

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

Ensayos Económicos | 55

Editor

Jorge Carrera

Comité Editorial

José María Fanelli

Javier Finkman

Daniel Heymann

Hernán Lacunza

Eduardo Levy-Yeyati

Secretario Ejecutivo

Federico Grillo



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Buenos Aires, 30 de noviembre de 2009

Esta nueva entrega de Ensayos Económicos contiene cuatro trabajos con temáticas diversas. Primero presentamos un trabajo de Paloviita, del Banco de Finlandia, en el cual examina la relevancia empírica de la curva de Phillips nekeynesiana para la zona del euro desde fines de la década del 80. La autora concluye 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 que también contiene un componente de expectativas *backward-looking*. Además, observa que el desempeño empírico de la especificación híbrida mejora si se extiende el modelo al contexto de una economía abierta, y que este modelo es apropiado tanto para los países con alta como para los de baja volatilidad de la brecha del producto.

Continuando la línea del primer trabajo, D'Amato y Garegnani estiman una curva de Phillips híbrida nekeynesiana para Argentina durante el período 1993-2007. Para ello extienden 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 encuentran que la inflación responde tanto a su comportamiento pasado como a las expectativas sobre el futuro, con una importancia relativa mayor del primer componente. En línea con la literatura reciente sobre la dinámica de la inflación, las autoras concluyen que 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.

En el tercer artículo, Gonzalez-Eiras, de la Universidad de San Andrés, analiza la determinación de las cuotas y el poder de voto en el FMI, tema relevante del actual proceso de reforma de la Arquitectura Financiera Internacional, a través de un análisis de reglas de votación óptimas. Para ello adapta el modelo de Barberà y Jackson (2006) de reglas de votación óptimas en federaciones heterogéneas. Así, predice que los votos de cada país deben ser ponderados de acuerdo con su participación en el comercio internacional, el ingreso per cápita y el nivel de reservas internacionales.

Finalmente, González Padilla estudia el grado de competencia en el mercado de préstamos en Argentina en el período 2002-2007. Para la evaluación empírica utiliza un modelo de organización industrial de bancos oligopólicos siguiendo los desarrollos de Bresnahan (1982) y Lau (1982). El autor encuentra en sus estimaciones empíricas que los bancos utilizaron su poder de mercado para fijar sus tasas de interés activas (por encima del costo marginal) en el período de estudio, aunque en menor medida que en el período previo entre 1993 y 2000.

A modo de cierre, reiteramos nuestra invitación a todos aquellos interesados en enviar sus artículos académicos para ser publicados en nuestra revista y para contribuir a enriquecer la discusión sobre economía y política económica en nuestro país. Para ello los invitamos a consultar las pautas para la publicación de trabajos en Ensayos que se encuentran al final de la publicación.



Jorge Carrera
Subgerente General de
Investigaciones Económicas

Ensayos Económicos es una revista editada por la Subgerencia General de Investigaciones Económicas

ISSN 0325-3937

Banco Central de la República Argentina
Reconquista 266 / Edificio Central Piso 8
(C1003ABF) Ciudad Autónoma de Buenos Aires / Argentina
Tel.: (+5411) 4348-3582 / Fax: (+5411) 4348-3557
Email: investig@bcra.gov.ar / <http://www.bcra.gov.ar>

Fecha de publicación: diciembre de 2009

Queda hecho el depósito que establece la Ley 11.723.

Diseño editorial
Banco Central de la República Argentina
Gerencia Principal de Comunicaciones y Relaciones Institucionales
Área de Imagen y Diseño
Diagramación interior
Karin Bremer

Impreso en Imprenta El Faro
Ciudad de Mar del Plata, Argentina, diciembre de 2009
Tirada de 2.500 ejemplares

Las opiniones vertidas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y no necesariamente se corresponden con las del BCRA.

No se permite la reproducción parcial o total, el almacenamiento, el alquiler, la transmisión o la transformación de este libro, en cualquier forma o por cualquier medio, sea electrónico o mecánico, mediante fotocopias, digitalización u otros métodos, sin el permiso previo y escrito del editor. Su infracción está penada por las leyes 11.723 y 25.446.

Índice

- 7 Acerca de la generalidad de las curvas de Phillips neokeynesianas**
Maritta Paloviita

- 33 La dinámica de corto plazo de la inflación: estimando una curva de Phillips híbrida neokeynesiana para Argentina (1993-2007)**
Laura D'Amato y María Lorena Garegnani

- 57 Cuotas y poder de voto en el FMI: teoría y evidencia**
Martín Gonzalez-Eiras

- 93 Una evaluación de la competencia en el sector bancario de Argentina: evidencia empírica con datos a nivel de banco**
Héctor Gustavo González Padilla

- 113 Pautas generales para la publicación de trabajos técnicos**

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. Also, we do not suppose that expectations are rational, but we allow for possible 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 in 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.

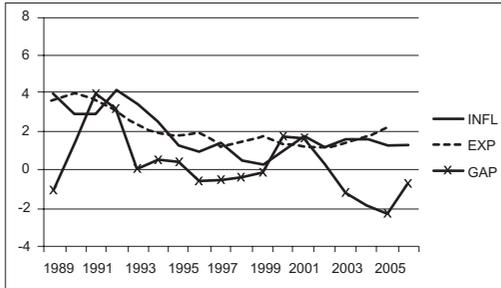
Por otra parte, hubo una notable heterogeneidad entre los países en cuanto a la evolución de la brecha del producto. Finlandia, Irlanda y Portugal pertenecen al grupo de países con una evolución más divergente de la brecha del producto mientras que, en otros, la brecha ha sido menos volátil. La comparación 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

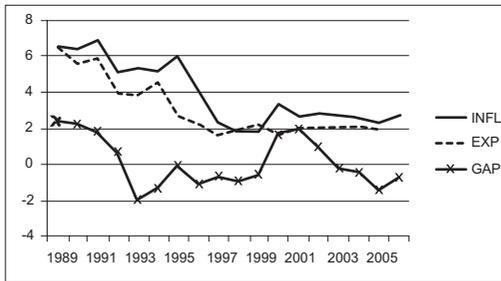
⁶ Paloviita (2007a) utiliza tanto los datos de los relevamientos de Consensus Economics como los pronósticos de inflación de la OCDE para aproximar las expectativas de inflación de la zona del euro. La autora demuestra que las dos *proxies* de expectativas de inflación, que parecen seguir un patrón similar,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

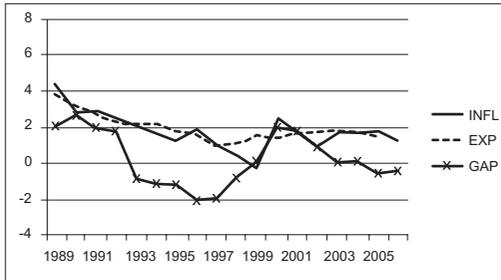
Alemania



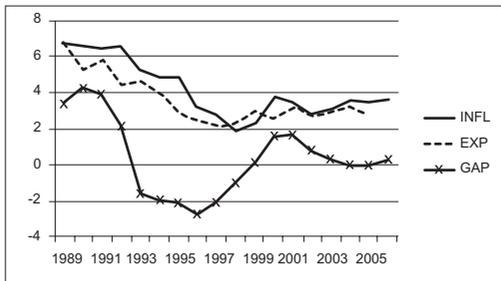
Italia



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: 1° y 2° rezago de la brecha del producto, 2° y 3° 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 neokeynesiana 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 neokeynesiano 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 neokeynesiana 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.

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 nekeynesiana *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 nekeynesiana.

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 nekeynesiana 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 nekeynesiano 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 una *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.

