

Ensayos Económicos

Acerca de la generalidad de las curvas de Phillips neokeynesianas

Maritta Paloviita

La dinámica de corto plazo de la inflación: estimando una curva de Phillips híbrida neokeynesiana para Argentina (1993-2007)

Laura D'Amato, María Lorena Garegnani

Cuotas y poder de voto en el FMI: teoría y evidencia

Martín Gonzalez-Eiras

Una evaluación de la competencia en el sector bancario de Argentina: evidencia empírica con datos a nivel de banco

Héctor Gustavo González Padilla

55

Julio - Septiembre 2009



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Acerca de la generalidad de las curvas de Phillips neokeynesianas

Maritta Paloviita*

Banco de Finlandia

Resumen

En este estudio examinamos la relevancia empírica de la curva de Phillips neokeynesiana. Utilizando datos agregados de la zona del euro desde fines de la década del 1980, comparamos el ajuste empírico de especificaciones alternativas de la curva de Phillips. Investigamos los modelos puramente *forward-looking* y los modelos híbridos, que incluyen componentes *forward-looking* y *backward-looking*. En el contexto de una economía abierta, suponemos que las importaciones son bienes intermedios. Se tiene en cuenta la posible persistencia de las expectativas utilizando *proxies* directas, como los datos de las expectativas de inflación de Consensus Economics. El análisis empírico brinda un fuerte respaldo al modelo híbrido neokeynesiano de economía abierta. El test de Wald de restricciones de coeficientes sugiere que, en comparación con la especificación puramente *forward-looking*, la dinámica de inflación de la zona del euro se captura mejor a través de la curva de Phillips híbrida. Además, se observa una mejora del desempeño empírico de la especificación híbrida si se extiende el modelo al contexto de una economía abierta.

Códigos JEL: E31, F41, C52.

Palabras clave: curva de Phillips neokeynesiana, economía abierta, expectativas, zona del euro.

* Departamento de Investigación y Política Monetaria del Banco de Finlandia. Las opiniones expresadas pertenecen a la autora y no necesariamente reflejan los puntos de vista del Banco de Finlandia, ni del Banco Central de la República Argentina o sus autoridades. Deseo agradecer a Juha Tarkka sus útiles comentarios y a Reijo Siiskonen su excelente ayuda en la investigación. También agradezco los constructivos comentarios de los participantes de la XXXI Asamblea Anual de la Sociedad Finlandesa para la Investigación Económica realizada en Turku, en febrero de 2009.

On the Generality of the New Keynesian Phillips Curves

Maritta Paloviita

Bank of Finland

Summary

The New Keynesian Phillips curve is widely used in macroeconomics and monetary policy analysis. It is explicitly based on micro-foundations, monopolistically competitive firms and sticky prices. In its original form the New Keynesian Phillips curve is purely forward-looking model of inflation dynamics in the closed economy context. It is based on time-contingent price setting, which can be derived using Taylor's overlapping contracts model (Taylor 1980), Rotemberg's model of quadratic costs of price adjustment (Rotemberg 1982) or the Calvo (1983) model with random price adjustment. The alternative New Keynesian Hybrid Phillips curve includes elements of both forward- and backward-looking prices setting (Galí and Gertler, 1999). In the hybrid model only some price setters behave optimally when adjusting prices while the rest use rules of thumb or indexation, which is based on recent history of aggregate prices.

When the New Keynesian Phillips curve is extended into open economy framework, inflation dynamics become more complicated, as new channels arise due to exchange rate changes and the effects of foreign shocks. In this approach, not only domestic demand and supply, but also foreign economic conditions influence domestic inflation. Imported goods can be modelled as intermediate goods (McCallun and Nelson, 1999, 2000; Kara and Nelson, 2003; Allsopp, Kara and Nelson, 2006), or as final consumption goods (Galí and Monacelli, 2005). Also more complicated models have been investigated (Batini et al, 2005; Leith and Malley, 2007; Ruml, 2007). The exchange rate pass-through is assumed to be full when final consumption goods model is analysed, but incomplete when imported goods are treated as intermediate goods.

In this study we examine the empirical relevance of the New Keynesian Phillips curve relationship. Using pooled data for the euro area since the late 1980s, we compare the empirical fit of alternative Phillips curve specifications. We investigate both purely forward-looking models and hybrid models, which include both forward- and backward-looking elements of expectations. In the open economy context, we make the assumption that all imports are intermediate goods. Possible persistence in expectations is taken into account by using direct proxies i.e. Consensus Economics survey data for inflation expectations. The empirical analysis provides the strongest support for the open economy New Keynesian hybrid model. The Wald test of coefficient restrictions suggests that compared with the purely forward-looking specification, euro area inflation dynamics are better captured by the hybrid Phillips curve. Moreover, the empirical performance of the hybrid specification is improved, if the model is extended into open economy context. Robustness analysis indicates that the same open economy hybrid model is appropriate for countries with low and with high output gap volatility. Moreover, the inflation process in the four biggest and in the rest of the countries can be modelled using the same model parameters.

Inflation dynamics are a central issue in monetary policy analysis. When conducting monetary policy, the inflation process and the effects of foreign shocks (for example energy and food price shocks) on domestic inflation must be carefully analysed. It is also important to examine how persistent the effects of shocks on inflation are and how the exchange rate and inflation are related. Overall, monetary policy analysis must be based on structural models, which capture expectations dynamics and the open economy aspects of the inflation process accurately. Recently, due to sharply weakening conditions in the world economy and highly volatile commodity prices, maintaining a deep understanding of inflation dynamics in the open economy context has become even more important for central banks.

JEL: E31, F41, C52.

Key words: New Keynesian Phillips curve, open economy, expectations, euro area.

I. Introducción

Como la literatura empírica indica, la curva de Phillips neokeynesiana es utilizada ampliamente para el análisis macroeconómico y de la política monetaria. Se basa de manera explícita en fundamentos micro, con empresas que operan en un contexto de competencia monopolística y precios rígidos. En su forma original, la curva de Phillips neokeynesiana es un modelo de dinámica de inflación puramente *forward-looking* en el contexto de una economía cerrada. Se basa en la formación de precios dependiente del tiempo, que puede obtenerse utilizando el modelo de superposición de contratos de Taylor (1980), el modelo de costos cuadráticos del ajuste de precios de Rotemberg (1982) o el modelo de Calvo (1983) con ajuste aleatorio de precios. En cambio la alternativa de una curva de Phillips neokeynesiana híbrida incluye tanto elementos de formación de precios *forward-looking* como *backward-looking* (Galí y Gertler, 1999). En el modelo híbrido, sólo algunos formadores de precios se comportan de manera óptima cuando ajustan precios, mientras que el resto utiliza reglas de indexación, basadas en la evolución reciente los precios agregados.

Cuando se extiende la curva de Phillips neokeynesiana al modelo de economía abierta, la dinámica de inflación se complica porque surgen nuevos canales derivados de las modificaciones del tipo de cambio y los efectos de los shocks externos. En este enfoque, no sólo la oferta y demanda doméstica inciden en la inflación interna sino también las condiciones económicas externas. Los productos importados pueden ser modelados como bienes intermedios (McCallun y Nelson, 1999, 2000; Kara y Nelson, 2003; Allsopp, Kara y Nelson, 2006), o como bienes de consumo finales (Galí y Monacelli, 2005). Además, modelos más complejos han sido investigados (Batini *et al.*, 2005; Leith y Malley, 2007; Rumler, 2007). El *pass-through* del tipo de cambio se supone completo cuando se analiza el modelo de bienes de consumo finales, en cambio, se supone incompleto cuando se considera a los productos importados como bienes intermedios.

