión de variables explicativas endógenas y por ser el número de variables predeterminadas mayor al número de regresores (Hayashi, 2000).

El trabajo está organizado de la siguiente manera: la sección II presenta las especificaciones alternativas de la curva de Phillips nekeynesiana; la sección III describe la metodología utilizada para la estimación; en la sección IV se presenta los resultados de la estimación; y finalmente en la sección V se presenta las conclusiones.

II. Modelo NKPC de economía abierta

En la curva de Phillips propuesta por Galí y Gertler (1999) la inflación de corto plazo sigue el siguiente proceso:

$$\pi_t = \phi\pi_{t-1} + (1 - \phi)E_t(\pi_{t+1}) + \delta mc_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

π_t es la tasa de inflación en el tiempo t , E_t es la inflación esperada en $t + 1$ en el tiempo t , mc_t es el costo marginal de producción y ε_t es un término aleatorio. El hecho de que $0 < \phi < 1$ implica que la curva de Phillips es vertical. Por otra parte la inclusión de un término rezagado de la inflación significa que la inflación es un proceso inercial cuyo estado en el momento t es una función de su estado en un período anterior. De acuerdo a Calvo (1993), citado por Paloviita (2009) las empresas que operan en un mercado de competencia monopolística y enfrentan ciertas restricciones para la fijación de sus precios, fijan los mismos de acuerdo a una cierta regla de ajuste. Según Calvo, la probabilidad de que las firmas ajusten sus precios en el período t es $(1 - \gamma)$, mientras que la probabilidad de que permanezcan constantes es (γ) , entonces los precios en el período t , (p_t) estarían dados por:

$$p_t = (1 - \theta) \sum_{j=0}^{\infty} \theta^j p_{t-j}^* = \theta p_{t-1} + (1 - \theta)p_t^* \quad (2)$$

por lo que los precios en t serían un promedio probabilístico de los precios establecidos en anteriores períodos y los precios fijados en t , p_t^* ;

$$p_t^* = (1 - \beta\theta) \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\theta)^j E_t\{mc_{t+j}\} \quad (3)$$

donde se supone que las firmas son idénticas y que por lo tanto seleccionan el mismo p_t^* en función a sus costes marginales esperados descontados por el factor subjetivo β .

Reemplazando (3) en (2) y realizando operaciones, se llega a la siguiente expresión para la inflación;

$$\pi_t = \lambda mc_t + \beta E_t \pi_{t+1} \quad (4)$$

donde $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ y $\lambda = (1 - \theta)(1 - \beta\theta) / \theta$

Galí y Gertler (1999) incluyen rezagos de la inflación en el modelo de Calvo (1983) como una variable determinante de la inflación doméstica. Además utilizan la participación del ingreso laboral en el ingreso total como una medida de los costos marginales en vez de la brecha del producto. Galí y Gertler suponen que una fracción de las empresas $(1 - \mu)$ ajusta sus precios en t siguiendo el comportamiento optimizador descrito en (3), mientras que una fracción μ fija sus precios principalmente basándose en el comportamiento de los precios de períodos anteriores, por lo que los precios fijados en t , denotados como \bar{p}_t^* son determinados de acuerdo a:

$$\bar{p}_t^* = (1 - \mu)p_t^f + \mu p_t^b \quad (5)$$

La fracción de firmas $(1 - \mu)$ de las empresas se comporta de acuerdo a (3);

$$p_t^f = (1 - \beta\theta) \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\theta)^j E_t\{mc_{t+j}\} \quad (6)$$

siendo p_t^f los precios establecidos de acuerdo a (3). La fracción de empresas μ se comporta siguiendo la siguiente regla de fijación de precios:

$$p_t^b = \bar{p}_{t-1}^* + \pi_{t-1} \quad (7)$$

donde p_t^b son los precios fijados siguiendo una regla basada en el comportamiento pasado de los precios.

Realizando operaciones con el conjunto de ecuaciones (2), (5), (4) y (6) se obtiene una curva de Phillips híbrida:

$$\pi_t = \lambda mc_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} \quad (8)$$

donde:

$$\lambda \equiv (1 - \mu)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)\phi^{-1},$$

$$\gamma_f \equiv \beta\theta\phi^{-1},$$

$$\gamma_b \equiv \mu\phi^{-1},$$

$$y; \emptyset \equiv \theta + \mu[1 - \theta(1 - \beta)]$$

Para la estimación de la NKPC híbrida, para el caso de una economía pequeña, se toma en cuenta que cambios en el tipo de cambio nominal y en los precios externos tienen un efecto directo sobre la inflación doméstica. En este sentido, la función a ser estimada altera la ecuación (1); i) introduciendo la devaluación nominal y la inflación externa; y (ii) usando una estimación de la brecha del producto como *proxy* de los costos marginales en lugar de la participación del ingreso laboral en el ingreso total.