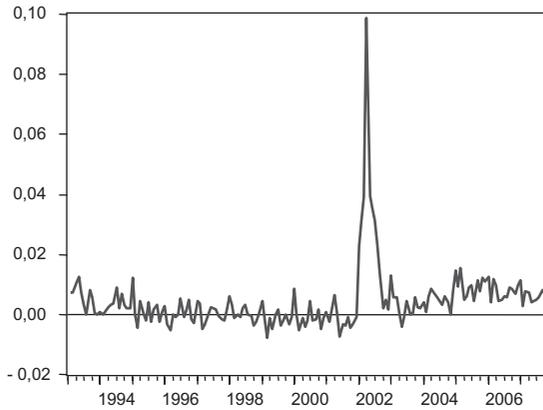
IV. Resultados empíricos

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)

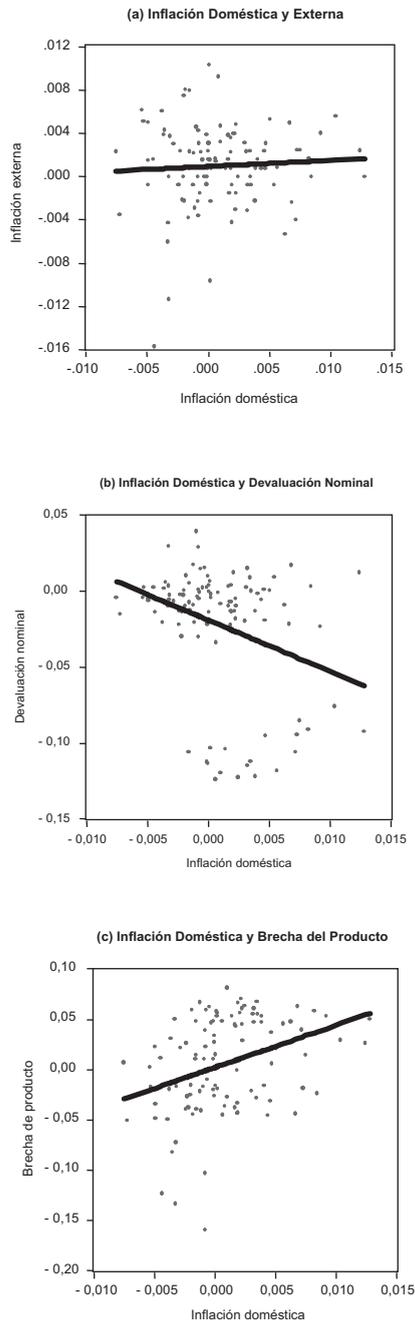
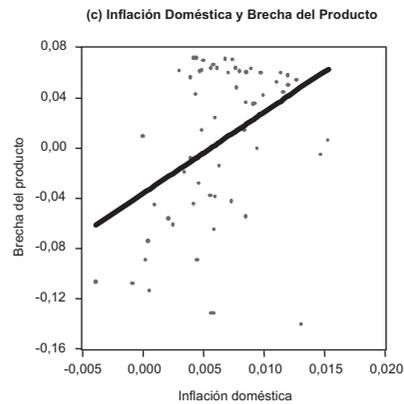
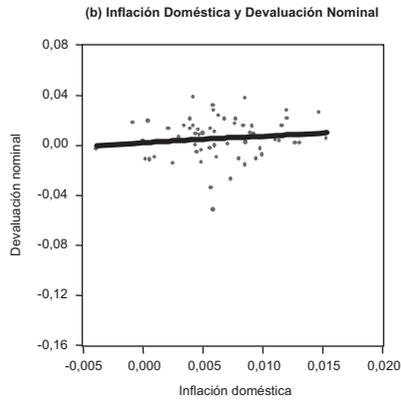
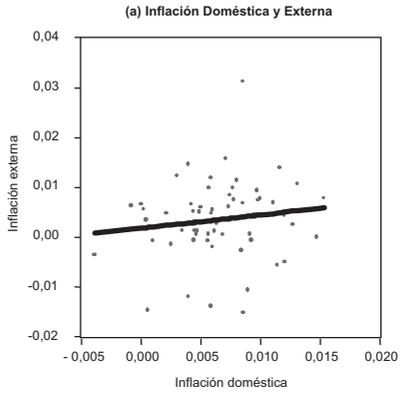


Gráfico 3 / Diagramas de Dispersión: inflación doméstica y sus determinantes (2003-2007)



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			
<i>Estadístico F</i>	0,000007	(1,158)	0,9979
Andrews			
<i>Estadístico F</i>	0,0032	(1,158)	0,9548
Newey-West Variable			
<i>Estadístico F</i>	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.

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

Martín Gonzalez-Eiras*

Universidad de San Andrés

Resumen

Los países miembros del Fondo Monetario Internacional (FMI) aportan recursos a un fondo común con el fin de proveer créditos. La cuota de un miembro, su participación en el capital del FMI, no sólo determina su contribución financiera sino también la ponderación de sus votos y, por ende, su influencia en el organismo. Recientes debates sobre los métodos para la determinación de las cuotas condujeron a la aprobación en abril de 2008 de una reforma parcial del sistema vigente. Con el objetivo de contribuir a este debate, estudiamos la regla óptima de votación en el FMI. Para ello adaptamos el modelo de Barberà y Jackson (2006) de reglas de votación óptimas en federaciones heterogéneas. El modelo predice que los votos de cada país deben ser ponderados de acuerdo con su participación en el comercio internacional, el ingreso per cápita y el nivel de reservas internacionales.

Códigos JEL: D72, F32, F33, F41.

Palabras clave: organizaciones internacionales, ajuste de cuenta corriente, reglas óptimas de votación.

* Deseo agradecer a Andrés Drenik por su ayuda en la investigación y a Lawrence Broz, John Hassler, Enrique Kawamura, Dirk Niepelt, Torsten Persson, Martín Rossi, James Vreeland y los participantes de seminarios en la Universidad de Estocolmo, Banco Nacional de Suiza, Universidad de San Andrés, Universidad de Berna, Reunión de PEIO (Monte Verità 2008), Taller sobre Interdependencia Global (Barcelona 2008) y LAMES (Río de Janeiro 2008) todos sus comentarios. Las opiniones expresadas en este trabajo son del autor y no reflejan necesariamente la visión del BCRA o de sus autoridades. Correo electrónico: mge@alum.mit.edu.

Quotas and Voting Shares in the IMF: Theory and Evidence

Martín Gonzalez-Eiras

University of San Andrés

Summary

The International Monetary Fund (IMF) is a financial institution founded in 1944 with the main purpose of assisting members facing temporary balance of payments problems. From an initial membership of 44 states, today almost all the countries in the world participate in it. Members of the IMF do not have equal power. They contribute a quota subscription of financial resources, and this quota is the basis for determining voting power.

Historically, quota allocations have been based mainly on economic size and external trade volume. Heterogeneity among members in terms of population, wealth and integration to international markets has recently produced a debate about the methods used for quota determination. In response to this, and also in the face of mounting criticism from academics and policymakers, the IMF embarked in September 2005 on a large-scale program of modernization. Salient among its objectives was governance reform, including adjusting quota shares to “reflect better the relative weight of members in the world economy”. In April 2008, a reform proposal representing a step in this direction was approved.

In the past decade there have been many reform proposals that focused on different aspects of IMF governance, but none of these, and other, reform proposals has been founded on a model of expected utility maximization. With the aim of contributing to this debate, we adapt the model of Barberà and Jackson (2006) of optimal voting rules in a heterogeneous union.

In the model, votes at the IMF take place over two alternatives: whether or not to bailout a member country in crisis. An optimal voting rule seeks to maximize a

welfare function that takes into account the utilities of all citizens represented in the IMF. When making a decision for a particular vote, representatives at the IMF weight the benefits and costs that a bailout would have on their respective countries' citizens. Benefits are assumed to relate to trade linkages, and costs are assumed to originate from moral hazard inefficiencies affecting net factor income from abroad. When benefits outweigh costs a country will vote in favor of a bailout.

To determine how a crisis abroad affects the welfare of a member country's citizens, we use a static model of aggregate demand and have the foreign crisis triggering a real exchange rate shock to each member's current account due to trade linkages with the crisis country. The direct effect is proportional to the size of trade with the crisis country as exports to it would decrease, and imports from it increase. Since a country can dampen the effect that a crisis abroad has on its real exchange rate through the use of international reserves, the welfare impact would be decreasing in the stock of foreign reserves held. Under the assumption that the marginal utility of income is decreasing, welfare effects are larger for poorer countries. In this context, optimal weights are proportional to a country's volume of trade. Given participation in world trade, quotas decrease with per-capita income and with holdings of foreign reserves.

