

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

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

Banco Central de la República Argentina

Resumen

En el presente trabajo estimamos una curva de Phillips híbrida neokeynesiana para Argentina durante el período 1993-2007. Extendemos el modelo empírico al caso de una economía abierta, considerando separadamente la influencia de la devaluación nominal y la inflación externa sobre los precios domésticos. Para la muestra completa, encontramos que la inflación responde tanto a su comportamiento pasado como a las expectativas sobre el futuro. Sin embargo, la importancia relativa de la inflación pasada es mayor. Evaluamos la estabilidad de los parámetros y encontramos que la misma se rechaza cuando consideramos el cambio de régimen del año 2002. En línea con la literatura reciente sobre la dinámica de la inflación, cuando la inflación de tendencia se incrementa, la influencia de la brecha del producto sobre los precios domésticos se debilita y la inflación responde más fuertemente a las expectativas sobre el futuro.

Códigos JEL: C5, E31.

Palabras clave: curva de Phillips, dinámica inflacionaria, economía abierta pequeña.

* Las opiniones expresadas en este trabajo son de las autoras y no reflejan necesariamente la visión del BCRA. Emails: ldamato@bcra.gov.ar y lgaregnani@bcra.gov.ar.

Short-Run Dynamics of Inflation: Estimating a Hybrid New-Keynesian Phillips Curve for Argentina (1993-2007)

Laura D'Amato

María Lorena Garegnani

Central Bank of Argentina

Summary

Assessing the short run dynamics of inflation is a relevant issue for monetary policy. A distinctive feature of the modeling of inflation dynamics in the short-run is the introduction of some nominal rigidity in the context of inter-temporal optimizing behavior by non-competitive forward-looking firms. In these models, built on earlier work by Taylor (1980) and Calvo (1983), price stickiness could arise for different reasons. In Calvo's (1983) setting some sluggishness in price formation could be obtained by assuming that forward-looking firms face constraints on price adjustment. The empirical relevance of inflation persistence, which imposes costs for disinflation policies has led to incorporate inflation inertia in these models, in spite of the theoretical difficulties to justify it. Galí and Gertler (1999) extend the Calvo's model, allowing for a portion of the firms to follow a *backward-looking* rule to set prices and obtain a "Hybrid New-Keynesian Phillips curve".

Based on these theoretical grounds, an empirical literature has developed and many issues related to theoretical and empirical aspects of these models are currently under debate. Models based on Calvo's (1983) setting have been subject to the critique of being quite unrealistic in assuming that firms should not expect to adjust prices in a finite horizon and it has been suggested that some truncation should be introduced to add them a quote of realism. The use of the output gap as a measure of marginal costs has also been questioned for both theoretical and empirical reasons. Galí and Gertler (1999) suggest using the aggregate labor income share as a measure of marginal costs instead of the output gap.

Recent developments in the modeling of inflation dynamics extend the standard Neo-Keynesian Phillips curve to allow for a positive trend inflation (see Blake and Fernández-Corugedo, 2006; Ascari and Ropele, 2007 and Kiley, 2007). In this context, trend inflation affects the dynamics of the standard Neo-Keynesian model. As inflation becomes less influenced by current marginal costs, the coefficient of the output gap lowers. At the same time price setting becomes more forward looking as does inflation.

Based on this literature we estimate a “Hybrid New-Keynesian Phillips curve” for Argentina between 1993 and 2007 using the Generalized Methods of Moments (GMM), which seems to be the appropriate method under rational expectations, since it is based on the assumption that the error in forecasting inflation by firms is orthogonal to the available information. Following Galí and Gertler our specification assumes that, while a fraction of the firms are forward-looking, the other uses a *backward-looking* rule to set prices. We extend the model to a small open economy, considering separately the influence of nominal devaluation and foreign inflation on domestic prices.

Between 1991 and 2001 Argentina was under a currency board scheme (the Convertibility regime), adopted as an attempt to anchor inflation expectations by fixing the peso to the dollar by law. The new regime was successful in anchoring inflation expectations, and by 1993 inflation had stabilized at very low levels. Although this change was perceived as being quite permanent, and inflation remained very low, the fiscal reform was rather incomplete. Monetary financing of fiscal disequilibrium was replaced to some extent by external financing. Government and private sector external debt increased over time and began to be perceived as unsustainable once the economy entered a long recession in 1998. In 2001 an external and financial crises unchained leading to the abandonment of the Convertibility regime, to a sharp devaluation of the currency and to the adoption of a managed float. The devaluation of the currency provoked a dramatic change in relative prices and a jump in the inflation rate, which reached a peak in April 2002. It then returned to low levels, close to those of the Convertibility period, but began to accelerate slightly by the end of 2004, once the economy entered a period of strong growth after the prolonged recession in which it had been immersed for several years.

The result of the GMM estimation of the Hybrid New-Keynesian Phillips curve indicate that for the period 1993-2007, both components, forward and backward

looking are relevant to explain inflation dynamics, although the backward-looking component weights relatively more. Nominal devaluation and foreign inflation are also significant to explain domestic inflation behavior, being the response of inflation to the second more intense. The output gap, although weak, has a significant effect on inflation. We cannot reject verticality of the Phillips curve in the long run.

Finally, taking into account the new literature on trend inflation and the change in Argentine trend inflation since 2002, we use recursive estimation to evaluate the impact of this regime change on the parameters of the Phillips curve which describes the short run dynamics of inflation during the period 1993-2007. When testing for parameter stability, we find that, in line with the recent theoretical literature on trend inflation, there are significant differences in the estimated parameters between the Convertibility period and the dirty float. While the influence of the output gap on domestic inflation weakens in the post-Convertibility period, along with the observed increase in trend inflation, the Phillips Curve becomes more forward looking compared with the Convertibility period in which trend was virtually zero.