En este estudio analizamos la relevancia empírica de la curva de Phillips neokeynesiana. Específicamente, utilizando datos agregados de la zona del euro desde fines de los años '80, estimamos especificaciones alternativas de la curva de Phillips. Se investigan tanto las especificaciones puramente *forward-looking* como las especificaciones híbridas. En el contexto de una economía abierta, suponemos que las importaciones son bienes intermedios y se las aproxima mediante dos variables: el precio real de los *commodities* importados o el nivel

del tipo de cambio real. En lugar de suponer un tipo específico de formación de expectativas, seguimos a Adam y Padula (2003), a Paloviita (2006, 2007a, 2007b, 2009), y a Paloviita y Mayes (2005), y medimos las expectativas de manera directa utilizando los datos de relevamientos de Consensus Economics.^{1,2} Utilizamos el test de Wald de restricciones de coeficientes para comparar la relevancia empírica de las especificaciones alternativas. Examinamos si el ajuste empírico de la curva de Phillips en una economía abierta varía en grupos de países diferentes según la variación de la brecha del producto. También comparamos el ajuste empírico de los modelos para las cuatro economías más grandes y para el resto de los países.

Los resultados del estudio sugieren que el ajuste empírico de las especificaciones puramente *forward-looking* de la curva de Phillips neokeynesiana parece ser bastante pobre. El test de Wald de restricciones de coeficientes indica que la dinámica de inflación de la zona del euro se captura mejor mediante las curvas de Phillips híbridas que incluyen el término *backward-looking* de inflación rezagada. Además, mejora el desempeño empírico de la especificación híbrida si se extiende el modelo a un contexto de economía abierta, que tiene en cuenta los efectos de del tipo de cambio real y del precio real de las importaciones en la inflación doméstica. El análisis de robustez indica que el mismo modelo híbrido de economía abierta es apropiado para países con alta y baja volatilidad de la brecha del producto. Por otro lado, es posible modelar la dinámica de inflación en las cuatro economías más grandes y en el resto de los países utilizando los mismos parámetros del modelo.

El trabajo está organizado de la siguiente manera. La Sección II presenta las especificaciones alternativas de la curva de Phillips neokeynesiana y el test de Wald de restricciones de coeficientes. La Sección III muestra los resultados empíricos. La Sección IV presenta el análisis de robustez. La Sección V analiza algunos estudios relacionados y la Sección VI incluye las conclusiones.

¹ Este enfoque es útil porque nos permite examinar la rigidez potencial de las expectativas y sus efectos en el proceso inflacionario. También podemos mantener la curva de Phillips neokeynesiana con sus fundamentos micro con una formación de precios óptima.

² A la fecha, los estudios empíricos de la dinámica de inflación se basan, en general, en el supuesto de que las expectativas son racionales. Sin embargo, recientemente, surgieron algunos modelos alternativos. Se han presentado modelos de racionalidad acotada y aprendizaje (Evans y Honkapohja, 2001, 2003; Milani, 2007) o modelos con rigidez de información (Mankiw y Reis, 2001, 2002), a los que se ha sumado el llamado enfoque de epidemiología (Carroll, 2001) o canales de información limitada (Woodford, 2002; Adam, 2007). Alternativamente, es posible medir de manera directa las expectativas de inflación utilizando relevamientos o expectativas de inflación.

II. Especificaciones alternativas y el test de Wald de restricciones de coeficientes

En el enfoque neokeynesiano, se supone que la formación de precios nominales es escalonada y se supone también que cada empresa, que opera en un contexto de competencia monopolística, maximiza sus ganancias sujeta a ciertas restricciones en la determinación de precios basada en una regla de ajuste dependiente del tiempo (Calvo, 1983). La curva de Phillips neokeynesiana original puede expresarse del siguiente modo:

$$\pi_t = \beta E_t \{ \pi_{t+1} \} + \lambda \widehat{m}c_t \quad (1)$$

donde π_t indica la tasa de inflación del período t y $\widehat{m}c_t$ el desvío en logs del costo marginal real de las empresas respecto de su valor de estado estacionario en el período t . E_t representa las expectativas de inflación en $t+1$ al momento t . Bajo el supuesto de racionalidad, los agentes no cometen errores sistemáticos cuando forman sus expectativas de inflación. En este modelo, la inflación es enteramente *forward-looking* y el parámetro β se refiere al factor de descuento subjetivo, que se toma como menor pero muy próximo a la unidad. En el modelo de Calvo, en el que cada empresa tiene una probabilidad fija $(1-\theta)$ de cambiar su precio en el período t , el coeficiente del costo marginal real, λ , es decreciente en θ . Por lo tanto, cuanto más tiempo permanecen los precios fijos en promedio, menos sensible es la inflación al costo marginal real actual.

En la curva de Phillips híbrida, algunos formadores de precios utilizan reglas de indexación para la formación de precios (Galí y Gertler, 1999). Cuando ω denota la proporción de estos formadores de precios *backward-looking*, el modelo adopta la siguiente estructura:

$$\pi_t = \omega_1 E_t \{ \pi_{t+1} \} + \omega_2 \pi_{t-1} + \gamma \widehat{m}c_t \quad (2)$$

donde π_{t-1} denota la tasa de inflación rezagada. En general, la suma de los coeficientes estimados de los términos de inflación (ω_1 y ω_2) se restringe a la unidad para poder considerar sus pesos relativos en la dinámica de la inflación.

En un contexto de economía abierta, el costo marginal real no necesariamente captura de manera apropiada el costo total de las empresas. Si la importación de insumos intermedios es esencial para la producción de bienes y servicios

finally, we have to modify the real marginal cost. We follow McCallum and Nelson (1999, 2000), Kara and Nelson (2003), Allsopp, Kara and Nelson (2003) and Palo-viita (2009) and suppose that all imported products are, in fact, intermediate goods for domestic price setters. In this context, it is assumed that all final consumption goods are produced domestically. We suppose that the transmission of changes in the exchange rate to intermediate imported goods is complete but domestic consumption prices are rigid due to the formation of internal prices. Open economy models can be expressed in this way:

$$\pi_t = \beta E_t \{ \pi_{t+1} \} + \lambda \hat{m}c_t + \varphi_1 q_t \quad (3)$$

$$\pi_t = (1 - \omega) E_t \{ \pi_{t+1} \} + \omega \pi_{t-1} + \gamma \hat{m}c_t + \varphi_2 q_t \quad (4)$$

The term q_t refers to the open economy variable, that is, the real price of imported *commodities* or the level of the real exchange rate.^{3,4} Given that it is assumed that all imports are included in the production function, we suppose that the open economy variable captures the effect of intermediate goods on the marginal cost.

In Section III we slightly modify the previous specifications when we apply them to the data of the euro zone. In all estimations, we use the output gap, y_t , as a *proxy* of the real marginal cost. Additionally, we do not suppose that expectations are rational, but we allow for deviations from rational expectations with respect to the rationality assumption and we measure them directly. For this reason, we replace the rational expectations operator E_t by \bar{E}_t , which denotes the measurement of expectations based on surveys.