En este sentido la especificación de la NKPC híbrida es la siguiente:

$$\pi_t = \emptyset_1 \pi_{t-1} + \emptyset_2 E_t(\pi_{t+1}) + \gamma \pi_t^* + \lambda \Delta e_t + \delta \chi_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

donde π_t es la inflación interna medida como la variación porcentual anual del índice de precios al consumidor; $E_t(\pi_{t+1})$ es la inflación esperada para $t+1$ en el momento t ; π_t^* es la inflación externa calculada como la variación porcentual del índice de precios de bienes importados por la economía de Bolivia (tanto de bienes finales como de insumos); Δe_t es la variación porcentual interanual del tipo de cambio de venta; Bp_t es la brecha del producto; y finalmente ε_t es un término aleatorio.

III. Metodología de estimación: el Método Generalizado de Momentos

El Método Generalizado de Momentos es una extensión del método de momentos que permite un mayor número de condiciones de ortogonalidad que parámetros a estimar. Muchos métodos tradicionales de estimación como mínimos cuadrados ordinarios, variables instrumentales y máxima verosimilitud son casos especiales de MGM (Greene, 2011).

Sea $m(x_t)$ un vector de dimensión $k \times 1$, definido como un proceso estacionario y ergódico. Sea la probabilidad límite de la media de $m(\cdot)$ una función $\gamma(\cdot)$ $k \times 1$ de parámetros β . El estimador de momentos de β es obtenido reemplazando la probabilidad límite con la media muestral y resolviendo el sistema de k ecuaciones para los parámetros β .

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T m(x_t) - \gamma(\beta) = 0_{k \times 1} \quad (10)$$

Los estimadores así obtenidos son estimadores consistentes de β si $\gamma(\cdot)$ es continua (Davidson y MacKinnon, 2003).

III.1. Momentos condicionales en MGM

Suponiendo que se tiene q condiciones de momentos;

$$Em(w_t, \beta) = \begin{bmatrix} Em_1(w_t, \beta) \\ \vdots \\ Em_q(w_t, \beta) \end{bmatrix} = 0_{q \times 1}, \quad (11)$$

a partir de los cuales se desea estimar el vector de parámetros β de dimensión $k \times 1$ (donde $k < q$), se asume que w_t es un vector de variables estacionario y ergódico (de lo contrario las medias de la muestra no convergirían a algo significativo al aumentar el tamaño de la misma, [Greene, 2011]). Las medias muestrales o las condiciones de momentos muestrales evaluadas en algún valor de β son;

$$\bar{m}(\beta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T m(w_t, \beta) \quad (12)$$

La media muestral $\bar{m}(\beta)$ es un vector de funciones de variables aleatorias, por lo que las distintas medias son variables aleatorias y sus valores dependerán de la muestra utilizada.

III.1.1 El problema de optimización en MGM

III.1.1.1 La función de pérdida

El estimador de MGM minimiza la siguiente forma cuadrática ponderada:

$$J = \begin{bmatrix} \bar{m}_1(\beta) \\ \vdots \\ \bar{m}_q(\beta) \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} W_{11} & \cdots & \cdots & W_{1q} \\ \vdots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ W_{1q} & \cdots & \cdots & W_{qq} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bar{m}_1(\beta) \\ \vdots \\ \bar{m}_q(\beta) \end{bmatrix} = \bar{m}(\beta)' W \bar{m}(\beta) \quad (13)$$

donde $\bar{m}(\beta)$ es la media muestral de $m(w_t, \beta)$ dada por (11) y W es una matriz de ponderaciones, simétrica, definida positiva de dimensión $q \times q$ (más adelante se amplían las características de esta matriz). Hay k parámetros β para estimar y se tienen q condiciones de momentos en $\bar{m}(\beta)$, teniéndose por lo tanto $q - k$ momentos sobre-identificados.

Con $q=k$ el modelo está exactamente identificado (hubiesen igual número de ecuaciones que de incógnitas) y sería posible igualar las q condiciones de momentos muestrales a cero. En este caso la elección de la matriz de ponderaciones no tiene ningún efecto dado que $\bar{m}(\hat{\beta}) = 0$ en las estimaciones puntuales $\hat{\beta}$.

III.1.1.2 Condiciones de primer orden

Las k condiciones de primer orden para minimizar la función de pérdida, respecto de los k parámetros son las derivadas parciales respecto de $\hat{\beta}$, las cuales son iguales a cero evaluadas en $\hat{\beta}$;

$$0_{k \times 1} = \frac{\partial \bar{m}(\hat{\beta})' W \bar{m}(\hat{\beta})}{\partial \beta} \quad (14)$$

$$\begin{aligned}
&= \begin{bmatrix} \frac{\partial \bar{m}_1(\hat{\beta})}{\partial \beta_1} & \dots & \frac{\partial \bar{m}_1(\hat{\beta})}{\partial \beta_k} \\ \vdots & & \vdots \\ \frac{\partial \bar{m}_q(\hat{\beta})}{\partial \beta_1} & \dots & \frac{\partial \bar{m}_q(\hat{\beta})}{\partial \beta_k} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} W_{11} & \dots & W_{1q} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{q1} & \dots & W_{qq} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bar{m}_1(\hat{\beta}) \\ \vdots \\ \bar{m}_q(\hat{\beta}) \end{bmatrix} \quad (\text{con } \hat{\beta}_{k \times 1}) \\
&= \underbrace{\left(\frac{\partial \bar{m}(\hat{\beta})}{\partial \beta'} \right)'}_{k \times q} \underbrace{W}_{q \times q} \underbrace{\bar{m}(\hat{\beta})}_{q \times 1}
\end{aligned}$$

A partir de la resolución del sistema de ecuaciones derivado del proceso de optimización es posible encontrar el estimador MGM del conjunto de parámetros β .