JEL: C5, E31.

Key words: Phillips Curve, inflation dynamics, small open economy.

I. Introducción

La evaluación de la dinámica de corto plazo de la inflación es un tópico relevante para la política monetaria. Una característica distintiva de la modelación de la dinámica de la inflación en el corto plazo es la introducción de cierta rigidez nominal en el contexto de un comportamiento optimizador por parte de firmas no competitivas. En estos modelos basados en los trabajos de Fischer (1977), Taylor (1980) y Calvo (1983), las razones de la rigidez de precios son diversas. En el modelo de Calvo (1983), las firmas enfrentan restricciones para ajustar precios en base a sus expectativas sobre la evolución futura de sus costos marginales. El modelo resultante es una versión neokeynesiana *forward-looking* de la tradicional curva de Phillips. La relevancia empírica de la persistencia observada en la dinámica de la inflación, que impone costos a las políticas de desinflación, ha conducido a incorporar inercia en estos modelos, a pesar de las dificultades teóricas para justificar su introducción. Galí y Gertler (1999) extienden el modelo de Calvo permitiendo que una porción de las firmas siga una regla basada en el comportamiento pasado de los precios y obtienen una curva de Phillips híbrida neokeynesiana.

Una vasta literatura empírica se ha dedicado a testear la validez de estos modelos de formación de precios y varios aspectos teóricos y empíricos de estos modelos continúan siendo debatidos aún. Los modelos basados en Calvo (1983) han sido criticados por el supuesto poco realista que las firmas estén sujetas a la posibilidad de no poder ajustar sus precios en horizontes de tiempo eventualmente muy prolongados. La utilización de la brecha del producto como medida del costo marginal ha sido, asimismo, cuestionada por razones tanto teóricas como empíricas. Galí y Gertler (1999) sugieren usar la participación del ingreso laboral en el ingreso total como una medida del costo marginal en lugar de la brecha del producto.

Los desarrollos recientes en la modelación de la dinámica de inflación (Blake y Fernández-Corugedo, 2006; Ascari y Ropele, 2007; y Kiley, 2007) extienden la versión estándar de la curva de Phillips neokeynesiana que supone una inflación de tendencia nula en el estado estacionario, permitiendo valores positivos. Al introducir el supuesto de inflaciones de tendencia positiva, se afecta la dinámica del modelo neokeynesiano estándar dado que la inflación se ve menos influenciada por los costos marginales, y ello hace que el coeficiente de la brecha del producto disminuya. Al mismo tiempo la dinámica de los precios se vuelve más *forward*

looking. Una inflación de tendencia positiva también da lugar a un comportamiento autorregresivo más fuerte, haciendo de la inflación un proceso más persistente.

En este trabajo estimamos una “curva de Phillips híbrida neokeynesiana” para Argentina en el período 1993-2007. Extendemos el modelo estándar al caso de una economía pequeña abierta, incorporando el efecto de la devaluación nominal y la inflación externa en la dinámica de los precios domésticos. Este análisis, si bien implica un desafío, es bien interesante en el caso de Argentina pues la economía sufrió un quiebre estructural después de la devaluación del peso que siguió a la crisis financiera y cambiaria de 2001-2002. Es altamente probable que la dinámica de los precios no resulte ser la misma luego del abandono del régimen de tipo de cambio fijo al dólar y la adopción de una flotación administrada. Teniendo en cuenta la nueva literatura sobre la inflación de tendencia y su impacto sobre la dinámica inflacionaria, evaluamos el impacto de la devaluación del peso de enero de 2002 en la estabilidad de los parámetros de la curva de Phillips.

La estimación de la versión neokeynesiana de la curva de Phillips se efectuó siguiendo el Método Generalizado de Momentos (GMM), por ser el apropiado en un contexto de expectativas racionales, pues se basa en el supuesto de que el error de pronóstico de la inflación por parte de las firmas es ortogonal al conjunto de información que las mismas tienen disponible al momento de tomar sus decisiones.

El trabajo está estructurado de la siguiente forma: en la sección II presentamos brevemente algunos desarrollos teóricos de la modelación de la dinámica de la inflación. La sección III describe la metodología utilizada para la estimación. En la sección IV presentamos los resultados empíricos. En la sección V evaluamos la estabilidad de los parámetros de la curva de Phillips. Finalmente en la sección VI se concluye.

II. Modelando la dinámica de la inflación

En la versión híbrida de la curva de Phillips propuesta por Galí y Gertler (1999) la inflación sigue el proceso que se presenta en (1):

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

Donde π_t es la tasa de inflación en el momento t , E_t representa las expectativas de inflación en $t+1$ al momento t , mc_t es el costo marginal y ε_t es un *shock* aleatorio. El supuesto que $0 < \phi < 1$, implica verticalidad de la curva de Phillips en el largo plazo. El término de la inflación rezagada introduce cierta persistencia en la determinación de los precios, una característica observada en la dinámica de la inflación que es difícil de justificar desde un punto de vista teórico. En el trabajo de Calvo, las firmas operan en un contexto de competencia monopolística y enfrentan ciertas restricciones en la determinación de precios basada en una regla de ajuste dependiente del tiempo. Más específicamente, las firmas enfrentan una probabilidad constante $(1-\theta)$ de ajustar los precios en el período t y una correspondiente probabilidad constante θ de mantener los precios invariantes.

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

Esto implica que el nivel de precios en t es una combinación convexa de los precios óptimamente establecidos en períodos previos, p_{t-j}^* , y los precios óptimamente establecidos en t , p_t^* , de acuerdo a:

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

que supone que las firmas son idénticas y seleccionan el mismo p_t^* conforme a sus costos marginales esperados para futuros períodos, mc_{t+j} , descontados al factor de descuento subjetivo β .