³ In McCallum and Nelson (1999) the specification of the Phillips curve of the open economy is based on the production function $CES Y_t = [a_t (A_t N_t)^{\alpha} + (1 - \alpha)(IM_t)^{\alpha}]^{1/\alpha}$. In this expression, A_t refers to the technological shock that increases the labor force, N_t is the labor input, IM_t is the quantity of imports and $0 < \alpha < 1$. The technology CES derives in a real marginal cost, which is a combination of real wages (deflated by a productivity shock) $(W_t/P_t)/A_t$ and the logarithm of the real price of imports $[(W_t/P_t)/A_t]$. After the logarithmic linearization, assuming a complete *pass-through* and using the unitary labor cost to approximate the logarithm $[(W_t/P_t)/A_t]$, we obtain a specification of the Phillips curve in which q_t enters with a positive coefficient.

⁴ The real exchange rate enters the equation in a different way if we suppose that all imports are final goods, with prices defined in the exterior (see Galí and Monacelli, 2005).

El test de Wald de restricciones de coeficientes se utiliza para comparar el ajuste empírico de los modelos alternativos. Específicamente, comparamos las curvas de Phillips alternativas contra el siguiente modelo muy general que incorpora todas las especificaciones mencionadas como casos especiales:

$$\pi_t = \omega_1 \bar{E}_t \{ \pi_{t+1} \} + \omega_2 \pi_{t-1} + \phi \hat{y}_t + \varphi q_t \quad (5)$$

Las expectativas de inflación, la tasa de inflación rezagada, la brecha del producto y la variable de economía abierta son las variables explicativas del modelo general. Si, por ejemplo, el parámetro ω_1 es igual a 0,97 y los parámetros ω_2 y φ son iguales a cero, el modelo tiende a la curva de Phillips neokeynesiana puramente *forward-looking* en el contexto de una economía cerrada. Pero, si el coeficiente ω_1 es igual a 0,97 y el coeficiente ω_2 es igual a cero, obtenemos la versión de economía abierta de la curva de Phillips neokeynesiana puramente *forward-looking*. El modelo general tiende al modelo híbrido de economía cerrada si la suma de $\omega_1 + \omega_2$ es igual a uno. Por su parte, obtenemos el modelo híbrido de economía abierta si la suma de los parámetros ω_1 y ω_2 es igual a uno. Utilizamos el test de Wald para determinar si los datos aceptan las especificaciones restringidas.

III. Resultados empíricos

III.1. Descripción de los datos

Utilizamos las Cuentas Nacionales de la OCDE para construir las tasas de inflación anuales, las brechas del producto y el precio real de los *commodities* importados para los países de la zona del euro durante los años 1985–2006. La estructura de las importaciones de cada país es tomada en cuenta para los precios de los *commodities* importados. A su vez, los tipos de cambio efectivos reales, basados en los precios al consumidor relativos, se obtienen del FMI (base de datos de Estadísticas Financieras Internacionales). Las brechas del producto se basan en el filtro de Hodrick y Prescott y, para las estimaciones de las variables de economía abierta, se utilizaron series sin tendencia. La inflación se mide en cambios porcentuales anuales de los precios al consumidor. Las expectativas de inflación se obtienen del relevamiento mensual de Consensus Economics.⁵

⁵ El relevamiento de Consensus Economics no incluye a Luxemburgo. Por lo tanto, tampoco está incluido en este análisis.

Utilizamos las estimaciones de diciembre como la expectativa de inflación para el siguiente año calendario.⁶ Disponemos de *proxies* de las expectativas de inflación basados en encuestas desde fines de los años '80. Por lo tanto, el análisis comprende el período 1989-2006.

La evolución de la inflación sufrió algunos cambios en los países de la zona del euro desde principios de los años '90. Sólo Grecia y Portugal mostraron tasas de inflación de dos dígitos en los primeros años de la muestra. En general, la tasa de inflación promedio de toda la muestra se ubicó por encima del 3% en Grecia, Irlanda, Italia, Portugal y España, y por debajo del 3% en el resto de las economías.

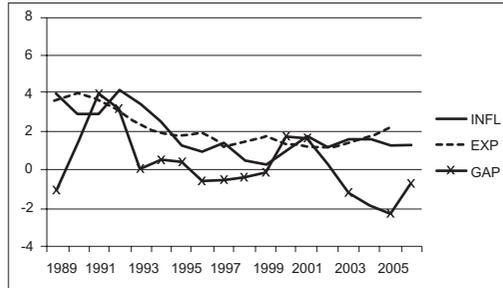
Por otra parte, hubo una notable heterogeneidad entre los países en cuanto a la evolución de la brecha del producto. Finlandia, Irlanda y Portugal pertenecen al grupo de países con una evolución más divergente de la brecha del producto mientras que, en otros, la brecha ha sido menos volátil. La comparación de las variables de economía abierta revela que la evolución del precio de los *commodities* importados en términos reales ha sido claramente más volátil que la del tipo de cambio real efectivo.

El Gráfico 1 muestra las series correspondientes a Alemania, Francia, Italia y España, que dominan la zona del euro, con un peso relativo combinado de más del 80%, e indica que las tasas de inflación corriente y las expectativas basadas en encuestas están estrechamente relacionadas. A continuación, calculamos el error medio (ME, por sus siglas en inglés), el error medio absoluto (MAE, por sus siglas en inglés) y el error cuadrático medio (RMSE, por sus siglas en inglés) de las expectativas de inflación para los datos de la zona del euro. El error medio, es decir el error promedio en las expectativas, indica si la inflación corriente presenta errores sistemáticos de pronóstico. La precisión promedio de las expectativas se mide según el error medio absoluto. Es posible que los errores de las expectativas sean grandes pero que se equilibren entre sí. En este caso, obtendríamos un error medio bajo pero el error medio absoluto sería más alto. La precisión en las expectativas también se puede medir según el error cuadrático

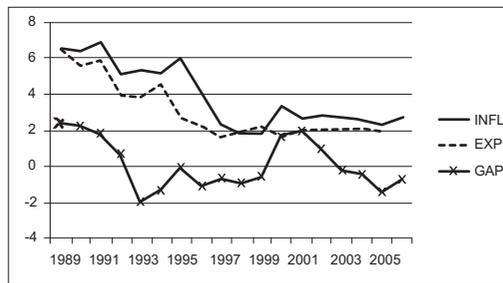
⁶ Paloviita (2007a) utiliza tanto los datos de los relevamientos de Consensus Economics como los pronósticos de inflación de la OCDE para aproximar las expectativas de inflación de la zona del euro. La autora demuestra que las dos *proxies* de expectativas de inflación, que parecen seguir un patrón similar, están altamente correlacionadas (el coeficiente de correlación es superior a 0,9).

Gráfico 1 / Evolución de la inflación, expectativas de inflación y brechas del producto

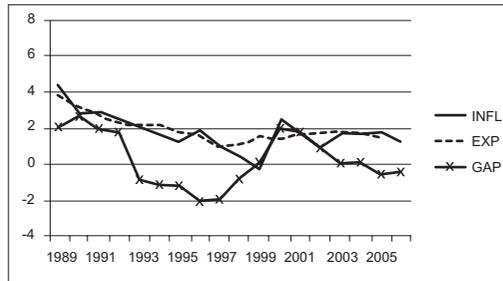
Alemania



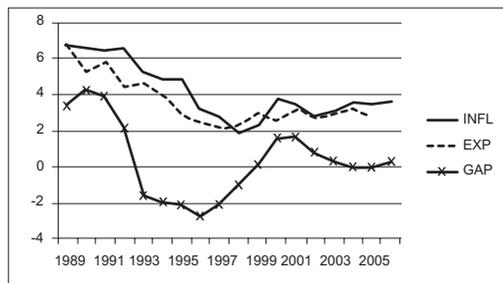
Italia



Francia



España



medio.⁷ Este último error es más sensible que el error medio absoluto a errores muy grandes en las expectativas. También se calculan los tres indicadores estadísticos para las expectativas de inflación *naive*. Si las expectativas son *naive*, la tasa de inflación esperada del año siguiente siempre es igual a la tasa de inflación del año en curso.