III.1.2 Propiedades asintóticas del estimador MGM

Los estimadores MGM son consistentes y normalmente distribuidos, incluso si las series $m(w_t, \beta)$ en las condiciones de momentos (11) están serialmente correlacionadas y son heterocedásticas, siempre que w_t sea un proceso estacionario y ergódico (Hayashi, 2000). Principalmente esto es así porque los estimadores son (al menos una aproximación de primer orden) combinaciones lineales de las medias muestrales, las cuales son consistentes (ley de los grandes números) y están normalmente distribuidas (teorema central del límite).

III.1.2.1 Consistencia

Los momentos muestrales son consistentes, por lo que $plim m(\beta) = E_m(w_t, \beta)$. Esto debe ser cierto para cualquier vector de parámetros. Entonces si la condición de momentos (10) es verdadera solo para el verdadero vector de parámetros β , y tales momentos son continuos en β , entonces el estimador MGM es consistente. Por lo tanto, el estimador MGM asintótico es la solución de:

$$\begin{aligned}
0_{q \times 1} &= plim \bar{m}(\hat{\beta}) \\
&= E_m(w_t, \hat{\beta})
\end{aligned} \tag{15}$$

lo cual solo es cierto si $\hat{\beta} = \beta$, para lo cual es necesario que el vector de variables predeterminadas no esté correlacionado con los errores (Hayashi, 2000) *op. cit.*

III.1.2.2 Normalidad asintótica

Para llegar a determinar la normalidad asintótica de $\sqrt{T}(\hat{\beta} - \beta)$ es necesario definir tres elementos (Hamilton, 1994).

i) Primero sea S_0 (una matriz de dimensiones $q \times q$) la matriz de covarianzas asintótica de \sqrt{T} veces las condiciones de momentos muestrales (a medida que la muestra tiende al infinito) evaluados en los verdaderos parámetros;

$$S_0 = ACov[\sqrt{T} \bar{m}(\beta)] \quad (16)$$

$$= ACov\left[\frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T m(w_t, \beta)\right]$$

donde se ha utilizado la definición de $\bar{m}(\beta_0)$ de (2). Sea $R(s)$ la matriz de covarianzas de $q \times q$ del vector $m(w_t, \beta_0)$ con el vector $m(w_{t-s}, \beta_0)$;

$$\begin{aligned} R(s) &= Cov[m(w_t, \beta), m(w_{t-s}, \beta)] \\ &= Em(w_t, \beta)m(w_{t-s}, \beta)' \end{aligned} \quad (17)$$

Entonces sería cierto que

$$ACov[\sqrt{T} \bar{m}(\beta)] = \sum_{s=-\infty}^{\infty} R(s) \quad (18)$$

En la práctica es usual estimar la expresión anterior utilizando el estimador Newey-West, o alguno similar (Johnston y DiNardo, 1997).

ii) Segundo, sea D_0 (de $q \times k$), una matriz que indica la probabilidad límite del gradiente de las condiciones de momentos muestrales respecto a los parámetros, evaluados en los verdaderos parámetros;

$$D_0 = plim \frac{\partial \bar{m}(\beta_0)}{\partial \beta'}, \quad \text{donde} \quad (19)$$

$$\frac{\partial \bar{m}(\beta)}{\partial \beta'} = \begin{bmatrix} \frac{\partial \bar{m}_1(\beta)}{\partial \beta_1} & \dots & \frac{\partial \bar{m}_1(\beta)}{\partial \beta_k} \\ \vdots & & \vdots \\ \frac{\partial \bar{m}_q(\beta)}{\partial \beta_1} & \dots & \frac{\partial \bar{m}_q(\beta)}{\partial \beta_k} \end{bmatrix}$$

es el verdadero vector de parámetros.

iii) Tercero, sea W la matriz inversa de la matriz de covarianzas asintótica de los momentos condicionales (una vez más evaluada en los verdaderos parámetros);

$$W = S_0^{-1} \quad (20)$$

se puede demostrar que la elección de la matriz W da como resultado el más eficiente estimador asintótico, dado un conjunto de condiciones ortogonales (Greene, 2011) *op. cit.*