The model further predicts that the IMF would be more likely to provide assistance to bigger, more open countries. Another prediction of the model is that voting thresholds should be increasing in the importance of capital flows relative to trade flows.

The model has implication for the reform proposals that have been presented to improve the legitimacy of the IMF (see, for example, Cottarelli, 2005 and Rapkin and Strand, 2006). In particular under the assumptions of the model, there is no rationale for a double majority system as the "count and account" proposal of O'Neill and Peleg (2000). Further research will be aimed at developing a more sophisticated model of income and consumption determination, incorporating moral hazard, and a more detailed formulation of bailout costs, relating them to capital injections in the Fund.

JEL: D72, F32, F33, F41.

Key words: International organizations, current account adjustment, optimal voting rules.

I. Introducción

El Fondo Monetario Internacional (FMI) es una institución financiera fundada en 1944 con el propósito principal de asistir a los miembros que enfrentan problemas transitorios de balanza de pagos. Comenzó con un número inicial de 44 países miembros, y hoy casi todos los países del mundo participan en él. Pero no todos tienen el mismo poder. Aportan una suscripción de cuota de recursos financieros que es la base para determinar su poder de voto. Históricamente, las asignaciones de las cuotas han dependido sobre todo del tamaño de la economía y el volumen de comercio exterior. Sin embargo, la heterogeneidad de los miembros en cuanto al tamaño de su población, riqueza e integración a los mercados internacionales ha generado en los últimos tiempos un debate sobre los métodos utilizados para determinar la cuota. En respuesta a esto, y ante las crecientes críticas de académicos y hacedores de política, el FMI se embarcó en septiembre de 2005 en un programa de modernización a gran escala. Entre sus objetivos salientes estaba la reforma de la estructura de gobierno, que incluye ajustar la participación de las cuotas para “reflejar mejor la ponderación relativa de los miembros en la economía mundial”. En abril de 2008, se aprobó una propuesta de reforma que representa un paso en esta dirección.

Durante la última década hubo muchas propuestas de reforma focalizadas en distintos aspectos de la estructura de gobierno del FMI. Buirra (2005), entre otros autores, reclama el uso de indicadores del PIB basados en la paridad del poder adquisitivo (PPA) para las actuales fórmulas de las cuotas con el objetivo de aumentar la participación de los países en desarrollo y, de esta manera, mejorar la “legitimidad” del Fondo. Esta sugerencia fue objeto de un intenso debate y finalmente fue incorporada a la propuesta de reforma aprobada en el 2008. Valubel (2006) identifica que uno de los problemas es la separación entre los países miembros y los directores ejecutivos del FMI, mientras que Woods (2005) reclama una mayor responsabilidad. Bird y Rowlands (2006) reclaman reformar el sistema de cuotas con el argumento de que la evolución del sistema financiero internacional, luego de la flexibilización de los tipos de cambio de los países industriales en los setenta, ha hecho insostenible el uso de las cuotas para la determinación simultánea de las contribuciones, el acceso y el derecho a voto. Según nuestro leal saber y entender, ninguna de estas, u otras, propuestas de reforma se ha basado en un modelo de maximización de la utilidad esperada.

Derivamos un modelo microfundado para estudiar la optimalidad del sistema de cuotas. Esto se relaciona con varias cuestiones. Primero, determinar bajo qué supuestos un sistema de cuotas es, de hecho, óptimo. Éste es un punto relevante si tenemos en cuenta que algunas propuestas de reforma (O'Neill y Peleg, 2000; y Rapkin y Strand, 2006; por ejemplo) reclaman un sistema de doble mayoría para los votos dentro del FMI. Para responder a esta pregunta, primero caracterizaremos la *regla óptima de votación* y luego veremos cuándo es posible representarla mediante una regla de votación ponderada como la utilizada por el FMI. La segunda cuestión se relaciona con la determinación de los ponderadores de voto de los miembros. La tercera es la determinación óptima de las cuotas *totales* y, por consiguiente, cómo se debería relacionar el volumen de recursos financieros del FMI con las condiciones de la economía mundial.

Considerando que el FMI es una institución en la que cada miembro tiene un representante que vota en nombre de los ciudadanos de su país, adaptamos el modelo de regla óptima de votación de Barberà y Jackson (2006). Los votos en el FMI se realizan a partir de dos alternativas: rescatar o no rescatar a un país miembro en crisis.¹ Una regla óptima de votación busca maximizar la función de bienestar que tiene en cuenta las utilidades de todos los ciudadanos representados en el FMI. Demostramos que, bajo ciertos supuestos, una regla óptima de votación consta de un ponderador para el voto de cada país y un umbral que indica el tamaño que debe tener el ponderador total de votos emitidos a favor de un rescate para poder implementar la política.

Al tomar una decisión sobre un voto en particular, los miembros del FMI ponderan los beneficios y costos que tendría el rescate para sus ciudadanos. Se supone que los beneficios están relacionados con los vínculos comerciales y que los costos se originan en las ineficiencias de riesgo moral que afectan los ingresos netos de los factores del exterior. Cuando los beneficios superan a los costos, el país votará a favor del rescate y cuando los costos son más altos que los beneficios, se opondrá a él. Los votos son ponderados por la intensidad promedio *ex ante* de las preferencias de los ciudadanos con respecto a la elección que hacen. Si la suma de los votos ponderados a favor del rescate supera a la de los votos en contra, entonces se aprueba el salvataje. Por lo tanto, los votos están

¹ La formalización se generaliza para los casos en los que una serie de miembros enfrentan simultáneamente una crisis y se decide asistirlos a todos, a un conjunto de ellos o a ninguno.

determinados por las “externalidades” que tiene un rescate sobre el bienestar de otros miembros y la ayuda financiera sólo se aprueba si los efectos positivos promedio dominan a los negativos.

Para determinar cómo una crisis en el exterior afecta el bienestar de los ciudadanos de un país miembro, utilizamos un modelo estático de demanda agregada y consideramos que la crisis externa desencadena un *shock* de tipo de cambio real en la cuenta corriente de cada miembro debido a los vínculos comerciales con el país en crisis. Los efectos directos son proporcionales al volumen comercial con el país en dificultades, dado que caerán las exportaciones a dicho país y aumentarán las importaciones. Como un país puede morigerar el efecto que tiene una crisis externa sobre su tipo de cambio real utilizando las reservas internacionales, el impacto en términos de bienestar es decreciente con respecto al *stock* de reservas. Suponiendo que la utilidad marginal del ingreso es decreciente, los efectos en el bienestar son más grandes para los países más pobres. Entonces, utilizamos regresiones con datos de panel con observaciones promedio de cinco años entre 1960 y 2000 para probar las predicciones de este modelo.

El modelo predice que habría más posibilidades de que el FMI brinde ayuda a los países más grandes y más abiertos. Probamos esta predicción utilizando el conjunto de datos que Barro y Lee (2005) emplean para estudiar el efecto de los programas del FMI en el desempeño económico. Mientras que los autores descubren que el tamaño medido por el PIB es un predictor sólido de la probabilidad de ser rescatado por el FMI, agregar los flujos de comercio hace que la influencia del PIB no tenga significancia estadística. Otra predicción del modelo es que deberían aumentar los umbrales de votación de acuerdo con la importancia de los flujos de capital en relación con los flujos de comercio.

El resto de este documento posee la siguiente estructura. La Sección II resume los antecedentes y las características salientes de la estructura de gobierno del FMI, incluyendo una revisión (II.1) de la reforma de cuotas aprobada en abril de 2008. La Sección III analiza las características de la regla óptima de votación y la Sección IV describe los datos utilizados y los resultados de las regresiones. La Sección V analiza los resultados y las distribuciones potenciales de las cuotas según el modelo teórico. La Sección VI incluye las conclusiones.