Tal como se informa en la Tabla 1, según todos los indicadores alternativos, las expectativas basadas en encuestas superan a los pronósticos *naive*. En especial, el error medio indica que los pronósticos de Consensus Economics fueron más precisos que el pronóstico *naive*. Además, en Paloviita (2009), donde se analizan datos agrupados y consolidados para la zona del euro, la evidencia demuestra que la medición directa de expectativas tiene mayor solidez que los pronósticos *naive*.⁸

Bajo expectativas racionales las expectativas deberían ser insesgadas. El insesgamiento de los pronósticos de inflación de Consensus Economics se prueba estimando la ecuación $\pi_t = a + b\pi_t^*$, donde π_t^* se refiere al pronóstico de inflación del período t , realizado en el período $t-1$. La estimación de esta ecuación brinda un respaldo claro a la hipótesis de insesgamiento, dado que la hipótesis conjunta de que la constante a es igual a cero y el coeficiente de las expectativas, b , es igual a uno no es rechazada por los datos.⁹ Para el test de Wald, obtenemos un valor F igual a 0,536 y un valor-p correspondiente igual a 0,586.¹⁰

Tabla 1 / Estadística del desempeño del pronóstico de inflación

	Pronóstico de Consensus Economics	Pronóstico <i>naive</i>
ME	0,062	0,214
MAE	0,617	0,794
RMSE	0,824	1,058

ME = Error medio, MAE = Error medio absoluto, RMSE = Error cuadrático medio.

⁷ Más precisamente, $RMSE = \left((1/T) \sum_{t=1}^T \{ [x_t - x_t^*]^2 \} \right)^{1/2}$.

⁸ En Paloviita (2009) se comparan los pronósticos *naive* con los pronósticos de la OCDE desde fines de los años '70 y los pronósticos de Consensus Economics desde 1990 (ambos medidos en junio).

⁹ La estimación se basó en los errores estándar de Newey-West HAC.

¹⁰ Paloviita (2006) utiliza los pronósticos de inflación de la OCDE para aproximar las expectativas de inflación de la zona del euro y proporciona evidencia de que en el período 1977–1990, cuando la inflación era alta y volátil en muchos países europeos, las expectativas de inflación eran sesgadas. En cambio, la hipótesis de insesgamiento no puede rechazarse en la zona del euro para el período 1991–2003.

En términos generales, el análisis anterior prueba que la medición directa de expectativas parece funcionar mejor que el pronóstico *naïve*. Dado que la prueba de insesgamiento no es rechazada por los datos, el posible desvío de las expectativas respecto de la racionalidad no parece ser muy grande.

III.2. Comparación empírica de las especificaciones alternativas

En esta sección utilizamos el test de Wald de restricciones de coeficientes para comparar la relevancia empírica de las distintas especificaciones de curvas de Phillips neokeynesianas alternativas. Estimamos el modelo muy general (no restringido por la especificación híbrida), que incluye a los términos de expectativas *forward-looking* y *backward-looking*, la brecha del producto y la variable de economía abierta como variables explicativas. En todas las estimaciones, las expectativas de inflación se aproximan utilizando datos de encuestas, lo que tiene en cuenta una posible persistencia de las expectativas. El test de Wald de restricciones sobre los coeficientes se utiliza para evaluar si las especificaciones restringidas son aceptadas o no por los datos.

Siguiendo a Galí y Gertler (1999), que examinan la dinámica de inflación en Estados Unidos, y el análisis de inflación de la zona del euro de Galí *et al.* (2001), utilizamos la técnica de GMM para las estimaciones.^{11,12} Suponemos

¹¹ Tradicionalmente, el análisis de la curva de Phillips neokeynesiana se basaba en la presunción de que la inflación es estacionaria. La posible no estacionariedad invalida los resultados de la estimación de GMM, pero Engle y Granger (1987) han demostrado que una combinación lineal de series de tiempo no estacionarias puede ser estacionaria. La curva de Phillips neokeynesiana se basa explícitamente en fundamentos micro, y en este estudio utilizamos la medición directa de expectativas y variables de economía abierta adicionales. Por lo tanto, realizamos el supuesto convencional de estacionariedad y aplicamos el método de GMM, ampliamente utilizado en el análisis empírico de la dinámica de inflación.

¹² Según Ma (2002) y Mavroeidis (2005), al estimar la curva de Phillips neokeynesiana con GMM, es imposible distinguir correctamente los términos *backward-looking* y *forward-looking* (problema de identificación). Mavroeidis (2005) señala que la identificación es determinada por la naturaleza única de la solución para el sistema, que contiene tanto la curva de Phillips neokeynesiana como las ecuaciones que determinan las variables exógenas. Ma (2002) muestra que los parámetros estimados para los términos de inflación *forward-looking* y *backward-looking* en las especificaciones híbridas sólo se identifican débilmente. Sostiene que esto se debe al hecho de que la función objetivo es no cuadrática, mientras que GMM se basa en una función objetivo cuadrática. Sin embargo, en este estudio queremos evitar un sistema en el cual necesitemos probar una hipótesis conjunta complicada que determine simultáneamente tanto la curva de Phillips neokeynesiana como todas las variables exógenas. Por eso, dado que estamos interesados en los aspectos de la dinámica de la inflación en una economía abierta, se utilizan técnicas de variables instrumentales (GMM) para tratar la endogeneidad de las variables externas sin ninguna presunción específica de la forma de endogeneidad. También vale la pena destacar que con la medición directa de expectativas, el tema de la endogeneidad no necesariamente es un problema importante cuando se utiliza el método de GMM.

que este método de estimación resulta necesario debido a errores de medición en el término de las expectativas y/o en la brecha del producto. Además, dado que el término de las expectativas y la brecha del producto contemporánea están potencialmente correlacionados entre sí o con el término de error, es probable que el método de GMM resulte necesario. Para realizar comparaciones razonables, se utilizan los mismos instrumentos en todos los casos y se modifican los desvíos estándar de los coeficientes estimados de la misma manera (utilizando el *kernel* de Bartlett). Se consideran dos especificaciones alternativas de la curva de Phillips de economía abierta: el modelo A con el precio de los *commodities* importados en términos reales (*rci*) y el modelo B con el nivel del tipo de cambio real (*rer*).

Tal como se ilustra en la Tabla 2, para ambos modelos obtenemos resultados muy razonables, dado que todos los coeficientes son económica y estadísticamente significativos, y las restricciones de sobreidentificación nunca son rechazadas. Es interesante señalar que al estimar el modelo híbrido sin ninguna restricción, la suma de los coeficientes del término de expectativas es cercana a uno en ambos casos.