A partir de las relaciones (7) y (12), la elección de la matriz de ponderaciones W y el supuesto adicional sobre el rango de D_0 igual a k (número de parámetros), entonces se puede mostrar bajo condiciones bastante generales [Hamilton, 1994 *op. cit.*] que:

$$\sqrt{T}(\hat{\beta} - \beta) \xrightarrow{d} N(\mathbf{0}_{k \times 1}, V), \text{ donde } V = D_0' S_0^{-1} D_0 \quad (21)$$

III.1.3 La eficiencia de los estimadores MGM

La eficiencia de los estimadores MGM (para un cierto conjunto de condiciones de momentos) requiere la definición de $W = S_0^{-1}$, siendo que para el cálculo de la matriz S_0 es necesario conocer el verdadero vector de parámetros β_0 . No obstante, el siguiente procedimiento en dos etapas produce resultados satisfactorios (Davidson y MacKinnon, 2003):

- Primeramente, se debe estimar el modelo con alguna matriz de ponderaciones simétrica y definida positiva. La matriz identidad es en general una buena elección para aquellos modelos en los que las condiciones de momentos son del mismo orden y magnitud (sino se debería considerar la posibilidad de cambiar las condiciones de momentos). Esto posibilita la obtención de estimadores consistentes del vector de parámetros β . Luego sería posible estimar de manera consistente $S_0(\hat{S})$, por ejemplo por medio de Newey-West.
- Con la estimación consistente \hat{S} obtenida en el primer paso, se define una nueva matriz de ponderaciones $W = \hat{S}^{-1}$. La estimación es nuevamente realizada para obtener estimadores asintóticamente eficientes de β_0 .

III.1.4 Inferencia en la estimación MGM

El resultado obtenido en (14) puede ser utilizado para realizar el test de Wald sobre el vector de parámetros. Por ejemplo, supóngase que se quiere testear s restricciones lineales como $R\beta_0 = r$ (R es de dimensión $s \times k$, y r es de dimensión $s \times 1$), entonces bajo la hipótesis nula se tendría:

$$\sqrt{T}(R\hat{\beta} - r) \xrightarrow{d} N(\mathbf{0}_{s \times 1}, RVR') \quad (22)$$

Por el teorema de *mapping* continuo se sabe que bajo la hipótesis nula $R\beta = r$, el estadístico de Wald está distribuido como una Chi-cuadrado con s grados de libertad (Hansen y Singleton, 1982)¹;

$$T(R\hat{\beta} - r)'(RVR')^{-1}(R\hat{\beta} - r) \xrightarrow{d} \chi_s^2 \quad (23)$$

¹ En el caso de las distribuciones de formas cuadráticas, si un vector $n \times 1$, $x \sim N(0, \Sigma)$, entonces $x' \Sigma^{-1} x \sim \chi_n^2$

También es posible realizar tests estadísticos para probar las restricciones de sobre-identificación. Las condiciones de primer orden (6) implican que las k combinaciones lineales de las q condiciones de momentos son iguales a cero. Por lo tanto, se tienen $q - k$ restricciones de sobre-identificación que deben ser cercanas a cero si el modelo estimado está correctamente especificado y si se ajusta bien a los datos (Hayashi, 2000) *op. cit.* Bajo la hipótesis nula de que las condiciones de momentos se mantienen (por lo que las restricciones de sobre-identificación se mantienen de igual manera), se sabe que $\sqrt{T}\bar{m}(\beta_0)$ es la matriz de covarianzas asintótica de las condiciones de momentos muestrales y por lo tanto, de acuerdo al teorema central del límite (al estar $\bar{m}(\beta_0)$ definido como una media muestral) dicha matriz tiene una distribución normal asintótica (Hayashi, 2000), con media cero (por la hipótesis nula) y una matriz de covarianzas S_0 ;

$$\sqrt{T}\bar{m}(\beta_0) \xrightarrow{d} N(\mathbf{0}_{q \times 1}, S_0) \quad (24)$$

Sería de esperar entonces que la forma cuadrática $T\bar{m}(\hat{\beta})'S_0^{-1}\bar{m}(\hat{\beta})$ converja a una distribución χ_q^2 . Esto no es correcto, sin embargo dado que $\hat{\beta}$ es escogido de tal manera que las k combinaciones lineales de las condiciones de primer orden siempre (en cada muestra) son cero. Hay en efecto, solamente $q - k$ variables aleatorias no degeneradas en la forma cuadrática. El resultado correcto es por lo tanto que si se ha utilizado la matriz de ponderaciones óptima, $W = S_0^{-1}$, entonces;

$$T\bar{m}(\hat{\beta})'S_0^{-1}\bar{m}(\hat{\beta}) \xrightarrow{d} \chi_{q-k}^2, \quad \text{si } W = S_0^{-1} \quad (25)$$