Combinando (2) y (3), se puede escribir una ecuación para la inflación del siguiente modo:

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

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

Galí y Gertler (1999) introducen rezagos de la inflación en el modelo de Calvo (1983) para la determinación de los precios y usan la participación del ingreso laboral en el ingreso total como medida de los costos marginales en lugar de la brecha del producto como sugería la literatura teórica. Ellos suponen que mientras una fracción de las firmas $(1-\omega)$, que ajusta precios en t , sigue el comportamiento optimizador descrito por (3), una proporción ω usa una regla del pulgar basada en precios pasados para ajustar los precios en t . Entonces los precios ajustados

en t , ahora denotados como \bar{p}_t^* son establecidos conforme a:

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

La fracción $(1 - \omega)$ de las firmas se comportan de acuerdo a (3):

$$p_t^f = (1 - \beta\theta) \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\theta)^j E_t \{ mc_{t+j} \} \quad (3')$$

donde p_t^f son los precios determinados conforme a (3) y la fracción ω se comporta siguiendo la siguiente regla:

$$p_t^b = \bar{p}_{t-1}^* + \pi_{t-1} \quad (6)$$

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

Combinando las ecuaciones (2), (5), (3') y (6) se obtiene una curva de Phillips híbrida:

$$\pi_t = \lambda mc_t + \gamma_f E_t \{ \pi_{t+1} \} + \gamma_b \pi_{t-1} \quad (7)$$

donde:

$$\begin{aligned} \lambda &\equiv (1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)\phi^{-1}, \\ \gamma_f &\equiv \beta\theta\phi^{-1}, \\ \gamma_b &\equiv \omega\phi^{-1}, \end{aligned} \quad (7')$$

con:

$$\phi \equiv \theta + \omega [1 - \theta(1 - \beta)] \quad (7'')$$

En este trabajo adaptamos la especificación de Galí y Gertler al caso de una economía abierta pequeña. Como señaló Svensson (1998), cambios en el tipo de cambio nominal y en los precios externos tienen un efecto directo sobre la inflación doméstica. Adicionalmente, el tipo de cambio nominal, por ser el precio de un activo, es una variable que refleja expectativas sobre el futuro y contribuye a que las expectativas jueguen un rol esencial en la formación de los precios domésticos.

Teniendo en cuenta lo anteriormente descrito, estimamos una versión de economía abierta de la “curva de Phillips híbrida neokeynesiana” que modifica la ecuación (1) en dos direcciones: (i) introduciendo la devaluación nominal y la inflación externa y (ii) usando una medida de la brecha del producto como *proxy* de los costos marginales en lugar de la participación del ingreso laboral en el ingreso total.

De allí que la especificación de nuestra ecuación sea la siguiente:

$$\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 E_t (\pi_{t+1}) + \gamma \pi_t^* + \lambda \Delta e_t + \delta x_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

donde π_t es la inflación doméstica, medida por el cambio en el logaritmo del Índice de Precios al Consumidor; $E_t (\pi_{t+1})$ representa las expectativas de inflación para $t+1$ al momento t ; π_t^* es la inflación externa, medida por el cambio en el logaritmo del Índice de Precios al Productor de Estados Unidos; Δe_t es la devaluación nominal, calculada como el cambio en el logaritmo del tipo de cambio nominal; y x_t es la brecha del producto.¹

Teniendo en cuenta los desarrollos recientes en la literatura teórica (Blake y Fernández-Corugedo, 2006; Ascari y Ropele, 2007 y Kiley, 2007) y el quiebre que se produjo con la crisis de 2002, evaluamos la estabilidad de los parámetros de la curva de Phillips. En línea con las predicciones de esta literatura, que sugiere que una mayor tendencia de la inflación conduce a disminuir el impacto de la brecha del producto sobre la inflación y a incrementar el impacto de las expectativas sobre la inflación corriente, evaluamos la constancia de los coeficientes estimados para los componentes *forward looking* y rezagado de la inflación y para la brecha del producto.

III. La metodología de estimación

En un contexto de expectativas racionales, se supone que los agentes económicos utilizan la información presente y pasada disponible de manera eficiente. En tér-

¹ La inflación se calcula en base al Índice de Precios al Consumidor cuya fuente es INDEC. Las expectativas de inflación son aproximadas con la inflación observada en $t+1$. El tipo de cambio nominal corresponde al tipo de cambio multilateral con los tres principales socios comerciales de Argentina: Brasil, Estados Unidos y la Unión Europea. La brecha del producto se calcula siguiendo la metodología de la Función de Producción (ver Elosegui *et al.*).

minos de la ecuación (8) esto implica que el error de pronóstico de la inflación futura (π_{t+1}) no está correlacionado con el conjunto de información z_t disponible al momento t , es decir:

$$E\left\{\left(\pi_t - \phi_1 \pi_{t-1} - \phi_2 \pi_{t+1} - \gamma \pi_t^* - \lambda \Delta e_t - \delta x_t\right) z_t\right\} = 0 \quad (9)$$

donde z_t es un vector de variables (instrumentos) correspondientes al momento t y a períodos previos. Una manera natural de estimar la ecuación (1) es usar el Método Generalizado de Momentos (GMM) desarrollado por Hansen (1982), el cual es una generalización del Método de Momentos. A continuación presentamos una breve descripción del Método Generalizado de Momentos y de su uso para estimar modelos de series de tiempo. Es importante enfatizar las dos principales ventajas de la estimación por GMM: (i) no requiere la imposición de una determinada distribución de probabilidades a las variables y (ii) es consistente con la presencia de agentes económicos que tienen un comportamiento optimizador de manera intertemporal.