En ambos casos, el término de expectativas *backward-looking* parece dominar el proceso de inflación. Tanto en el caso del Modelo A como del Modelo B, cuando se prueban las restricciones de parámetros de la curva de Phillips nekeynesiana de economía cerrada puramente *forward-looking* contra el modelo general, las restricciones de los parámetros son claramente rechazadas por los datos. Los mismos resultados pueden hallarse también para la economía abierta de especificación puramente *forward-looking*. Por lo tanto, ninguno de los modelos puramente *forward-looking* parece ajustarse a los datos. Cuando se comparan las especificaciones híbridas con el modelo general (una vez más, tanto en el Modelo A como en el Modelo B), se obtienen resultados de los tests claramente superiores: el test de Wald respalda tanto la versión de economía cerrada como de economía abierta del modelo híbrido. El modelo híbrido de economía cerrada es aceptado sólo en el nivel de 1% en el caso del Modelo A y en el nivel del 5% en el caso del Modelo B. En cambio, las especificaciones híbridas de economía abierta disfrutan de un mayor respaldo estadístico: tanto el Modelo A de economía abierta como el Modelo B de economía abierta son claramente aceptados por los datos en el nivel del 5% convencional.

En términos generales, el test de Wald de restricciones de coeficientes sugiere que tanto en el contexto de la economía abierta como de la economía cerrada, el

Tabla 2 / Tests de Wald de restricciones de coeficientes

Modelo A de economía abierta $\pi_t = \omega_1 \bar{E}_t \{ \pi_{t+1} \} + \omega_2 \pi_{t-1} + \phi \hat{y}_t + \varphi_1 rci_t$

	ω_1	ω_2	ϕ	φ_1	Est. J
Modelo A de economía abierta	0,456 (0,079)*	0,539 (0,067)*	0,144 (0,025)*	0,021 (0,008)*	0,003 [0,502]
	Hipótesis conjunta		Estadístico F	Valor p	
CPNK cerrada vs. modelo general	$(\omega_1; \omega_2; \varphi_1) = (0,97; 0; 0)$		F=58,964	(0,000)	
CPNK abierta vs. modelo general	$(\omega_1; \omega_2) = (0,97; 0)$		F=79,587	(0,000)	
CPH cerrada restringida vs. modelo general	$(\omega_1 + \omega_2; \varphi_1) = (1; 0)$		F=3,527	(0,031)	
CPH abierta restringida vs. modelo general	$(\omega_1 + \omega_2) = (1)$		F=0,069	(0,793)	

Modelo B de economía abierta $\pi_t = \omega_1 \bar{E}_t \{ \pi_{t+1} \} + \omega_2 \pi_{t-1} + \phi \hat{y}_t + \varphi_2 rer_t$

	ω_1	ω_2	ϕ	φ_2	Est. J
Modelo B de economía abierta	0,368 (0,113)*	0,627 (0,100)*	0,145 (0,044)*	0,105 (0,047)*	0,006 [0,292]
	Hipótesis conjunta		Estadístico F	Valor p	
CPNK cerrada vs. modelo general	$(\omega_1; \omega_2; \varphi_2) = (0,97; 0; 0)$		F=43,422	(0,000)	
CPNK abierta vs. modelo general	$(\omega_1; \omega_2) = (0,97; 0)$		F=35,503	(0,000)	
CPH cerrada restringida vs. modelo general	$(\omega_1 + \omega_2; \varphi_2) = (1; 0)$		F=2,465	(0,088)	
CPH abierta restringida vs. modelo general	$(\omega_1 + \omega_2) = (1)$		F=0,049	(0,825)	

Nota: los números indicados entre paréntesis son los errores estándar, * indica la significatividad al 5%. El estadístico J corresponde al test de Hansen de restricciones de sobreidentificación (valores p debajo entre paréntesis). Instrumentos: 1º y 2º rezago de la brecha del producto, 2º y 3º rezago de la inflación, cambio del precio real del petróleo rezagado.

ajuste empírico de la especificación híbrida es claramente superior al de la curva de Phillips neokeynesiana puramente *forward-looking*. Incluso cuando utilizamos expectativas medidas de forma directa, necesitamos el modelo híbrido para capturar de manera adecuada la dinámica de inflación de la zona del euro. Por otro lado, cuando llevamos la especificación híbrida de la curva de Phillips neokeynesiana al contexto de la economía abierta, se observa una mejora del ajuste empírico del modelo. En el modelo híbrido, habitualmente restringimos la suma de los componentes de las expectativas *forward-looking* y *backward-looking* a la unidad. Esta restricción es claramente aceptada por los datos. A continuación presentamos el análisis de la relación de la curva de Phillips neokeynesiana examinando en profundidad el modelo híbrido de economía abierta restringido para la zona del euro.

III.3. Resultados de la estimación de la curva de Phillips híbrida de economía abierta

En esta sección estimamos las curvas de Phillips híbridas de economía abierta para la zona del euro. Utilizamos el método GMM para las estimaciones y la suma de los términos de expectativas queda restringida a la unidad. Una vez más, recurrimos al precio real de los *commodities* importados y al nivel del tipo de cambio real para aproximar los productos intermedios importados. Se utilizan los mismos instrumentos en todos los casos y los errores estándar de los coeficientes estimados se modifican de la misma manera (utilizando el *kernel* de Bartlett). La Tabla 3 muestra los resultados de la estimación.

Tabla 3 / Resultados de la curva de Phillips neokeynesiana híbrida en el contexto de una economía abierta, GMM

Modelo A de economía abierta $\pi_t = (1 - \omega)\bar{E}_t \{\pi_{t+1}\} + \omega\pi_{t-1} + \phi\hat{y}_t + \varphi_1rci_t$

Modelo B de economía abierta $\pi_t = (1 - \omega)\bar{E}_t \{\pi_{t+1}\} + \omega\pi_{t-1} + \phi\hat{y}_t + \varphi_2rer_t$

	ω	ϕ	φ_1 o φ_2	Est. J	Obs.
Modelo A de economía abierta	0,527 (0,048)*	0,142 (0,022)*	0,020 (0,008)*	0,003 [0,770]	194
Modelo B de economía abierta	0,615 (0,083)*	0,142 (0,041)*	0,105 (0,047)*	0,006 [0,555]	194

Nota: los números indicados entre paréntesis son los errores estándar, * indica la significatividad al 5%. El estadístico J corresponde al test de Hansen de restricciones de sobreidentificación (valores p debajo entre paréntesis). Instrumentos: 1º y 2º rezago de la brecha del producto, 2º y 3º rezago de la inflación, cambio del precio real del petróleo rezagado.

En la Tabla 3 todos los coeficientes estimados tienen el signo correcto y son estadísticamente significativos. Las expectativas *backward-looking* parecen dominar ligeramente el proceso de inflación de la zona del euro (como se observó en la Tabla 2). El peso relativo del término de inflación *backward-looking* está muy próximo a 0,5, cuando se estima el Modelo A utilizando el precio de los *commodities* importados en términos reales. Se obtiene un coeficiente ligeramente superior para el término de inflación rezagada, 0,6, cuando se considera el Modelo B con tipo de cambio real. El coeficiente estimado para el precio de los *commodities* importados en términos reales es 0,02 (Modelo A) y, cuando se utiliza el tipo de cambio real, se obtiene un coeficiente más alto, 0,11 (Modelo B). El coeficiente más alto del Modelo B refleja la menor varianza en términos absolutos de la variable de economía abierta de ese modelo. Las restricciones de sobreidentificación nunca son rechazadas al nivel del 5%.