El lado izquierdo de esta expresión es T veces el valor de la función de pérdida, evaluada en el vector de parámetros estimado; por tanto, de manera equivalente se podría escribir lo que se denomina la prueba J ;

$$TJ(\hat{\beta}) \sim \chi_{q-k}^2, \quad \text{si } W = S_0^{-1} \quad (26)$$

IV. Estimación de la curva de Phillips Neo Keynesiana Híbrida

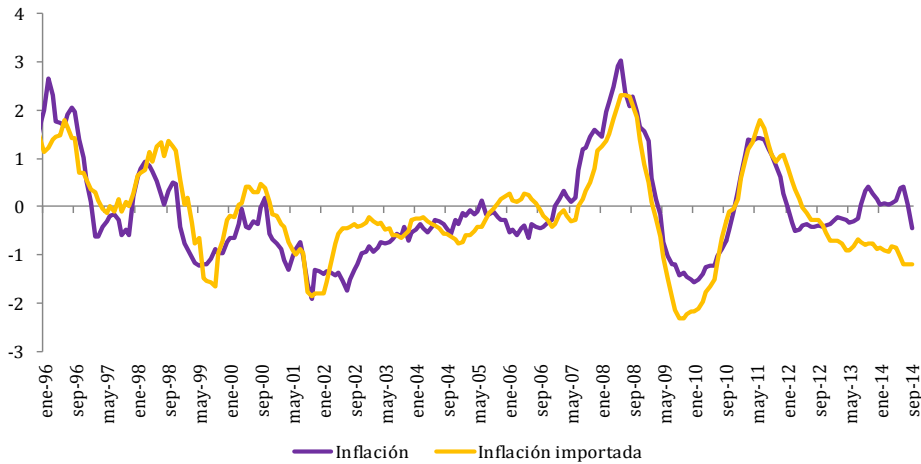
IV.1 Análisis descriptivo

La estimación de la NKPC comprende el período de enero de 2006 a junio de 2014². Se ha tomado este período debido a que desde esa fecha se cuenta con información sobre la inflación esperada proveniente de la encuesta de expectativas de inflación que realiza el BCB a través de consultas de opinión a agentes representativos de distintas actividades económicas, en cuyas decisiones suelen internalizar sus propias expectativas acerca de la evolución de los precios.

² Se estima el modelo a junio de 2014 porque al momento de la realización de este documento, se disponía de información del PIB real solamente hasta esa fecha.

La evolución de la inflación interna sigue muy de cerca a la correspondiente a los precios de los bienes que Bolivia importa, traducidos en la inflación importada³. La relación es estrecha, tanto en los episodios de baja inflación como en los de alta inflación (inicios de 2006 y mediados de 2007 e inicios de 2010 y mediados de 2011, Gráfico 1).

Gráfico 1: INFLACIÓN DOMÉSTICA E IMPORTADA (Datos normalizados)

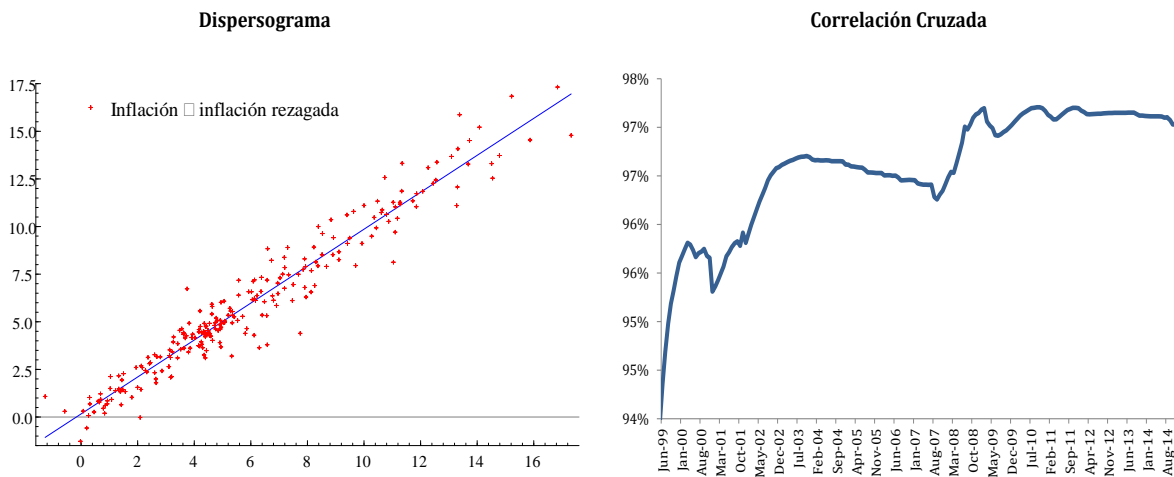


Fuente: Elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística (INE), BCB

La elevada correlación también puede notarse mediante el análisis de dispersión; nótese la marcada asociación respecto de la recta lineal de regresión aproximada (Gráfico 2).

La persistencia inflacionaria es elevada; la inflación de un período en particular está altamente correlacionada con la inflación pasada, la relación es claramente lineal.