Supongamos que tenemos un conjunto de observaciones de una variable aleatoria y , cuya función de probabilidad depende de un vector de k parámetros desconocidos denotados por θ . Luego podemos definir:

$$E\left(g\left(y_t, \theta\right)\right) = 0 \text{ para } \theta = \theta_0 \quad (10)$$

como un vector de condiciones de momentos de y .

La contrapartida muestral de la condición de momentos poblacional es:

$$g_T(\theta) = \frac{\sum_{t=1}^T g\left(y_t, \theta\right)}{T} \quad (11)$$

Si el número de condiciones de momentos es igual al número de parámetros a estimar, $a=k$, tenemos un sistema de k ecuaciones y k incógnitas, que está perfectamente identificado.

El estimador del Método de Momentos $\hat{\theta}$ puede definirse como aquel que iguala el momento muestral al momento poblacional:

$$g_t(\hat{\theta}) = \frac{\sum_{t=1}^T g\left(y_t, \hat{\theta}\right)}{T} = 0 \quad (12)$$

Si el número de condiciones de momentos excede al número de parámetros a estimar, $a > k$, el sistema está sobreidentificado, dado que no existe un único $\hat{\theta}$ que satisfaga (12). El Método Generalizado de Momentos propone usar $\hat{\theta}$:

$$\hat{\theta}_{GMM} \equiv \arg \min_{\theta} g_t(\theta)' C_T g_t(\theta) \quad (13)$$

donde C_T es una matriz simétrica definida positiva, conocida como “matriz de ponderación” que pondera las condiciones de momentos de manera de resolver (13).

Hansen (1982) propone un método para seleccionar óptimamente C_T , que consiste en obtener el $\hat{\theta}$ con la varianza mínima asintótica:

$$C_T \xrightarrow{p} \partial E \left[g_T(\theta_0) g_T(\theta_0)' \right]$$

donde ∂ es constante.

Hansen muestra que siendo S :

$$S = \lim_{T \rightarrow \infty} T \cdot E \left[g_T(\theta_0) g_T(\theta_0)' \right]$$

el valor óptimo de la matriz C_T viene dado por S^{-1} , la inversa de la matriz de varianzas y covarianzas asintótica. El estimador de mínima varianza de θ sería el $\hat{\theta}$ que minimiza:

$$Q(\theta) = [g_T(\theta)]' S^{-1} [g_T(\theta)] \quad (14)$$

Suponiendo que $g_T(\theta_0)$ no presenta correlación serial, $\hat{\theta}$ es un estimador consistente de θ_0 .

$$\hat{S} \equiv (1/T) \sum_{t=1}^T g_t(\hat{\theta}) g_t(\hat{\theta})' \xrightarrow{p} S \quad (15)$$

La estimación de \hat{S} requiere una estimación previa de $\hat{\theta}$. Sustituyendo C_T en (13) por la matriz identidad I , se obtiene una estimación inicial de $\hat{\theta}$ usada en (15) para obtener una \hat{S}_0 inicial. La expresión (14) se minimiza usando $S^{-1} = \hat{S}_0^{-1}$, para obtener una nueva estimación de $\hat{\theta}$. El proceso debe repetirse hasta que $\hat{\theta}^j \equiv \hat{\theta}^{j+1}$.

Si el vector $g_T(\theta_0)$ presenta correlación serial, la matriz \hat{S} tendrá la siguiente especificación:

$$\hat{\Omega}_{HAC} = \hat{\Gamma}(0) + \left(\sum_{j=1}^{T-1} k(j, q) (\hat{\Gamma}(j) + \hat{\Gamma}'(-j)) \right) \quad (16)$$

donde:

$$\hat{\Gamma}(0) = \frac{1}{T} \left(\sum_{i=1}^T g_i(\hat{\theta}) g_i(\hat{\theta})' \right)$$

es la matriz de covarianzas consistente a heterocedasticidad de White y:

$$\hat{\Gamma}(j) = \frac{1}{T} \left(\sum_{i=j+1}^T g_i(\hat{\theta}) g_{i-j}(\hat{\theta})' \right)$$

describe las autocovarianzas y $k(j, q)$ es un *kernel*.

La matriz $\hat{\Omega}_{HAC}$ es conocida como la Matriz de Covarianzas Consistente con Heteroscedasticidad y Autocorrelación (HAC). La estimación de $\hat{\Omega}_{HAC}$ requiere la especificación de un *kernel*, utilizado para ponderar las covarianzas de manera que $\hat{\Omega}_{HAC}$ sea semi-definida positiva y un *bandwidth*, que es un parámetro para truncar los rezagos de las autocovarianzas.

Dos clases de *kernel* son comúnmente utilizados en la estimación de $\hat{\Omega}_{HAC}$, Barlett y *quadratic spectral*.²

Con respecto a la selección del *bandwidth*, se han desarrollado diferentes métodos. El programa econométrico E-Views provee tres métodos: Newey-West Fijo, Newey-West Variable (1994) y Andrews (1991).

El uso del estimador de GMM implica que el número de condiciones de ortogonalidad excede el número de parámetros a estimar, por lo cual el modelo está sobreidentificado, dado que un mayor número de condiciones de ortogonalidad que las necesarias son utilizadas para la estimación de los parámetros. Hansen (1982) sugiere un test para evaluar si todos los momentos muestrales son cercanos a cero como se esperaría si los correspondientes momentos poblacionales fueran cero.

² Ver "E-Views User's Guide" para las formas funcionales específicas (pp. 498, 499).