II. Estructura de gobierno del FMI y reformas recientes

Desde su fundación, el FMI se ha esforzado por “fomentar la cooperación monetaria global, garantizar la estabilidad financiera, facilitar el comercio internacional, alentar altos niveles de empleo y un crecimiento económico sustentable, y reducir la pobreza”. Pero los roles que ha desempeñado cambiaron desde la caída del sistema que dio vida a esta institución: el Acuerdo de Bretton Woods. Antes de 1973, el FMI se focalizaba básicamente en los países desarrollados: entre 1947 y 1967, estos países representaban casi el 70% del monto total de recursos extraídos. En 1973, después de la liberación del régimen cambiario a nivel mundial, los principales usuarios de los recursos del FMI pasaron a ser las economías emergentes de África y América Latina con crisis de balanza de pagos. Esto amplió la divergencia entre países desarrollados y emergentes en cuestiones de política, y sobre cómo agregar sus preferencias en decisiones colectivas.

En el FMI, las decisiones se toman por mayoría ponderada de votos. La estructura de poder está organizada de la siguiente manera: la Junta de Gobernadores, que detenta todos los poderes del Fondo, está compuesta por los representantes de todos los países miembros. Cada país inicialmente recibía 250 votos básicos más un voto adicional por cada cien mil Derechos Especiales de Giro (DEG) en su poder. Los votos básicos fueron una solución de compromiso destinada a conciliar el principio de igualdad soberana con las grandes asimetrías de poder entre los miembros. La relación votos básicos/total de votos aumentó en primera instancia al sumarse nuevos países a la organización, alcanzando un récord histórico de 15,6% en 1958. Los aumentos del total de cuotas hicieron descender este ratio a alrededor del 2%, mientras que la reforma de cuotas aprobada en abril de 2008 triplicó los votos básicos e introdujo un mecanismo para estabilizar su cifra en el 5,5% de los votos totales.² Aunque inicialmente había una fórmula única para calcular las cuotas, a principios de la década de 1960 se creó un método complejo de varias fórmulas para determinar las cuotas sobre la base del PIB, las exportaciones e importaciones, la variabilidad de los flujos de exportaciones y las reservas. Aunque esto dio lugar a diferentes ponderadores para calcular las cuotas de los países desarrollados y en desarrollo, se produjo una pérdida significativa de transparencia. Durante algún tiempo se utilizaron 10 fórmulas que luego fueron reemplazadas por cinco, un sistema que estuvo en fun-

² En la Subsección II.1 analizaremos en detalle la reforma de cuotas aprobada en abril de 2008.

cionamiento hasta la reforma de 2008 a partir de la cual se retornó a una fórmula única. No existe ninguna razón explícita para utilizar estas variables y no otras ni para los ponderadores ligados a ellas en las fórmulas antes mencionadas. En realidad, las fórmulas, al igual que las cuotas reales, que en algunos casos difieren mucho de las calculadas, están sesgadas para producir un resultado político que se asemeje al deseado por los miembros más poderosos del FMI.³ Uno de los objetivos de la reforma del 2008 fue mejorar la credibilidad del FMI aumentando la transparencia del proceso de determinación de cuotas y realineando las cuotas reales con las calculadas.

La Junta de Gobernadores puede delegar ciertas decisiones en el Directorio Ejecutivo, compuesto por un representante de cada uno de los cinco miembros del FMI que poseen las cuotas más altas más otros 19 integrantes, algunos de los cuales representan a un determinado subgrupo de países. Por consiguiente, los Directores Ejecutivos tienen una cantidad de votos igual a la suma de los votos de los países a los que representan. De esta manera, cuando el Directorio Ejecutivo vota, primero hay una reunión en la que cada subgrupo determina cómo votará su representante. Luego, el Directorio Ejecutivo se reúne y emite su voto. Hay dos reglas de supermayoría diferentes y su uso depende del tema en discusión en ese momento. La primera, que requiere una mayoría del 70%, se utiliza para cuestiones de procedimiento (decisiones que involucran asuntos de política y operaciones) y la segunda, que requiere una mayoría del 85%, se utiliza para cuestiones de fondo (por ejemplo, revisiones del estatuto o cambios en las cuotas). Una observación importante sobre estas reglas de mayoría y el sistema de votación es que Estados Unidos es el único país que tiene poder de veto dado que posee más del 15% de las cuotas totales.

El sistema de cuotas cumple distintas funciones, lo que genera la posibilidad de conflicto, tal como señalaron Bird y Rowlands (2006). La cuota de un miembro define cuatro aspectos de la relación entre el país miembro y el FMI: primero, la cantidad de recursos financieros que los miembros aportan al Fondo; segundo, la cantidad de recursos que pueden retirar del FMI; tercero, su poder de voto en las decisiones institucionales; y cuarto, la participación de cada miembro en las asignaciones de DEG. Con respecto a cómo se determinan las cuotas, el FMI reconoció desde su fundación que, dado que realizaría grandes desembolsos

³ Mikesell (1994) reconoce que la fórmula original de Bretton Woods utilizada para asignar cuotas entre los primeros 44 miembros del FMI se desarrolló con el objetivo de que fuera compatible con el resultado deseado.

de recursos financieros escasos, sus decisiones serían legalmente obligatorias en lugar de un mero asesoramiento. Los métodos más igualitarios (por ejemplo, la regla de un país - un voto) no serían aceptables para las principales potencias que aportan el grueso de los recursos del FMI. Por lo tanto, se diseñó un esquema por el cual cada nación miembro del Fondo tiene una cuota que equipara aproximadamente su poder de voto con su aporte financiero a la organización.⁴

Es común que se realicen Revisiones Generales de las Cuotas cada cinco años para incorporar los cambios ocurridos en la posición relativa de los miembros en la economía mundial y también para dar cabida a nuevos miembros. Cada aumento de cuota se divide a discreción del Directorio Ejecutivo en un componente equiproporcional y un componente selectivo. El primero es similar a un aumento de capital, consistente en ampliar de manera proporcional las cuotas existentes, mientras que el segundo tiende a llevar las cuotas nuevas hacia las calculadas. Dado que históricamente el componente equiproporcional representa en promedio el 70% del aumento de la cuota, hay un *statu quo* significativo en la distribución de poder dentro del FMI.

II.1. El retorno a una fórmula única para calcular la cuota

En marzo de 2008, el Directorio Ejecutivo presentó una propuesta de reforma de su sistema de cuotas que fue aprobada al mes siguiente por la Junta de Gobernadores. La propuesta fue producto de un intenso debate en el seno del Directorio Ejecutivo según las pautas establecidas en la Asamblea Anual del Fondo Monetario Internacional celebrada en Singapur en septiembre de 2006 y destinada a realinear la participación de las cuotas de los miembros con su posición económica. Se mejoró la participación y la voz de los países de ingresos bajos por medio de un aumento sustancial en la cantidad de votos básicos y de un mecanismo que mantendrá constante la relación de votos básicos a votos totales en el futuro. Es más, el FMI buscará la forma de que las cuotas y el poder de voto respondan mejor a los cambios en las realidades económicas en las futuras Revisiones Generales de las Cuotas.

Una característica saliente de la reforma es que las cuotas se calculan de nuevo utilizando una sola fórmula. Esto mejora la transparencia de la estructura de gobierno del FMI y ayuda a reflejar mejor la posición relativa de los países miembros

⁴ La presencia de votos básicos introduce una cuña entre la suscripción financiera y el poder de voto, que es significativa para los países menos desarrollados.

en la economía global. Para llegar a esta fórmula, el Directorio tuvo en cuenta una serie de restricciones, como la multiplicidad de roles que tienen las cuotas, que se basen en datos disponibles y que sean políticamente factibles. La nueva fórmula propuesta incluye cuatro variables económicas: PIB, apertura, variabilidad y reservas, expresadas como participación en los totales globales. Luego se comprime el promedio ponderado para reducir la dispersión en las participaciones de cuotas calculadas:

$$ICQ = (0.5Y + 0.3CC + 0.15V + 0.05R)^k$$

donde ICQ es la participación de la cuota calculada intermedia, Y es un promedio ponderado del PIB convertido a los tipos de cambio de mercado y los tipos de cambio de PPA promedio durante un período de tres años. El ponderador sobre el PIB basado en el mercado es 60%. CC es el promedio anual de la suma de los egresos e ingresos de la cuenta corriente durante un período de cinco años. V es la variabilidad de los flujos de ingresos de cuenta corriente y los flujos de capital netos, medidos como el desvío estándar de la tendencia centralizada de tres años durante un período de 13 años. R es el promedio anual de las reservas oficiales y $k = 0,95$ es un factor de compresión. Se obtienen las cuotas calculadas después de reescalar la suma de ICQ a 100.