Gráfico 2: DISPERSOGRAMA Y CORRELACIÓN CRUZADA ENTRE LA INFLACIÓN TOTAL REZAGADA UN PERÍODO



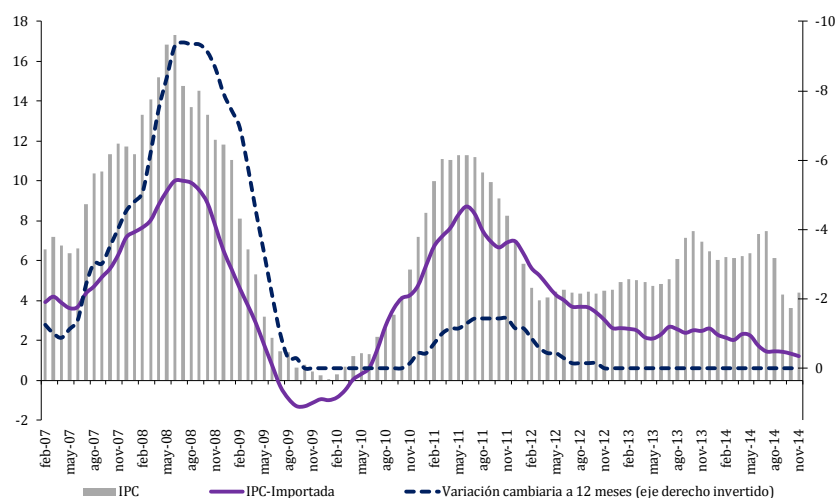
Fuente: Elaboración propia con datos del INE

³ La inflación importada es calculada al interior del BCB a partir de los precios de los bienes importados de mayor consumo.

También puede notarse que desde el tercer trimestre de 1999, la relación de la inflación con los niveles observados en un período anterior se ha acentuado, por lo tanto, la dinámica inflacionaria o deflacionaria sería de una mayor persistencia.

El comportamiento del tipo de cambio es muy similar al de la inflación doméstica y de la inflación importada, especialmente hasta febrero de 2013, fecha a partir de la cual el precio del dólar expresado en moneda nacional permaneció sin mayores cambios (Gráfico 3). De acuerdo a lo que puede observarse, en tiempos de inflación importada elevada la decisión de la principal autoridad monetaria ha sido apreciar la moneda nacional y en momentos de reducida inflación externa, el tipo de cambio ha tendido a subir. Parecería que la política cambiaria ha actuado con rezagos respecto de la evolución de la inflación externa, por lo que la inclusión del tipo de cambio como variable explicativa de la dinámica inflacionaria interna no sería pertinente.

Gráfico 3: INFLACIÓN TOTAL, INFLACIÓN IMPORTADA Y TIPO DE CAMBIO (Variaciones porcentuales interanuales)



Fuente: Elaboración propia con datos del INE, BCB

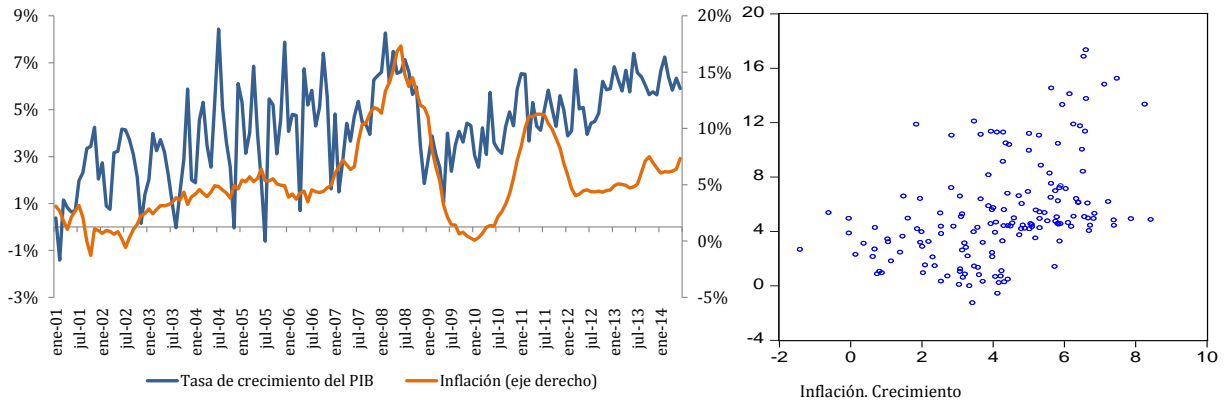
Con el objeto de analizar si los períodos de mayor crecimiento económico están relacionados con incrementos en los niveles de precios, se tomó en cuenta la tasa de crecimiento interanual mensual del Producto Interno Bruto Real⁴. Como podrá notarse en el Gráfico 4 existe una relación positiva entre ambas variables, la asociación parecería ser de mayor intensidad en los períodos de mayor crecimiento y de menor volatilidad del producto, no obstante, la dispersión es apreciable.

⁴ Para realizar el análisis con información mensual, se mensualizó el PIB Real mediante el método de Denton, tomando como parámetro el Índice General de Actividad Económica (IGAE).