El test de Hansen sobre restricciones de sobreidentificación puede implementarse utilizando el *Estadístico - J* reportado en E-Views de modo de construir el siguiente estadístico:

$$T \text{ Estadístico} - J \sim \chi^2(p - q)$$

donde p representa el número de condiciones de ortogonalidad y q el número de parámetros a estimar.

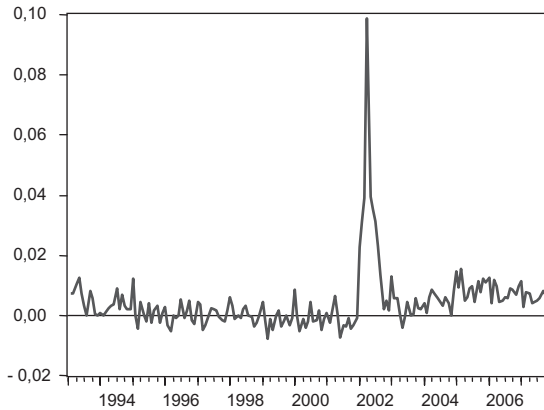
IV. Resultados empíricos

IV.1. El contexto argentino: un breve análisis descriptivo

Estimamos la ecuación (8) para el período 1993:1-2007:12, utilizando información mensual. Este período incluye dos regímenes cambiarios y monetarios muy diferentes: un régimen de caja de conversión, conocido como Convertibilidad, vigente entre 1993 y 2001, y una flotación administrada desde 2002 en adelante. La Convertibilidad fue un exitoso intento por anclar las expectativas de inflación fijando por ley el peso al dólar. En 1993 la inflación se estabilizó en niveles muy bajos (ver Gráfico 1). Si bien este cambio fue percibido como permanente y la inflación permaneció baja, las reformas fiscales no se completaron. El financiamiento monetario de los desequilibrios fiscales fue reemplazado por financiamiento externo. La deuda externa pública y privada se incrementó con el paso del tiempo y comenzó a percibirse como no sostenible cuando la economía entró en una larga recesión en 1998. Hubo inclusive un período de deflación durante esta prolongada recesión. En 2001 se desencadenó una crisis externa y financiera que condujo al abandono del régimen de Convertibilidad, a una fuerte devaluación del peso y a la adopción de una flotación administrada. La devaluación del peso provocó un cambio dramático en los precios relativos y un salto en la tasa de inflación doméstica, que alcanzó un pico en abril de 2002. Luego, la tasa de inflación retornó a niveles cercanos a los de la Convertibilidad, aunque hacia finales de 2004 comenzó a acelerarse levemente cuando la economía entró en un período de fuerte crecimiento posterior a la prolongada recesión en la que había estado inmersa durante años.

La evidencia empírica reciente indica la presencia de un cambio estructural en el año 2002. D'Amato, Garegnani y Sotes Paladino (2007) encuentran que tanto

Gráfico 1 / Inflación mensual: 1993-2007



la media como el componente autorregresivo de la inflación experimentaron un quiebre desde enero de 2002. En particular, la inflación se hizo un proceso más persistente, con una tendencia levemente creciente. Como mencionamos anteriormente, la literatura reciente sobre inflación sugiere que la curva de Phillips no es neutral a cambios en la inflación de tendencia, de allí que sea probable que la relación entre la inflación y sus regresores haya cambiado con el comienzo del nuevo régimen. Para brindar una intuición gráfica de la relación entre la inflación y sus determinantes, en los Gráficos 2 y 3 se presentan diagramas de dispersión entre la inflación doméstica y sus determinantes para los dos regímenes: convertibilidad y poscrisis (el régimen de flotación administrada). Los diagramas de dispersión muestran que, como sugiere la teoría, existe una relación positiva entre la inflación doméstica y sus regresores, excepto en el caso de la devaluación nominal para el período de la Convertibilidad. El diagrama de dispersión de la inflación doméstica y la devaluación nominal para este período muestra que los valores inusuales correspondientes a las devaluaciones de Brasil de 1994 y 1999 fuerzan a esta relación a tornarse negativa.

Este análisis gráfico es una primera aproximación a los datos de nuestro país. Como la nueva literatura sobre inflación de tendencia sugiere, un mayor valor medio de inflación para el período postdevaluación podría debilitar la relación entre la inflación y la brecha del producto y transformaría a la curva de Phillips en más *forward-looking*. Este análisis descriptivo no nos permite evaluar la presencia de cambios en las relaciones entre las variables a lo largo de los dos subperíodos. Para poder evaluar la presencia de un cambio de régimen

Gráfico 2 / Diagramas de Dispersión: inflación doméstica y sus determinantes (1993-2001)