El cálculo del PIB tanto a los tipos de cambio de mercado como de PPA refleja una solución de compromiso entre la posición de los países en desarrollo, que respaldaban este último criterio como mejor estimación del volumen relativo de los bienes y servicios producidos por sus economías, y la posición de los países desarrollados, que ven al PIB al tipo de cambio de mercado como el indicador relevante, en especial como indicador de la capacidad contributiva de los miembros. El factor de compresión es un instrumento para moderar la dispersión de las cuotas calculadas. Dada la limitación de la nueva fórmula de cuotas para mejorar la voz de las economías emergentes, se decidió triplicar los votos básicos, medida que aumenta el poder de voto más allá de la participación de la cuota para las naciones menos desarrolladas. La inclusión del PIB de PPA y el factor de compresión fue uno de los aspectos más controvertidos de la propuesta de reforma y el Directorio Ejecutivo decidió incluirlos en los cálculos de las cuotas durante un período de prueba de 20 años. Al final de ese lapso, se revisaría el fundamento para retener estos componentes. La fórmula de la cuota sólo calcula cuotas relativas de los miembros del FMI. La determinación de las cuotas totales sigue siendo discrecionalmente decidida durante las Revisiones Generales de las Cuotas.

Como respuesta a los desarrollos de la economía mundial, en marzo de 2009 el G-20 decidió aumentar el capital del FMI, prometiéndole 500.000 millones de dólares adicionales, y el permiso para emitir 250.000 millones en su cuasi moneda, los DEG, y de este modo brindar liquidez inmediata a los países en desarrollo. Las grandes economías emergentes del G-20 dejaron en claro que quieren ver propuestas más detalladas de los cambios en el poder de voto dentro del FMI y que quieren que el proceso de reforma se acelere. Un modelo microfundado del sistema de cuotas aportaría una cierta disciplina para orientar la discusión política. Ahora, presentaremos el modelo.

III. El modelo

Hay n países en el FMI, que son heterogéneos en términos de población, riqueza e integración a la economía mundial. El país i tiene una población de ciudadanos p_i , todos los cuales generan la misma utilidad $u(c_i)$ a partir del consumo per cápita c_i . Se sabe que, con un cierto grado de probabilidad, un subconjunto de los países miembros sufrirán un *shock* negativo de balanza de pagos, en cuyo caso se deberá tomar la decisión de asistir financieramente o no al(los) país(es) afectado(s). Para facilitar la exposición, supondremos que sólo un país, el país j , podría experimentar un *shock* de balanza de pagos y luego demostraremos que el análisis es extensible a una crisis en varios países. Un estado de la naturaleza es entonces una descripción de las preferencias de los miembros sobre si asistir o no al país j . Sin perder la generalidad, es posible normalizar la utilidad a cero si prevalece el *statu quo* y no se brinda asistencia; las preferencias están representadas por un vector $\vec{u}(j) \in \mathcal{R}^n$, en el que el elemento $u(j)_i \equiv u_{ij}$ es la utilidad de un agente representativo del país i si se rescata al país j .⁵

Después de producido un *shock*, el representante de cada país decidirá si votará a favor o en contra del rescate según que la utilidad del salvataje sea positiva o negativa para los ciudadanos de ese país. Por lo tanto, la conducta de votación del representante puede ser descrita por una función $h_i : \mathcal{R} \rightarrow \{b, nb\}$ que representa las preferencias de los ciudadanos en un voto. La notación $h_i(u_{ij}) = b$ indica que el representante del país i vota a favor de un rescate. Esto indica que la utilidad de ayudar al país j es mayor en el país i en comparación con el *statu*

⁵ Por lo tanto, $u_{ij} \equiv u(c_i^{j,b}) - u(c_i^{j,nb})$, donde los superíndices diferencian el consumo dependiendo de que al país j se lo rescate o no.

quo, es decir $u_{ij} > 0$. En cambio, un voto en contra de la asistencia, $h_i(u_{ij}) = nb$, indica que los ciudadanos del país i prefieren el *statu quo*, es decir, $u_{ij} < 0$.

En una segunda etapa, se suman los votos de los representantes de acuerdo con una regla de votación. Supongamos que $v : \mathcal{R}^n \rightarrow \{0, \frac{1}{2}, 1\}$ indica el resultado de este procedimiento de votación de dos etapas como una función de las preferencias de los ciudadanos en votos, $\vec{u}(j)$. Aquí, $v(\vec{u}(j)) = 1$ indica que se aprueba el rescate, $v(\vec{u}(j)) = 0$ significa que el país j no será asistido, y $v(\vec{u}(j)) = \frac{1}{2}$ indica un empate que se resolverá tirando una moneda.

Supongamos que una regla de votación eficiente es aquella que maximiza la función de bienestar social esperada dentro de la clase de reglas de votación factibles.⁶ La función de bienestar social está dada por la utilidad total esperada, que otorga igual peso a todos los ciudadanos del FMI, independientemente del país de residencia. Por lo tanto, consideraremos reglas de votación que maximicen la siguiente función de bienestar:

$$E \left[\sum_i v(\vec{u}(j)) p_i u_{ij} \right]$$

donde la expectativa se toma sobre la distribución de los *shocks* de balanza de pagos, indicados por $\mu(\cdot)$, que afectan a cualquier subgrupo de países miembros del FMI. Supondremos que la probabilidad y severidad de una crisis en el país j es independiente de las políticas que aplica ese país. En particular, esto implica que $v(\cdot)$ no tiene ningún efecto sobre $\mu(\cdot)$.⁷

Se considerarán tres alternativas para el contenido informativo de los votos y la contingencia de la regla de votación $v(\cdot)$ sobre ellos. En el primero de los casos, las preferencias subyacentes, u_{ij} , se observan a nivel público (o es posible inferirlas correctamente del estado de la naturaleza). En este caso, es sencillo ver que la regla óptima de votación es determinada por:

⁶ Estas son reglas de votación que dependen sólo de la información obtenida de los votos de los representantes.

⁷ En un trabajo futuro, eliminaremos este supuesto y estudiaremos cómo se determina la regla óptima cuando la expectativa de un rescate afecta las políticas de un país y, por lo tanto, la distribución de probabilidades de shocks de balanza de pagos.

$$v^E(u) = \begin{cases} 1 & \text{if } \sum_i u_{ij} > 0, \\ 0 & \text{if } \sum_i u_{ij} < 0, \\ \frac{1}{2} & \text{if } \sum_i u_{ij} = 0. \end{cases}$$

Más interesante resulta el caso en el que el voto de un país no indica de manera perfecta la intensidad de las preferencias por una elección determinada. Para este caso, consideremos la siguiente regla de votación, propuesta por Barberà y Jackson (2006). Para cada país y para cada estado posible se asignan dos ponderadores, uno cuando el país vota a favor del rescate del país j y otro para los votos en contra. Para el primero de los casos, tenemos:

$$w_{ij}^b = p_i E[u_{ij} | u_{ij} > 0, j]$$

Por lo tanto, el ponderador asignado al país i es proporcional al bienestar total esperado de sus ciudadanos cuando el rescate del país j es, en realidad, su política preferida. Del mismo modo, el ponderador asignado al país i cuando vota en contra del rescate es determinado por:

$$w_{ij}^{nb} = -p_i E[u_{ij} | u_{ij} < 0, j]$$

Entonces, la regla de votación eficiente $v^E(u)$ es definida por:

$$v(\vec{u}(j)) = \begin{cases} 1 & \text{if } \sum_{i:h_i(\vec{u}(j))=b} w_{ij}^b > \sum_{i:h_i(\vec{u}(j))=nb} w_{ij}^{nb}, \\ 0 & \text{if } \sum_{i:h_i(\vec{u}(j))=b} w_{ij}^b < \sum_{i:h_i(\vec{u}(j))=nb} w_{ij}^{nb}, \\ \frac{1}{2} & \text{if } \sum_{i:h_i(\vec{u}(j))=b} w_{ij}^b = \sum_{i:h_i(\vec{u}(j))=nb} w_{ij}^{nb}. \end{cases}$$

Proposición 1. Si las preferencias son independientes entre los países (es decir que la utilidad de un país para una alternativa dada no depende del perfil total de votos del resto de los países), entonces una regla de votación es eficiente si, y sólo si, es equivalente a v^E excepto en casos de empate.