A continuación nos proponemos considerar hasta qué punto es crítica la elección del modelo de estimación en este contexto (vea las notas de pie de página 11 y 12). A los fines de comparación, las estimaciones de la curva de Phillips híbrida se repiten utilizando mínimos cuadrados ordinarios. La estimación de mínimos cuadrados se basa en el supuesto de que todas las variables del modelo se miden correctamente y, por lo tanto, no se correlacionan con el término de error. En este caso, suponemos que en el análisis empírico no necesitamos tener en cuenta los posibles errores de medición o los problemas de simultaneidad.¹³

De acuerdo con las estimaciones de mínimos cuadrados descritas en la Tabla 4, las expectativas *forward-looking* dominan claramente el proceso de inflación de la zona del euro. En las estimaciones de GMM correspondientes, el peso relativo de las expectativas *backward-looking* es sin duda más alto (vea la Tabla 3). Los coeficientes estimados de la brecha del producto son levemente inferiores cuando se consideran los resultados de la estimación de mínimos cuadrados. Por otro lado, los parámetros estimados de economía abierta están muy próximos entre sí (0,02 y 0,04).

En términos generales, a pesar de algunas diferencias en los parámetros estimados, podemos concluir que los resultados de mínimos cuadrados respaldan

¹³ Bajo el supuesto de racionalidad, los mínimos cuadrados no constituyen un método de estimación apropiado de la curva de Phillips nekeynesiana. Sin embargo, pueden utilizarse con la medición directa de expectativas si algunos supuestos son válidas, tal como se describió en el texto.

Tabla 4 / Resultados de la curva de Phillips neokeynesiana híbrida en el contexto de la economía abierta, mínimos cuadrados

Modelo A de economía abierta $\pi_t = (1 - \omega)\bar{E}_t \{ \pi_{t+1} \} + \omega\pi_{t-1} + \phi\hat{y}_t + \varphi_1rci_t$

Modelo B de economía abierta $\pi_t = (1 - \omega)\bar{E}_t \{ \pi_{t+1} \} + \omega\pi_{t-1} + \phi\hat{y}_t + \varphi_2rer_t$

	ω	ϕ	φ_1 o φ_2	R ²	Obs.
Modelo A de economía abierta	0,389 (0,041)*	0,115 (0,022)*	0,020 (0,005)*	0,913	194
Modelo B de economía abierta	0,368 (0,045)*	0,102 (0,023)*	0,036 (0,011)*	0,911	194

Nota: Los números indicados entre paréntesis son los errores estándar de Newey-West HAC, * indica significatividad al 5%.

la validez de los resultados del método GMM informados antes. Por lo tanto, los resultados del análisis no parecen deberse a problemas específicos del método GMM.

En general, los resultados de las estimaciones para la zona del euro de las tablas 3 y 4 son muy razonables. Respaldan la especificación híbrida de economía abierta de la curva de Phillips neokeynesiana. Es interesante señalar que incluso cuando utilizamos mediciones directas de las expectativas de inflación (que permiten la posible persistencia de las expectativas), se necesitan las especificaciones híbridas con el término de expectativas *backward-looking* para poder modelar apropiadamente las dinámicas de inflación de la zona del euro. Luego realizamos un análisis de sensibilidad y examinamos la posible heterogeneidad de las dinámicas de inflación en las economías de la zona del euro.

IV. Análisis de robustez

Los resultados de la estimación anterior brindan el mayor respaldo a la curva de Phillips híbrida de economía abierta. En términos cualitativos, se obtiene el mismo resultado para las dos especificaciones alternativas, en las cuales se utiliza como variable de economía abierta el precio de los *commodities* importados en términos reales y el tipo de cambio real en niveles.

A continuación, investigamos en mayor detalle la validez general de los resultados estimados en la sección previa. Específicamente, consideramos cómo se relacionan

la dinámica de inflación y la brecha del producto. Dividimos las economías de la zona del euro en dos grupos, de acuerdo a la evolución de la brecha del producto, y examinamos si el ajuste empírico de la relación híbrida de economía abierta depende de dicha evolución. Finlandia, Irlanda y Portugal pertenecen al grupo de países con evolución más variable de la brecha del producto, mientras que en los demás países (Austria, Bélgica, Francia, Alemania, Grecia, Italia, Holanda y España) la evolución de la brecha del producto ha sido claramente menos volátil. Utilizamos el test de Chow para analizar si el mismo modelo es apropiado para los diferentes grupos de países. La Tabla 5 muestra los resultados de la estimación realizada utilizando el método de GMM.

Tabla 5 / Análisis de robustez para los países con baja y alta volatilidad de la brecha del producto

Modelo A de economía abierta $\pi_t = (1 - \omega)\bar{E}_t\{\pi_{t+1}\} + \omega\pi_{t-1} + \phi\hat{y}_t + \varphi_1rci_t$

Modelo B de economía abierta $\pi_t = (1 - \omega)\bar{E}_t\{\pi_{t+1}\} + \omega\pi_{t-1} + \phi\hat{y}_t + \varphi_2rer_t$

Volatilidad de la brecha del producto, GMM	ω	ϕ	φ_1 o φ_2	Est. J	Obs.
Modelo A					
Baja volatilidad	0,536 (0,059)*	0,176 (0,039)*	0,017 (0,007)*	0,004 [0,781]	140
Alta volatilidad	0,556 (0,073)*	0,125 (0,025)*	0,028 (0,013)*	0,007 [0,831]	54
F(3,188)	-0,116				
Probabilidad	1				
Modelo B					
Baja volatilidad	0,619 (0,093)*	0,137 (0,055)*	0,091 (0,045)*	0,003 [0,788]	140
Alta volatilidad	0,582 (0,165)*	0,166 (0,063)*	0,123 (0,119)	0,014 [0,681]	54
F(3,188)	0,427				
Probabilidad	0,730				

Nota: los números indicados entre paréntesis son los errores estándar, * indica la significatividad al 5%. El estadístico J corresponde al test de Hansen de restricciones de sobreidentificación (valores p debajo entre paréntesis). Instrumentos: 1° y 2° rezago de la brecha del producto, 2° y 3° rezago de la inflación, cambio del precio real del petróleo rezagado.

En general, todos los resultados de estimación de la Tabla 5 son razonables. Para ambos grupos de países y para las dos especificaciones, todos los coeficientes

estimados son estadísticamente significativos (con una excepción). En todos los casos, el proceso de inflación es un poco más *backward-looking*. Al estimar el Modelo A, el peso relativo del término de inflación rezagada es ligeramente más alto para los países con alta volatilidad de la brecha del producto, y lo opuesto ocurre cuando estimamos el Modelo B. Sin embargo, no se observa una diferencia clara entre los coeficientes del término de inflación rezagada. Los coeficientes estimados para la brecha del producto son razonables y varían entre 0,13 y 0,18. Los coeficientes de la variable de economía abierta siempre son más altos cuando estimamos el modelo utilizando el tipo de cambio real (Modelo B). El test de Hansen no rechazó la hipótesis nula en ninguno de los casos. El resultado del test de Chow, que también se ilustra en la Tabla 5, indica constancia de los parámetros del modelo de economía abierta para ambos grupos de países.

A continuación analizamos si el mismo modelo es válido para las economías grandes y pequeñas de la zona del euro. Dividimos a los países de esta zona en dos grupos de acuerdo con su tamaño.¹⁴ Estimamos ambas especificaciones por separado para las cuatro economías más grandes (Alemania, Francia, Italia y España) y para el resto de los países (Austria, Bélgica, Finlandia, Grecia, Irlanda, Holanda y Portugal). El grupo de las cuatro economías más grandes representa el 80% de la zona del euro. Los resultados de la estimación utilizando el método de GMM para los dos grupos de países y para ambas especificaciones se ilustran en la Tabla 6.