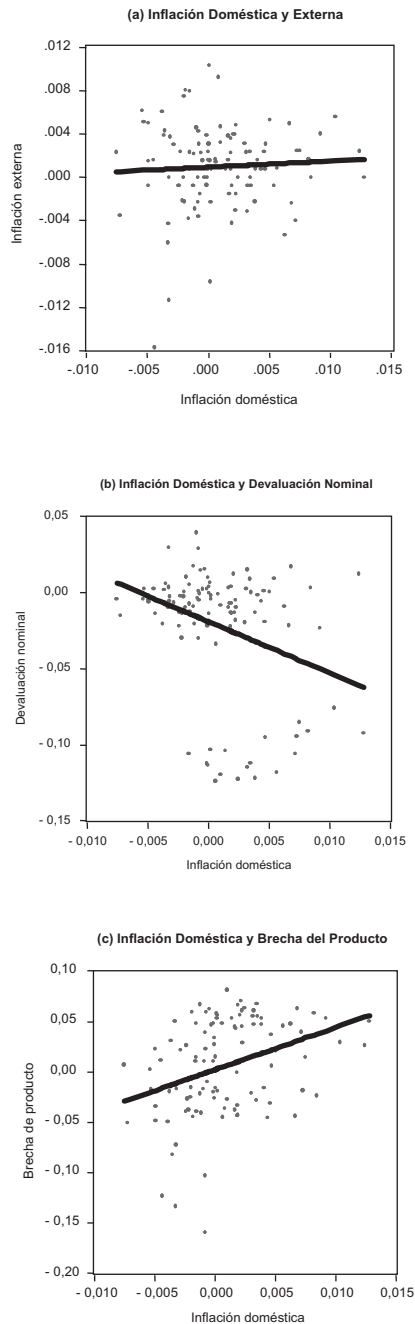
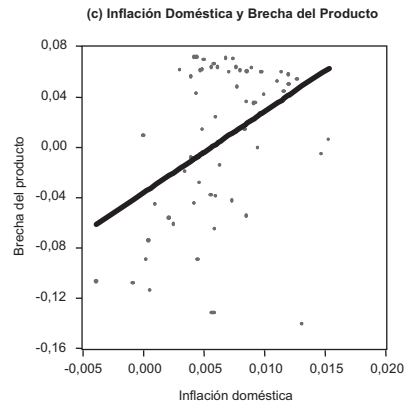
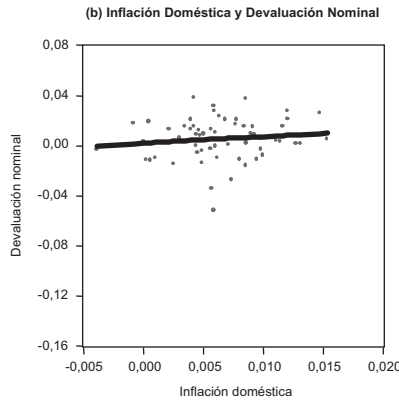
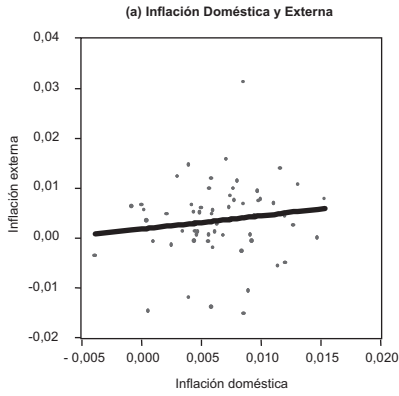


Gráfico 3 / Diagramas de Dispersión: inflación doméstica y sus determinantes (2003-2007)



se requiere estudiar el problema en un contexto multivariado. En la siguiente sección desarrollamos este tipo de análisis a través de la estimación de una curva de Phillips.

IV.2. Resultados de la estimación

En el contexto previamente descrito, estimamos una forma reducida de la “curva de Phillips híbrida neokeynesiana” derivada de la ecuación (8), que provee información relevante sobre la dinámica de la inflación. Como consideramos el período completo, se introducen variables *dummy* para controlar por la crisis del año 2002. Se evalúa la verticalidad de la curva de Phillips en el largo plazo, en lugar de imponerla como se suele hacer en la literatura, especificando (8) del siguiente modo:

$$\pi_t = \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 E_t(\pi_{t+1}) + \gamma \pi_t^* + \lambda \Delta e_t + \delta x_t + \varepsilon_t \quad (8')$$

Estimamos la ecuación (8') usando GMM para el período 1993:1 - 2007:12. Utilizamos como instrumentos un máximo de 12 rezagos de las variables. Para evaluar la robustez de nuestros resultados efectuamos varias estimaciones de (8') utilizando diferentes especificaciones de la matriz de ponderación $\hat{\Omega}_{HAC}$ descrita en la sección III. Como puede observarse en la Tabla 1 las estimaciones

Tabla 1 / Resultados de la estimación

Estimaciones por GMM	Newey-West Fijo (4)	Andrews (4,55)	Newey-West Variable (4)
ϕ_1	0,65116	0,63783	0,67572
Error Estd.	0,04998	0,05423	0,04309
ϕ_2	0,13492	0,14189	0,12777
Error Estd.	0,04010	0,04196	0,03701
δ^*	0,01086	0,01096	0,01023
Error Estd.	0,00279	0,00280	0,00255
γ^*	0,18577	0,19009	0,18913
Error Estd.	0,05619	0,05893	0,04772
λ^*	0,02802	0,02715	0,02743
Error Estd.	0,00991	0,01034	0,00935
Estadístico-J	0,11916	0,12337	0,11212

*Estos coeficientes corresponden al primer rezago de cada una de las variables.

son bastante robustas a cambios en la especificación de la matriz $\hat{\Omega}_{HAC}$. Los tests de restricciones de sobreidentificación, aplicados a cada estimación, confirman que los instrumentos son válidos en todos los casos.

Un primer resultado a resaltar es que el componente *forward-looking* es significativo para la formación de precios. El componente *backward-looking* es también relevante, pero el peso relativo de ambos componentes, que se observa a través de los valores estimados de ϕ_1 y ϕ_2 , indica una mayor participación del componente *backward-looking* en la formación de precios domésticos.³ También se evaluó la validez de imponer verticalidad de la curva en el largo plazo, y los tests que se presentan en la Tabla 2 indican que no se puede rechazar la hipótesis nula de verticalidad en el largo plazo.