Gráfico 4: INFLACIÓN Y TASA DE CRECIMIENTO DEL PIB REAL

(En porcentaje)

(Dispersograma)



Fuente: Elaboración propia con datos del Instituto Nacional de Estadística (INE). BCB.

IV.2 Resultados de la estimación

Como se comentó anteriormente, el objetivo del trabajo es estimar una forma reducida de la curva de Phillips híbrida neo keynesiana, de acuerdo a la siguiente ecuación, la cual muestra cual es la dinámica de la inflación en el corto plazo⁵:

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 E_t(\pi_{t+1}) + \gamma \pi_t^* + \delta \chi_t + \varepsilon_t$$

Se ha estimado la ecuación anterior usando el MGM para el período de enero de 2006 a junio de 2014. El período de estimación responde a la disponibilidad de la inflación esperada a partir de principios de 2006 y del PIB al segundo semestre de 2014. Se han utilizado como instrumentos los rezagos de las variables predeterminadas, la inflación externa, y hasta tres rezagos de las demás variables involucradas.

Para evaluar la robustez de los resultados se efectuó varias estimaciones de la ecuación anterior utilizando diferentes especificaciones de la matriz de ponderaciones W . Como puede observarse en la Tabla 1 las estimaciones son robustas a cambios en la especificación de la matriz de ponderaciones. Además los tests de restricciones de sobre-identificación y de ortogonalidad de los instrumentos dan cuenta que los mismos son válidos en cada una de las especificaciones⁶ (Tabla 2). Asimismo los residuos en cada una de las especificaciones tienen una distribución normal y la inflación rezagada un período, el producto y la inflación son variables endógenas.

⁵ No se incluye el tipo de cambio nominal porque este ha venido respondiendo mayormente a la evolución de la inflación doméstica e importada, por lo que su inclusión representaría un típico caso de endogeneidad inducida. Al incluirla como variable exógena se consigue un coeficiente superior a la unidad y los coeficientes asociados al crecimiento del producto y la inflación importada muestran signos incorrectos.

⁶ La hipótesis nula hace referencia a la ortogonalidad.

Tabla 1: ESTIMACIONES DE ACUERDO A DIFERENTES MATRICES DE PONDERACIONES

Estimación por MGM	Newey - west Fijo	Andrews	Newey - west Variable
α_1	0,61	0,60	0,60
Error Estándar	0,11	0,11	0,11
α_2	0,12	0,12	0,12
Error Estándar	0,11	0,10	0,10
γ	0,30	0,31	0,31
Error Estándar	0,10	0,10	0,10
δ	0,38	0,37	0,37
Error Estándar	0,12	0,12	0,12
Estadístico J	2,85	2,71	2,6
Estadístico JB	0,07	0,085	0,089
Diferencia estadístico J Valor de probabilidad*	0,75	0,19	0,33

*Test de endogeneidad. Hipótesis nula planteada en términos de endogeneidad

Tabla 2: TEST DE ORTOGONALIDAD DE LOS INSTRUMENTOS

Instrumento	π_{t-2}	π^e_{t-1}	π^*_t	x_{t-1}
Newey - west Fijo				
Probabilidad	0,09	0,11	0,09	0,09
Andrews				
Probabilidad	0,09	0,09	0,09	0,099
Newey - west Variable				
Probabilidad	0,10	0,1	0,10	0,10

En el corto plazo el componente *backward-looking*, la tasa de crecimiento del producto y la inflación importada (en ese orden) son los principales determinantes de la dinámica de la inflación. El componente *forward-looking* es de menor importancia en el proceso de formación de precios. En la toma de decisiones, la inflación rezagada es considerada en mayor medida para la fijación de precios, como consta además en el test de Wald realizado para evaluar la igualdad de los componentes *forward* y *backward-looking* (Tabla 3).

Tabla 3: TEST DE WALD DE IGUALDAD DE LOS COEFICIENTES *BACKWARD* Y *FORWARD LOOKING*

Hipótesis nula	$\alpha_1 = \alpha_2$		
	Valor	df	Probabilidad
Estadístico <i>F</i>	5,685103	(1, 97)	0,0191
Estadístico <i>Chi-cuadrado</i>	5,685103	1	0,0171

La persistencia inflacionaria es la principal determinante de la inflación en el corto plazo, la inflación interanual mensual representa un 61% de la inflación rezagada.

Al tratarse de una economía abierta la inflación importada es también un determinante importante de la inflación en el corto plazo; los *shocks* inflacionarios externos serían uno de los principales desencadenantes de la inflación de corto plazo, la cual posteriormente estaría en función de la evolución rezagada de la inflación, de las expectativas sobre los futuros niveles de precios y del comportamiento del producto.

Pese a la dispersión observada entre el crecimiento del producto y la tasa de inflación, el comportamiento del producto tiene una incidencia importante sobre el nivel de precios, por lo que cabría esperar precios al alza en momentos de aceleración en el crecimiento de la actividad económica.