La mayoría de los parámetros de la Tabla 6 son estadísticamente significativos. Una vez más, en todos los casos, las expectativas *backward-looking* parecen dominar el proceso de inflación. En el caso del Modelo A, el peso relativo del término de inflación rezagada es ligeramente más alto para los países grandes pero, en el caso del Modelo B, se obtiene el mismo parámetro para ambos grupos de países. La pendiente de la curva de Phillips es siempre menor para las cuatro economías más grandes. También se obtiene un coeficiente de economía abierta más pequeño para los países grandes. De acuerdo con el estadístico J, las restricciones de sobreidentificación nunca son rechazadas. A pesar de algunas diferencias indicadas antes, el test de Chow revela que el mismo modelo es válido para ambos grupos de países en el nivel de significatividad convencional del 5%.

¹⁴ Las ponderaciones del BCE para los países correspondientes al año 2007 son: Alemania 27,9, Francia 21,3, Italia 17,7, España 11,3, Holanda 6,3, Bélgica 3,7, Austria 3,1, Finlandia 2, Grecia 2,3, Portugal 1,8, Irlanda 2 y Luxemburgo 0,4.

Tabla 6 / Análisis de robustez para los países grandes y pequeños de la zona del euro

Modelo A de economía abierta $\pi_t = (1 - \omega)\bar{E}\{\pi_{t+1}\} + \omega\pi_{t-1} + \phi\hat{y}_t + \varphi_1rci_t$

Modelo B de economía abierta $\pi_t = (1 - \omega)\bar{E}\{\pi_{t+1}\} + \omega\pi_{t-1} + \phi\hat{y}_t + \varphi_1rer_t$

Volatilidad de la brecha del producto, GMM	ω	ϕ	φ_1 o φ_2	Est. J	Obs.
Modelo A					
Cuatro más grandes	0,578 (0,119)*	0,091 (0,043)*	0,014 (0,010)	0,035 [0,283]	72
Resto	0,520 (0,050)*	0,146 (0,024)*	0,026 (0,010)*	0,003 [0,827]	122
F(3,188)	0,035				
Probabilidad	0,991				
Modelo B					
Cuatro más grandes	0,624 (0,149)*	0,074 (0,050)	0,049 (0,035)	0,030 [0,345]	72
Resto	0,621 (0,094)*	0,152 (0,058)*	0,139 (0,066)*	0,006 [0,678]	122
F(3,188)	-2,324				
Probabilidad	1				

Nota: los números indicados entre paréntesis son los errores estándar, * indica la significatividad al 5%. El estadístico J corresponde al test de Hansen de restricciones de sobreidentificación (valores p debajo entre paréntesis). Instrumentos: 1º y 2º rezago de la brecha del producto, 2º y 3º rezago de la inflación, cambio del precio real del petróleo rezagado.

En general, el análisis de esta sección proporciona evidencias de que el mismo modelo es apropiado para países con alta y baja variabilidad de la brecha del producto. Además, el mismo modelo es válido para las cuatro economías más grandes y para el resto de los países. Por consiguiente, el análisis de robustez indica que la versión de economía abierta de la curva de Phillips nekeynesiana es, en general, válida en un sentido estadístico, a pesar de las diferencias en las estimaciones puntuales indicadas anteriormente.

V. Estudios relacionados

La relevancia empírica de la especificación de la curva de Phillips de economía abierta basada en los bienes intermedios importados cuenta con el respaldo de

varios autores. Por ejemplo, Kara y Nelson (2003) examinaron la dinámica de inflación del Reino Unido desde mediados de los años sesenta estimando varias especificaciones alternativas. Los autores sostienen que si en el modelo nekeynesiano se trata a las importaciones como bienes intermedios se obtiene el mejor ajuste empírico. Según esta visión, el buen desempeño de la especificación de los bienes intermedios importados se debe al hecho de que los precios de las importaciones se relacionan de manera más estrecha con la evolución del tipo de cambio que los precios de los productos de consumo finales. Además, Allsopp, Kara y Nelson (2006) sostienen que al analizar el proceso de inflación del Reino Unido, es apropiado modelar las importaciones como bienes intermedios y no como bienes de consumo finales.

Batini *et al.* (2005) examinan curvas de Phillips de economía abierta más complejas, en las que se incluyen los costos de ajuste del empleo y se permiten variaciones de *markup* de equilibrio (debido a las presiones competitivas externas). Además, el estudio tiene en cuenta el impacto en los costos de los cambios en los precios de los insumos. Batini *et al.* (2005) brindan evidencia de que tanto los cambios en los costos de ajuste laboral como los cambios en los precios relativos de los bienes intermedios importados, incluidos los precios del petróleo, explican la inflación en el Reino Unido.

Lendvai (2005) ha examinado la dinámica de la inflación en Hungría desde 1995. Según sus hallazgos, la dinámica de la inflación en Hungría, caracterizada por una historia de inflación relativamente alta, puede capturarse bastante bien mediante la curva de Phillips nekeynesiana de economía cerrada. Sin embargo, también es posible describirla utilizando la especificación de economía abierta, en la que los bienes importados son considerados bienes intermedios. No obstante, Lendvai (2005) sostiene que la especificación de bienes de consumo finales importados no es respaldada por los datos.

Paloviita (2009) estima especificaciones de curva de Phillips alternativas para la zona del euro desde fines de los años setenta. En ese estudio, se utilizan datos de relevamientos de Consensus Economics y pronósticos de inflación de la OCDE para aproximar las expectativas de inflación, y los modelos de economía abierta se basan en el supuesto de que todas las importaciones son bienes intermedios. Los resultados sugieren que, en comparación con los modelos de economía cerrada, las dinámicas de inflación de la zona del euro son mejor capturadas por las especificaciones de economía abierta. Además, los modelos híbridos tienen un

mejor desempeño que los modelos puramente *forward-looking*. Paloviita (2009) también aporta alguna evidencia de que en los años recientes de inflación baja y estable, las dinámicas de inflación de la zona del euro se han tornado más *forward-looking* y el vínculo entre inflación y demanda doméstica se ha debilitado (es decir, la curva de Phillips de la zona del euro se ha achatado). En los países de la zona del euro de baja inflación, el proceso de inflación parece ser más *forward-looking* ya desde principios de los años ochenta.

VI. Conclusiones

Con el transcurso de los años, la curva de Phillips neokeynesiana ha sido examinada en profundidad en las investigaciones macroeconómicas y en los análisis de la política monetaria. En el análisis empírico de la dinámica de inflación se han investigado tanto las especificaciones puramente *forward-looking* como los modelos híbridos con el término de inflación rezagada (*backward-looking*). Originalmente, los modelos neokeynesianos se analizaban en el contexto de economías cerradas. Sin embargo, varios estudios recientes se han concentrado en sus aplicaciones a economías abiertas. A la fecha, el análisis del comportamiento de la inflación se ha basado, en general, en el supuesto de expectativas racionales. Sin embargo, en los últimos tiempos surgieron algunos modelos alternativos de formación de expectativas. Por sobre todo esto, la relevancia empírica de los modelos de curva de Phillips neokeynesiana, no se ha establecido fuertemente hasta el momento.