Este resultado es el Teorema 1 de Barberà y Jackson (2006). Podría ser posible que, por razones políticas, la regla de votación no pueda depender de la identidad del país en crisis. *Ex ante*, algunos miembros potenciales del FMI podrían sentirse injustamente tratados por esta estructura de gobierno hecha a medida y decidir no unirse a la organización. En ese caso, tiene sentido considerar cuál es la regla óptima de votación cuando ésta debe satisfacer una restricción adicional, a saber, que no puede estar sujeta al estado que traduce las preferencias de los

ciudadanos en votos. Si redefinimos la regla de votación anterior en consecuencia, concluimos que a cada país se le asignan los siguientes ponderadores cuando votan a favor o en contra de un rescate, independientemente de cuál sea el país que necesita asistencia financiera:

$$w_i^b = p_i E[u_{ij} | u_{ij} > 0] \tag{1}$$

$$w_i^{nb} = p_i E[u_{ij} | u_{ij} < 0] \tag{2}$$

donde, ahora, las expectativas se toman *ex ante* sobre la distribución de probabilidad conjunta de la verosimilitud y severidad de una crisis en el país j y sobre el efecto que esto tiene en las preferencias de los ciudadanos del país i . La regla de votación eficiente se define como antes, reemplazando los ponderadores correspondientes en las sumas. Dado que ahora estamos considerando una regla de votación no contingente, podemos suponer, sin pérdida de generalidad, que *ex post* la intensidad de las preferencias, u_{ij} , está dada por una función bien definida de la magnitud de la crisis en el país j . Esto simplifica el cálculo de los ponderadores w_i^b y w_i^{nb} .

Según esta regla, los ponderadores se ven afectados por la intensidad de las preferencias dentro de un país por las alternativas, tal como las capturan los valores de u_{ij} . Por lo tanto, a los países que, en promedio, les interesa de manera más intensa una decisión de rescate debería dárseles un peso mayor que a los países menos afectados por el resultado. En su trabajo, Barberà y Jackson consideran una decisión abstracta entre dos alternativas y, por consiguiente, no hay razón para la heterogeneidad en la *intensidad* de las preferencias de los miembros. Por ende, los autores le asignan a cada ciudadano de la federación las mismas utilidades posibles, de +1 a -1. Dada la naturaleza del problema estudiado aquí, introducimos más estructura acerca de las preferencias de los países y la dimensión en la que un *shock* en el país j afecta al ciudadano representativo del país i .

Para relacionar la intensidad de las preferencias, u_{ij} , con los fundamentales suponemos las preferencias CRRA (preferencias de aversión al riesgo relativas constantes con coeficiente de aversión al riesgo θ) sobre el consumo per cápita.

$$u(c_i) = \frac{1}{1 - \theta} c_i^{1 - \theta}.$$

Suponemos un modelo estático de demanda agregada en una economía abierta en la que el ingreso agregado está dado por la demanda agregada, Y_i , más el

ingreso neto de factores del exterior, Z_i . La demanda agregada está dada por el consumo, la inversión y las exportaciones netas. Las siguientes relaciones conductuales caracterizan a los componentes del ingreso agregado, del que se ha eliminado por simplicidad el subíndice i :

$$\begin{aligned} C &= C_0 + C_1(Y + Z(\varepsilon)) \quad I = I_0 \\ NX(\varepsilon) &= X(\varepsilon) - \varepsilon M(\varepsilon), \quad X'(\varepsilon) > 0, \quad M'(\varepsilon) < 0 \\ Z(\varepsilon) = rF - r^*F^* &= (rF)(\varepsilon) - (r^*F^*)(\varepsilon). \end{aligned}$$

donde C es el consumo, I es la inversión, NX son las exportaciones netas de bienes y servicios (X son las exportaciones y M las importaciones), F y F^* son los activos y pasivos externos, r y r^* son las tasas de interés (probablemente diferentes) cobradas y pagadas sobre esas posiciones externas, y ε es el tipo de cambio real. Las relaciones de equilibrio para la demanda agregada y el consumo son:

$$\begin{aligned} Y &= \frac{1}{1 - C_1} (C_0 + I_0 + C_1 Z(\varepsilon) + NX(\varepsilon)) \\ Y &= m (Y_0 + C_1 Z(\varepsilon) + NX(\varepsilon)) \\ C &= m C_1 (\hat{C}_0 + Z(\varepsilon) + NX(\varepsilon)) \end{aligned}$$

donde $m \equiv \frac{1}{1 - C_1}$ es el multiplicador de la demanda agregada a los *shocks* externos. Tal como señala Fischer (1999), un rescate impide la sobre-reacción de la depreciación del tipo de cambio real del país j . Por lo tanto, el salvataje produce una apreciación *relativa* del tipo de cambio real del país j , $\alpha_j = -\frac{\Delta \varepsilon_j}{\varepsilon_j} > 0$.⁸ Suponiendo que se mantiene la condición de Marshall-Lerner, la depreciación de una moneda, $\frac{\Delta \varepsilon}{\varepsilon}$, tiene un efecto positivo en las exportaciones netas de:

$$(\epsilon_{X,\varepsilon} + \epsilon_{M,\varepsilon} - 1) \frac{(X + \varepsilon M)}{2} \frac{\Delta \varepsilon}{\varepsilon} \equiv a(X + \varepsilon M) \frac{\Delta \varepsilon}{\varepsilon}$$

donde se supone que el comercio está en equilibrio (es decir, $X = \varepsilon M = \frac{X + \varepsilon M}{2}$) y supondremos que las elasticidades que caracterizan a la respuesta de las expor-

⁸ Por lo tanto, α_j es un indicador de la magnitud del *shock* de balanza de pagos en el país j , dado que una crisis más profunda provocaría una mayor desviación en el tipo de cambio real si prevalece el *statu quo*.

taciones netas, representadas por el parámetro a , son las mismas para todos los países. Por lo tanto, el efecto de un rescate al país j en las exportaciones netas del país i está dado por:

$$\Delta NX_i = a(X_i + \varepsilon_i M_i) \frac{-\varepsilon_j}{\varepsilon_i} \frac{d\varepsilon_i}{d\varepsilon_j} \alpha_j$$

$$a(X_i + \varepsilon_i M_i) \frac{X_{ij} + \varepsilon_i M_{ij}}{\sum_k X_{ik} + \varepsilon_i M_{ik}} \alpha_j$$

$$a\alpha_j (X_{ij} + \varepsilon_i M_{ij})$$

donde, en la primera expresión, $\frac{\Delta\varepsilon_i}{\varepsilon_i} = \frac{-\varepsilon_j}{\varepsilon_i} \frac{d\varepsilon_i}{d\varepsilon_j} \frac{-\Delta\varepsilon_j}{\varepsilon_j} = \frac{-\varepsilon_j}{\varepsilon_i} \frac{d\varepsilon_i}{d\varepsilon_j} \alpha_j$, y $\frac{-\varepsilon_j}{\varepsilon_i} \frac{d\varepsilon_i}{d\varepsilon_j}$ es el impacto de una apreciación del tipo de cambio real del país j en el tipo de cambio real del país i . Se supone que este efecto es proporcional a la fracción de comercio bilateral entre ambos países, tal como se refleja en la segunda expresión.