Tabla 2 / Evaluación de verticalidad en el largo plazo

Restricciones Lineales			
$\phi_1 + \phi_2 + \gamma + \lambda = 1$			
Estadístico	Valor	g.l.	Probabilidad
Newey-West Fijo			
Estadístico F	0,000007	(1,158)	0,9979
Andrews			
Estadístico F	0,0032	(1,158)	0,9548
Newey-West Variable			
Estadístico F	0,2294	(1,158)	0,6326

Dado que estamos extendiendo el modelo al caso de una economía abierta pequeña, es interesante resaltar que tanto la inflación externa como la devaluación nominal tienen un impacto significativo en la inflación doméstica. Mientras que la respuesta de la inflación doméstica a variaciones en la inflación externa es de alrededor 0,19, su respuesta a la devaluación nominal, aunque significativa, es más débil y de alrededor de 0,03. Estos resultados podrían sonar un tanto contraintuitivos porque se esperaría que la devaluación nominal tuviese un efecto más significativo en la inflación doméstica de una economía abierta pequeña donde los bienes transables se supone que representan una porción relevante del producto y del consumo domésticos. Una posible explicación para

³ Evaluamos la igualdad del efecto de ambos componentes *backward* y *forward-looking* y la hipótesis resultó rechazada por el test de Wald a los niveles tradicionales de significatividad (p-valor: 0,0000).

estos resultados sería que si bien estamos considerando un tipo de cambio multilateral, el alto peso relativo del dólar en esta canasta llevaría a que el tipo de cambio nominal tenga baja variabilidad durante el período de la Convertibilidad, salte después de la devaluación de enero de 2002 y permanezca estable después de unos pocos meses de alta volatilidad. Por lo cual la débil respuesta de la inflación doméstica a la devaluación nominal es consistente con el hecho de que la muestra corresponde a períodos en los que el tipo de cambio nominal se ha fijado contra el dólar o ha estado administrado. Es importante notar que la respuesta diferente de la inflación doméstica a la devaluación nominal y a la inflación externa no permitiría imponer los mismos coeficientes a ambas variables, como usualmente se efectúa en la literatura empírica. Encontramos también una respuesta débil de la inflación doméstica a cambios en la brecha del producto. Este resultado es frecuente en la literatura empírica sobre dinámica de la inflación en el corto plazo.

Los resultados sugieren que una representación híbrida de la “curva de Phillips neokeynesiana” podría describir adecuadamente la dinámica de la inflación en Argentina durante el período 1993-2007. Las estimaciones indican que ambos componentes, *forward* y *backward-looking*, son significativos para las decisiones de formación de precios. También encontramos fuerte evidencia de verticalidad de la curva en el largo plazo.

En la próxima sección investigaremos la presencia de un cambio estructural en el año 2002 cuando se produjo el abandono del régimen de Convertibilidad y la adopción de una flotación administrada.

V. Cambio en la tendencia de la inflación y estabilidad de los parámetros

Los desarrollos recientes en la modelación de la dinámica de inflación (Blake y Fernández-Corugedo, 2006; Ascari y Ropele, 2007; y Kiley, 2007) extienden la versión estándar de la curva de Phillips neokeynesiana, que supone una inflación de tendencia igual a cero en el estado estacionario, permitiendo un valor medio no nulo de la inflación. En este contexto la media no nula afecta la dinámica del modelo neokeynesiano estándar dado que la inflación se ve menos influenciada por los costos marginales, y ello hace que el coeficiente de la brecha del producto disminuya. Al mismo tiempo la dinámica inflacionaria se vuelve más *forward-looking*. Una inflación media diferente de cero a su vez se condice con

un comportamiento autorregresivo más fuerte, haciendo de la inflación un proceso más persistente. En el caso de la evidencia empírica para Argentina, D'Amato, Garegnani y Sotes Paladino (2007) identificaron cambios tanto en la inflación de tendencia como en la persistencia de la inflación en el período 1993-2007, que parecerían estar asociados a la introducción del nuevo régimen monetario.

Dados estos resultados y el hecho de que el período completo de análisis 1993-2007 incluye un régimen de tipo de cambio fijo con el dólar, entre 1991 y 2001, la crisis del año 2002 y una flotación administrada desde entonces, consideramos de gran relevancia evaluar la constancia de los parámetros estimados para los períodos 1993-2001 y 2003-2007, dejando fuera de la muestra la crisis del año 2002.

Para analizar la estabilidad de los parámetros del modelo, un test de Wald (propuesto por Andrews y Fair, 1988) es utilizado (véase también Hamilton, 1994). Bajo la hipótesis nula, el estadístico tiene la forma chi-cuadrado y evalúa la hipótesis, $H_0: \phi_1 = \phi_2$ donde ϕ_1 (ϕ_2) es un vector de parámetros ($q \times 1$) que caracteriza las primeras T_1 (las últimas T_2) observaciones.

$$\lambda_T = T \left(\hat{\theta}_{1,T_1} - \hat{\theta}_{2,T_2} \right)' \left\{ \pi^{-1} \hat{V}_{1,T_1} + (1 - \pi)^{-1} \hat{V}_{2,T_2} \right\}^{-1} \left(\hat{\theta}_{1,T_1} - \hat{\theta}_{2,T_2} \right) \sim \chi^2(q)$$

donde π es la proporción de observaciones contenida en la primera submuestra T_1 / T ; $\hat{\theta}_{1,T_1}$ ($\hat{\theta}_{2,T_2}$) es el vector de parámetros estimados con las primeras T_1 (las últimas T_2) observaciones; y \hat{V}_{1,T_1} (\hat{V}_{2,T_2}) es la matriz de covarianzas de los coeficientes estimados con las primeras T_1 (las últimas T_2) observaciones.

El test requiere la definición de un punto de quiebre y, en este trabajo, el mismo fue determinado de manera tal que el segundo período comience en enero de 2003, excluyendo las observaciones atípicas correspondientes a la crisis del año 2002. Los resultados para las dos submuestras son presentados en la Tabla 3.