Este estudio se focaliza en la relevancia empírica de la curva de Phillips neokeynesiana. Examinamos el comportamiento de la inflación en la zona del euro desde fines de los años ochenta. Estimamos modelos neokeynesianos alternativos, tanto puramente *forward-looking* como híbridos para la zona del euro. Al llevar el modelo de economía cerrada al contexto de economía abierta, suponemos que todas las importaciones son bienes intermedios. Las variables de economía abierta se aproximan mediante el precio de los *commodities* importados en términos reales y el nivel del tipo de cambio real. En lugar de suponer que las expectativas son racionales, utilizamos mediciones de expectativas basadas en encuestas. El test de Wald de restricciones de coeficientes es empleado para comparar la relevancia empírica de las especificaciones alternativas. También examinamos la posible heterogeneidad en el comportamiento de la inflación en las economías de la zona del euro.

Este estudio brinda un fuerte respaldo al modelo nekeynesiano híbrido en el contexto de una economía abierta. En cambio, el ajuste empírico de la especificación puramente *forward-looking* es relativamente pobre. El mismo modelo híbrido de economía abierta es apropiado para los países con baja y alta volatilidad de la brecha del producto. Por otro lado, es posible modelar el proceso de inflación de las cuatro economías más grandes y del resto de los países utilizando los mismos parámetros. En términos generales y a pesar de las posibles rigideces en la medición directa de las expectativas, la especificación híbrida parece resultar necesaria para modelar de forma apropiada la dinámica de la inflación en la zona del euro. En términos cualitativos, es posible encontrar la misma conclusión en Paloviita (2006) y Paloviita (2008).

La dinámica de la inflación es un tema central en el análisis de la política monetaria. Al tomar decisiones de política monetaria, deberán analizarse con cautela tanto la dinámica de la inflación como los efectos de los *shocks* externos (por ejemplo, los *shocks* en precios de la energía y los alimentos) en la inflación doméstica. También es importante examinar la persistencia de los efectos de los *shocks* en la inflación y cómo se relaciona el tipo de cambio con la inflación. En general, el análisis de la política monetaria debe basarse en modelos estructurales que capturen con precisión la dinámica de las expectativas y los comportamientos de la inflación en una economía abierta. En los últimos tiempos, debido a las condiciones de marcado debilitamiento de la economía mundial y a los precios volátiles de los *commodities*, entender en profundidad la dinámica de inflación en el contexto de una economía abierta se ha tornado todavía más relevante para los bancos centrales.

Referencias

Adam, K. (2007); “Optimal Monetary Policy with Imperfect Common Knowledge”, próximo a publicarse en *Journal of Monetary Economics*.

Adam, K. y M. Padula (2003); “Inflation dynamics and subjective expectations in the United States”, Serie de Documentos de Trabajo del Banco Central Europeo, N° 222.

Allsopp, C., A. Kara y E. Nelson (2006); “United Kingdom inflation targeting and the exchange rate”, *The Economic Journal* 116, pp. 232–244.

Batini, N., B. Jackson y S. Nickell (2005); “An Open-Economy New Keynesian Phillips Curve for the U.K.”, *Journal of Monetary Economics* 52, pp. 1061–1071.

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

Carroll, C. D. (2001); “The Epidemiology of Macroeconomic Expectations”, Documento de Trabajo NBER N° 8695.

Engle, R. F. y C. W. Granger (1987); “Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251–276.

Evans, G. W. y S. Honkapohja (2001); *Learning and Expectations in Macroeconomics*, Princeton University Press.

Evans, G. W. y S. Honkapohja (2003); “Adaptive Learning and Monetary Policy Design”, *Journal of Money, Credit and Banking* 35, pp. 1045-1072.

Galí, J. y M. Gertler (1999); “Inflation dynamics: A structural econometric analysis”, *Journal of Monetary Economics* 44, pp. 195–222.

Galí, J., M. Gertler y J. D. López-Salido (2001); “European inflation dynamics”, *European Economic Review* 45, pp. 1237–1270.

Galí, J. y T. Monacelli (2005); “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy”, *Review of Economic Studies* 72, pp. 707–734.

Kara, A. y E. Nelson (2003); “The exchange rate and inflation in the UK”, *Scottish Journal of Political Economy* 50, pp. 585–608.

Leith, C. y J. Malley (2007); “Estimated Open Economy New Keynesian Phillips Curves for G7”, *Open Economies Review* 18, pp. 405–426.

Lendvai, J. (2005); “Hungarian Inflation Dynamics”, Magyar Nemzeti Bank (Banco Central de Hungría), Documento Ocasional del MNB N° 46.

Ma, A. (2002); “GMM estimation of the New Keynesian Phillips curve”, *Economic Letters* 76, pp. 411–417.

Mankiw, N. G. y R. Reis (2001); “Sticky Information: A Model of Monetary Non-Neutrality and Structural Slumps”, Documento de Trabajo NBER N° 8614.

Mankiw, N. G. y R. Reis (2002); “Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117 (4), pp. 1295–1328.

Mavroeidis, S. (2005); “Identification issues in forward-looking models estimated by GMM, with an application to the Phillips curve”, *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 37 (3), pp. 421–448.

McCallum, B. y E. Nelson (1999); “Nominal income targeting in an open-economy optimizing model”, *Journal of Monetary Economics* 43, pp. 553–578.

McCallum, B. y E. Nelson (2000); “Monetary policy for an open economy: an alternative framework with optimizing agents and sticky prices”, *Oxford Review of Economic Policy* 16, pp. 74–91.

Milani, F. (2007); “Expectations, Learning and Macroeconomic Persistence”, próximo a publicarse en *Journal of Monetary Economics*.

Paloviita, M. (2006); “Inflation dynamics in the euro area and the role of expectations”, *Empirical Economics*, Vol. 31 (4), pp. 847–860.

Paloviita, M. (2007a); “Comparing alternative Phillips curve specifications: European results with survey-based expectations”, próximo a publicarse en *Applied Economics*.

Paloviita, M. (2007b); “Estimating a small DSGE model under rational and measured expectations: some comparisons”, Documentos de Debate de Investigación del Banco de Finlandia, N° 14/2007.

Paloviita, M. (2008); “Estimating open economy Phillips curves for the euro area with directly measured expectations”, próximo a publicarse en *New Zealand Economic Papers*.

Paloviita, M. y D. G. Mayes (2005); “The use of real time information in Phillips curve relationships for the euro area”, *The North American Journal of Economics and Finance* 16, pp. 415–434.

Rotemberg, J. (1982); “Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output”, *Review of Economic Studies*, Vol. 49 (158), pp. 517–531.

Rumler, F. (2007); “Estimates of the Open Economy Phillips curve for Euro Area Countries”, *Open Economics Review* 18, pp. 427–451.

Sbordone, A. M. (2002); “Prices and unit labor costs: A new test of price stickiness”, *Journal of Monetary Economics* 49, pp. 265–292.

Sondergaard, L. (2003); “Essays on Inflation Dynamics”, disertación ante el plantel académico de la Escuela de Artes y Ciencias para Graduados de Georgetown University.

Taylor, J. (1980); “Aggregate dynamics and staggered contracts”, *Journal of Political Economy* 88, pp. 1–23.

Woodford, M. (2002); “Imperfect Common Knowledge and the Effects of Monetary Policy”, en P. Aghion, R. Frydman, J. Stiglitz y M. Woodford (eds.). *Knowledge, Information, and Expectations in Modern Macroeconomics: In Honor of Edmund S. Phelps*, Princeton: Princeton University Press.

Woodford, M. (2007); “Interpreting Inflation Persistence: Comments on ‘Quantitative Evidence on Price Determination’”, *Journal of Money, Credit, and Banking* 39 (suplemento), pp. 203–210.