El rescate del país j también tiene efectos negativos en el país i . Aumentan los problemas de riesgo moral esperados en todas las relaciones financieras entre el país i y el resto del mundo y, por lo tanto, hay un impacto negativo en los ingresos netos de los factores del exterior, Z_i .⁹ El ingreso recibido de los activos externos en manos de los ciudadanos del país i , $r_i F_i$, sufre una reducción de la recuperación esperada del capital, y el ingreso pagado a los extranjeros que poseen activos domésticos, $r_i^* F_i^*$, aumenta debido a la prima de riesgo. Este efecto se modela para que adopte la siguiente forma:

$$\Delta Z_i = -\delta m_i \sum_k (F_{ik} + F_{ik}^*) = -\delta m_i (F_i + F_i^*) \quad (3)$$

Por lo tanto, δm_i mide el impacto porcentual que tiene un rescate sobre el ingreso proveniente de las posiciones financieras. Con la notación $|F| \equiv F + F^*$ y con el consumo per cápita dado por $c \equiv \frac{C}{p}$, tenemos:

$$u_{ij} = \Delta u(c_i) = c_i^{-\theta} \Delta c_i = c_i^{-\theta} m_i C_{1i} \frac{(\Delta NX_i + \Delta Z_i)}{p_i} \quad (4)$$

$$u_{ij} = c_i^{-\theta} m_i C_{1i} \left(\frac{\alpha_j a (X_{ij} + \varepsilon_i M_{ij}) - \delta |F_i|}{p_i} \right)$$

⁹ En realidad, este efecto negativo debería afectar los ingresos netos futuros de los factores del exterior pero, por razones de simplicidad, nos abstraemos de consideraciones intertemporales en el modelo.

donde $c_i^{-\theta}$ es la utilidad marginal del consumo para el país i , un término que refleja que los países más pobres son, *ceteris paribus*, los más afectados por una crisis en el exterior. Por lo tanto, el modelo supone que los efectos positivos para el país i cuando se rescata al país j surgen de los vínculos comerciales entre ambos países. Como resultado de (3), los efectos negativos son proporcionales a las relaciones financieras entre el país i y el resto del mundo. De acuerdo con esta representación de las preferencias, un país sería más proclive a respaldar el rescate de otro país en crisis cuando tiene sólidas relaciones comerciales con él. Y es menos probable que vote a favor del salvataje cuanto más financieramente integrado esté al resto del mundo.¹⁰

A continuación, consideraremos algunos supuestos sobre la estructura de los flujos comerciales entre los países i y j y sobre el tamaño de las relaciones financieras que un país tiene con el resto del mundo. Éstas adoptan la forma de:

$$\begin{aligned}
 X_{ij} + \varepsilon_i M_{ij} &= (X_i + \varepsilon_i M_i) \frac{X_j + \varepsilon_j M_j}{d_{ij} (\sum_k X_k + \varepsilon_k M_k)} \\
 |F_i| &= b(X_i + \varepsilon_i M_i)
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

donde d_{ij} es proporcional a la distancia entre los países i y j e intenta capturar los efectos de “gravedad”. Por lo tanto, suponemos que el comercio entre ambos países es proporcional a su volumen comercial e inversamente proporcional a su distancia, y que las posiciones financieras son proporcionales a los flujos comerciales. El primer supuesto se realiza porque se ha demostrado empíricamente que el comercio bilateral baja cuando aumenta la distancia entre los países. Con respecto al segundo supuesto, puede verificarse que hay una fuerte correlación entre ambas variables en los datos en cualquier punto dado del tiempo.¹¹

¹⁰ Esto es una simplificación. Es probable que los vínculos financieros directos entre los países i y j estén asociados a un efecto positivo dado que el rescate aumentaría los ingresos netos de los factores en el país i provenientes de sus inversiones en el país j . Tal como quedará claro después del próximo conjunto de supuestos, esta distinción se torna irrelevante.

¹¹ Del conjunto de datos EWN II capturado por Lane y Milesi-Ferretti (2006). Su Figura 4 demuestra que para los números agregados, el comercio en activos aumentó a un ritmo más rápido en los países industrializados que en los mercados emergentes desde fines de los años '80. Las regresiones de corte transversal a nivel de países, con promedios de cinco años, revelan una fuerte correlación entre activos y pasivos externos y comercio de productos durante todo el período de su muestra, 1974-2004. El supuesto de proporcionalidad es crucial para reducir los ponderadores a una única variable y obtener una fórmula ponderada única, tal como se muestra más adelante.

Una advertencia importante es que la formulación (3) implicaría que cualquier país j que sufriera un *shock* tendría los mismos efectos en los ingresos netos mutuos de los factores del exterior de otros países (por ejemplo, entre i y k). Aunque podría parecer más razonable suponer que los efectos de un *shock* aumentan según el tamaño de la economía del país en crisis, o la magnitud de su *shock* de balanza de pagos, lo que importa para el resultado es que los efectos positivos relacionados con el comercio sean más sensibles con la escala que los efectos negativos relacionados con los ingresos netos de los factores. Es por razones de simplicidad que suponemos que estos últimos son independientes de las características de un paquete de rescate determinado.¹²

Con esta formulación, todos los países i con $u_{ij} > 0$ votarían a favor del rescate del país j ante una crisis. La observación de las preferencias del país (4) revela que i rescataría a todos los países j en los que:

$$\alpha_j a \frac{X_j + \varepsilon_j M_j}{d_{ij} (\sum_k X_k + \varepsilon_k M_k)} > \delta b$$

donde partimos del supuesto de que los parámetros a , b y δ del modelo son los mismos en todos los países. Por lo tanto, los países que sufren un desequilibrio importante (un alto α_j) serán más proclives a recibir asistencia y un rescate tendrá mayor apoyo entre los vecinos del país que atraviesa el *shock* (esto podría explicar por qué México tiene más posibilidades de ser rescatado, o el reciente salvataje de Letonia, aprobado por presión de los miembros de la UE a pesar de la oposición del personal ejecutivo del FMI).¹³ Existen más posibilidades de que sean rescatados los países grandes y abiertos que los pequeños y cerrados. Por supuesto debemos reconocer que, durante una crisis, el país j votaría a favor de su propio salvataje. Pero este voto sencillo que rompe la simetría pasa a ser insignificante en el límite de un número infinito de países, todos de tamaño atomístico, supuesto que plantearemos a continuación (se llegaría a resultados similares si la regla de votación excluyera el voto del país que solicita la asistencia financiera).¹⁴

¹² Recuérdese también que el efecto negativo se relaciona con el ingreso futuro y no con los efectos contemporáneos sobre los precios de los activos directamente resultantes del rescate.

¹³ Agradezco a un comentarista estos ejemplos.

¹⁴ Las reglas para la toma de decisiones cuando el FMI tiene que pedir prestados fondos impiden el voto del país que solicita la asistencia financiera. Vea Fondo Monetario Internacional (2007).

Con un continuo de países, las relaciones para los ponderadores de votación (1) y (2) pueden expresarse como integrales sobre el dominio de la distribución de probabilidad $\mu(\cdot)$. Suponemos que la probabilidad de que un país sufra un *shock* de balanza de pagos adopta la forma $\mu(\alpha, q, y, \vec{t})$, es decir que es una función de la participación del país en el comercio mundial, medida con respecto al volumen comercial promedio, $q \equiv \frac{(X_j + M_j)}{E[X + \varepsilon M]}$, de su ingreso per cápita, y , y de su ubicación en el mundo, dada por \vec{t} . Con la distancia entre los países i y j indicada por $d_{ij} = |\vec{t}_i - \vec{t}_j| \equiv \rho_i(\vec{t}_j)$, y con $\psi^* \equiv \frac{\delta b}{a}$, tenemos que las relaciones para los ponderadores de votación (1) y (2) ahora estarán dadas por:

$$w_i^b = c_i^{-\theta} m_i C_{1i} (X_i + \varepsilon_i M_i) \int_{\vec{t}_j} \int_0^{\bar{\alpha}} \int_0^{\infty} \frac{\rho_i(\vec{t}_j) \psi^*}{\alpha} \int_0^{\bar{y}} \left(\frac{\alpha a q}{\rho_i(\vec{t}_j)} - \delta b \right) \mu(\alpha, q, y, \vec{t}_j) dy dq d\alpha d\vec{t}_j \quad (6)$$