La constancia de los parámetros a lo largo de las dos submuestras es claramente rechazada. Los cambios en los parámetros estimados confirman las predicciones de la literatura reciente sobre la dinámica de la inflación: la curva de Phillips se transforma en más *forward-looking* y el efecto de la brecha del producto sobre

Tabla 3 / Test de Wald para estabilidad de los parámetros

Estimaciones por GMM	1993:1-2001:12	2003:1-2007:12
ϕ_1	0,25324	0,50256
<i>Error Estd.</i>	0,06103	0,01885
ϕ_2	0,09872	0,22665
<i>Error Estd.</i>	0,04545	0,02808
δ^*	0,01737	0,00708
<i>Error Estd.</i>	0,00380	0,00089
γ^*	0,10689	0,07113
<i>Error Estd.</i>	0,05485	0,01685
λ^*	0,06283	0,05965
<i>Error Estd.</i>	0,01285	0,00540

$\lambda_T = 2834,1 (5)$

la inflación disminuye. Comparando estos resultados con los obtenidos para la muestra completa, podemos concluir que los resultados para toda la muestra estarían dominados por la dinámica de la inflación en la postdevaluación (es decir, los resultados del período 2003-2007). Estos resultados sugieren la conveniencia de comenzar la estimación en el año 2003, una vez que se cuente con el suficiente número de observaciones.

VI. Conclusiones

La modelación empírica de la dinámica de corto plazo de la inflación supone un comportamiento optimizador por parte de firmas no competitivas. La relevancia de una dinámica persistente en la inflación conduce a introducir rezagos en estos modelos, asumiendo que una porción de las firmas sigue una regla de ajuste de precios *backward-looking*. El modelo resultante se conoce como “curva de Phillips híbrida neokeynesiana”. En este trabajo estimamos una “curva de Phillips híbrida neokeynesiana” para Argentina durante el período 1993-2007, utilizando el Método Generalizado de Momentos y evaluamos la estabilidad de los parámetros, dado el cambio de régimen del año 2002. Extendemos el modelo al caso de una economía

abierta pequeña, considerando separadamente la influencia de la devaluación nominal y la inflación externa sobre los precios domésticos. Para el período completo, encontramos que ambos componentes, *forward* y *backward looking* son relevantes para explicar la dinámica de los precios domésticos, siendo el peso relativo del componente *backward* mayor para la determinación de la dinámica de la inflación. La devaluación nominal y la inflación externa son también significativas para explicar el comportamiento de la inflación doméstica, siendo la respuesta de la inflación a la inflación externa más fuerte. La brecha del producto tiene un efecto significativo aunque débil en la inflación doméstica. No podemos rechazar la hipótesis de verticalidad de la curva de Phillips en el largo plazo.

Cuando evaluamos la estabilidad de los parámetros, encontramos que, en línea con la literatura teórica reciente, existen diferencias significativas en los parámetros estimados para la Convertibilidad y la flotación administrada. Cuando la inflación de tendencia se incrementa, la influencia de la brecha del producto sobre los precios domésticos se debilita y la inflación responde más fuertemente a las expectativas sobre el futuro.

Referencias

Andrews, D. y R. Fair (1988). “Inference in Nonlinear Econometric Models with Structural Change”, *Review of Economic Studies*, 55, pp. 615-640.

Andrews, D. (1991). “Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix estimation”, *Econometrica*, 59, pp. 817-858.

Ascari, G. y T. Ropele (2007). “Trend Inflation, Taylor Principle and Indeterminacy”, Kiel Institute for World Economics, Kiel Working Paper N° 1332.

Bakhshi, H. et al. (2002). “Price-Setting Behavior and Inflation Dynamics”. Mimeo. Bank of England.

Blake, A. y E. Fernández-Corugedo (2006). “Optimal monetary policy with non-zero steady-state inflation”, mimeo, Bank of England.

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

D’Amato, L., L. Garegnani y J. Sotes Paladino (2007). “Inflation persistence and changes in the monetary regime: The Argentine case”, Working Paper 2007/23, Banco Central de la República Argentina.

Dotsey, M. (2002). “Pitfalls in Interpreting Tests of Backward looking pricing in New Keynesian Models”, *Economic Quarterly*. Federal Reserve Bank of Richmond. Vol. 88/1. Invierno de 2002.

Elosegui, P., L. Garegnani, L. Lanteri, F. Lepone y J. Sotes Paladino (2006). “Estimaciones Alternativas de la Brecha del Producto para la Economía Argentina”, *Ensayos Económicos* N° 45, Banco Central de la República Argentina.

Eviews (2000). *User’s Guide*, Quantitative Micro Software, LLC.

Favero, C. (2001). *Applied Macro-econometrics*, Oxford University Press.

Fischer, S. (1977). “Long Term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule”, *Journal of Political Economy*, 85, pp. 163-190.

Gali, J. y M. Gertler (1999). "Inflation Dynamics: A structural econometric analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44, pp. 195-222.

Guerrieri, L. (2002). "The inflation persistence of staggered contracts", Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Paper*, N° 734.

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

Hansen, L. P. (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, 50, 4, pp. 1029-1054.

Kiley, M. (2007). "Is Moderate-to-High Inflation Inherently Unstable?", *International Journal of Central Banking*, 3 (2), pp. 173-201.

Lindé, J. (2002). "Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach", *Sveriges Riksbank Working Paper Series* N° 129.

Newey, W. y K. West (1994). "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation", *Review of Economic Studies*, 61, pp. 631-653.

Svensson, L. E. O. (1998). "Open-Economy Inflation Targeting", *NBER Working Paper* N° 6545, mayo.

Taylor, J. B. (1980). "Aggregate dynamics and staggered contracts", *Journal of Political Economy*, 88, pp. 1-23.