Adicionalmente, siguiendo a D'Amato y Garegnani (2009) se evaluó la verticalidad de la curva de Phillips estimada, testeando la hipótesis: $\alpha_1 + \alpha_2 + \gamma = 1$. Los resultados muestran que en el largo plazo no habría relación de la inflación rezagada, las expectativas de inflación y la inflación importada sobre la inflación doméstica (Tabla 4).

Tabla 4: TESTEO DE LA VERTICALIDAD DE LARGO PLAZO

Hipótesis de verticalidad	$\alpha_1 + \alpha_2 + \delta = 1$	
	Valor	Probabilidad
Newey - west Fijo		
Estadístico F	0,88	0,34
Andrews		
Estadístico F	1,08	0,30
Newey - west Variable		
Estadístico F	1,19	0,27

V. Conclusiones

De los resultados obtenidos se concluye que la especificación de una curva Phillips neo keynesiana híbrida explica adecuadamente la dinámica de la inflación en el período 2006-junio de 2014.

El componente *backward-looking* es el principal determinante de la dinámica de la inflación en el corto plazo. Claramente los agentes estarían considerando en mayor medida la inflación pasada que la que esperan a futuro para establecer los precios.

También se encontró evidencia de la incidencia de las variaciones del producto sobre los precios; el efecto marginal es el segundo en importancia. La relación entre ambas parecería ser más profunda en los episodios de mayor crecimiento.

Como cabría esperar, la inflación importada explica considerablemente el nivel de precios. La transmisión de la inflación externa es destacable. Como es sabido, en gran medida los procesos inflacionarios vividos desde 2006 han tenido un desencadenante externo. Posiblemente este haya sido el impulso inicial para los posteriores procesos inflacionarios progresivos en los períodos de mayo de 2007 a junio de 2008 y de junio de 2010 a abril de 2011.

Finalmente, en el largo plazo, los componentes *backward* y *forward-looking*, además de la inflación importada no son relevantes para la formación de precios. Esta constatación guarda relación con la teoría acerca de los determinantes de la inflación en el corto y largo plazo.

Referencias bibliográficas

BATINI, N., B. JACKSON B., S. NICKELL (2005). "An open-economy new Keynesian Phillips curve for the U.K", *Journal of Monetary Economics*, 52, pp. 1061. 1071

BIRCH SØRENSEN P. and H. J. WHITTA-JACOBSEN (2009). *Introducción a la macroeconomía avanzada. Volumen II: Ciclos económicos*, McGraw-Hill/Interamericana de España S.A.

BJØRNSTAD, R. and R. NYMOEN (2008). "The New Keynesian Phillips Curve Tested on OECD Panel Data", *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 23, pp. 1-18

CALVO, G. A. (1983). "Staggered prices in a utility-maximizing framework", *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 383–398

CÉSPEDES L. F., M. OCHOA, C. SOTO (2005). "An Estimated New Keynesian Phillips Curve for Chile", Banco Central de Chile

D'AMATO, L. y M. L. GAREGNANI (2009). "La dinámica de corto plazo de la inflación: estimando una curva de Phillips híbrida neokeynesiana para Argentina (1993-2007)", Banco Central de la República Argentina, Ensayos Económicos, 55, pp. 33-56

DAVIDSON, R. and. J. G. MACKINNON (2003). *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press

GALÍ, J. and M. GERTLER (1999). "Inflation dynamics: A structural econometric analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44, pp. 195–222

GALÍ, J., M. GERTLER, D. LÓPEZ-SALIDO (2001). "European inflation dynamics", *European Economic Review*, 45 (7), pp. 1237–1270

GALI, J. and T. MONACELLI (2005). "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy", *The Review of Economic Studies*, 72 (3), pp. 707–734

GREENE, W. H. (2011). *Econometric analysis*, 7th edition, Prentice-Hall

GUENDERA A. V. and Y. XIEB (2007). "Is there an exchange rate channel in the forward-looking Phillips curve? A Theoretical and empirical investigation", *New Zealand Economic Papers*, 41 (1), pp. 5-28

HAMILTON, J. D. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press

HANSEN, L. P. and K. SINGLETON (1982). "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models", *Econometrica*, 50 (5), pp. 1269–1288

HAYASHI, F. (2000). *Econometrics*, Princeton University Press

JOHNSTON, J. and J. DiNARDO (1997). *Econometric methods*, 4th edition, McGraw-Hill Higher education

KARA, A. and E. NELSON (2003). "The Exchange Rate and Inflation in the UK", *Scottish Journal of Political Economy*, 50 (5), pp. 585–608

MANKIW, N. G. and R. REIS (2002). "Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve", *The Quarterly Journal of Economics*, 117 (4), pp. 1295–1328

MITTELHAMMER, R. (1996). *Mathematical Statistics for Economics and Business*, First Edition, Springer-Verlag, New York LLC

PALOVIITA, M. (2009). "Acerca de la generalidad de las curvas de Phillips neokeynesianas", *Ensayos Económicos* 55, pp. 7-32

VERBEEK, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics*, Second Edition, John Wiley & Sons, Ltd.