$$w_i^{nb} = c_i^{-\theta} m_i C_{1i} (X_i + \varepsilon_i M_i) \int_{\vec{t}_j} \int_0^{\bar{\alpha}} \int_0^{\frac{\rho_i(\vec{t}_j) \psi^*}{\alpha}} \int_0^{\bar{y}} \left(\delta b - \frac{\alpha a q}{\rho_i(\vec{t}_j)} \right) \mu(\alpha, q, y, \vec{t}_j) dy dq d\alpha d\vec{t}_j \quad (7)$$

donde $\bar{\alpha}$ es el *shock* máximo de balanza de pagos que un país puede experimentar e \bar{y} es el máximo ingreso per cápita posible. Ahora imponemos una distribución homogénea de países en todo el mundo e independencia de la estructura de los *shocks* respecto de la distribución geográfica de los países, es decir $\mu(\alpha, q, y, \vec{t}) = \mu(\alpha, q, y)$. Bajo estos supuestos, las integrales de las expresiones anteriores son independientes del país i , y tenemos que $\frac{w_i^{nb}}{w_i^b} \equiv \gamma$ es constante para todos los países. Aquí γ mide un sesgo hacia el *statu quo* (hay más intensidad en las preferencias por el *statu quo* si $\gamma > 1$). Es la *misma* formulación con un factor de sesgo que suponen Barberà y Jackson (2006) para derivar el resultado de que una regla óptima de votación es eficiente si y sólo si es equivalente a una regla de votación ponderada (su Corolario 1). Por lo tanto, sobre la base de estos supuestos, no sería óptimo tener un sistema de doble mayoría para los votos dentro del FMI tal como defendían algunas propuestas de reforma.¹⁵ En este caso, los ponderadores óptimos son:

¹⁵ Por ejemplo, vea O'Neill y Peleg (2000) y Rapkin y Strand (2006).

$$w_i^* = w_i^b$$

Y el umbral para aprobar el rescate es:

$$\frac{\gamma \sum_i w_i^*}{1 + \gamma} \tag{8}$$

El umbral de votos (8) aumenta en el sesgo γ y, por lo tanto, ahora podemos ver cómo se ve afectado por los parámetros estructurales, como la importancia de las inversiones financieras internacionales en relación con los flujos comerciales, b , o la distribución de las probabilidades de una crisis entre los países, $\mu(\cdot)$, que afecta a las integrales (6) y (7) de w_i^b y w_i^{nb} . En particular, dijimos en la Sección II que antes de la caída del sistema de Bretton Woods, el FMI funcionaba como una asociación de crédito que asistía principalmente a los países desarrollados, y se transformó luego en un arreglo asimétrico de países desarrollados como acreedores netos y países emergentes como deudores netos. Esto significa que el mundo post Bretton Woods cambió la distribución de densidad $\mu(\cdot)$, aumentando la probabilidad relativa de una crisis para los países pobres con menos volumen comercial, reduciéndose de este modo w_i^b y aumentando w_i^{nb} y, por lo tanto, aumentando γ y, por consiguiente, el umbral de voto óptimo. Un aumento de b , el tamaño de las posiciones financieras en relación con los flujos comerciales, también derivaría en un aumento de γ . Esto puede observarse en los datos que utilizan posiciones externas brutas (de Lane y Milesi-Ferretti, 2006) y los datos de comercio. Esta predicción es consistente con la evolución de la toma de decisiones en el FMI. Se ha producido un aumento tanto en la super mayoría requerida más grande (del 80% al 85%, en 1969) como en la cantidad de decisiones que requieren super mayorías (de 9 originalmente a más de 50 en la actualidad).¹⁶

Los parámetros estructurales también afectan la suscripción total de cuotas bajo la regla óptima de votación. Esto está dado por $\sum_i w_i^b$, y debería aumentar en proporción al comercio cuando los parámetros estructurales no se ven afectados. Pero si, tal como describimos antes, cambia la distribución de la densidad $\mu(\cdot)$, reduciéndose w_i^b , el ratio suscripción total de cuotas/ comercio mundial bajaría. Esta conducta ha sido observada en los datos correspondientes al período post Bretton Woods.

¹⁶ Debería observarse que la mayoría para la decisión de un rescate sigue estando en el 70% de los votos ponderados. Pero otras decisiones de procedimiento que se relacionan de manera indirecta con los programas nacionales de los países vieron aumentar sus requisitos de mayoría.

Con respecto a la posibilidad de una crisis en varios países, debemos recordar de acuerdo con (3) que se supone que los efectos negativos de un rescate son independientes del tamaño del país rescatado. Por consiguiente, los efectos negativos serían los mismos más allá de cuántos sean los países a los que asiste el FMI. En consecuencia, el criterio para decidir si ayudar o no a los países que sufren un *shock* de balanza de pagos es el mismo que en el caso en que todos ellos se agruparan en un solo país más grande.

III.1. Reservas internacionales

Es posible agregarle al modelo básico el papel que desempeñan las reservas internacionales. La principal razón para hacerlo es que el modelo subraya los vínculos entre el comercio y las finanzas entre los países como determinantes de la intensidad de las preferencias respecto de la decisión de salvataje de los países en crisis. Y, dado que un país que tiene un nivel más alto de reservas está mejor preparado para amortiguar los efectos de un *shock* externo, esto debería reflejarse en su poder de voto.¹⁷ Con respecto a los efectos positivos de un rescate, un mayor nivel de reservas en el país *i* reduce el impacto de la volatilidad del tipo de cambio real del país *j* en el tipo de cambio real del país *i*. Por lo tanto, el efecto positivo para el país *i* de rescatar al país *j* se reduce a:

$$a\alpha_j(X_{ij} + \varepsilon_i M_{ij})f(R_i)$$

donde $f(\cdot)$ es una función decreciente del nivel de reservas internacionales R , y $f(0) = 1$. Con respecto a los efectos negativos de un salvataje, un nivel más alto de reservas internacionales reduce la pérdida de ingresos netos de los factores del exterior dado que no hay pérdida de ingresos percibidos de las reservas internacionales. Esto no debería confundirse con el hecho de que tener un mayor porcentaje de activos externos como reservas deriva en la reducción de los ingresos percibidos de estos activos.¹⁸ Lo que importa para la decisión del rescate es el *cambio* en este ingreso debido a los efectos negativos de un salvataje sobre las posiciones financieras. Por lo tanto, el efecto negativo para el país *i* de rescatar a cualquier país se reduce a:

¹⁷ Vea, por ejemplo, Hviding y Nowak y Ricci (2004). Los autores estiman que la reducción de las reservas a la mitad aumenta la volatilidad del tipo de cambio real un 20%.

¹⁸ El nivel "óptimo" de reservas internacionales podría verse afectado por el costo de tenerlas, en comparación con los beneficios de tener una posición grande de reservas que representa un amortiguador contra los *shocks* externos.

$$-\delta m_i |F_i| g(R_i)$$

donde $g(\cdot)$ es una función decreciente de su argumento y $g(0) = 1$. Con esta modificación, resulta directo derivar los ponderadores w_i^b y w_i^{nb} que un país debería recibir cuando vota a favor o en contra de un rescate. Para garantizar que las integrales de esas expresiones sigan siendo independientes del país i y, por lo tanto, tengan un factor de sesgo común γ , necesitamos imponer que $g(\cdot) = f(\cdot)$. Con este supuesto, el resultado de que una regla de votación ponderada es óptima sigue siendo válido. Ahora los ponderadores están dados por:

$$w_i^* = c_i^{-\theta} m_i C_{1i} (X_i + \varepsilon_i M_i) f(R_i) \int_{\vec{t}} \int_0^{\bar{\alpha}} \int_{\frac{\rho w_i^*}{\alpha}}^{\infty} \int_0^{\bar{y}} \left(\frac{\alpha a q}{\rho} - \delta b \right) \mu(\alpha, q, y, \vec{t}) dy dq d\alpha d\vec{t} \quad (9)$$

Debería observarse que el modelo predice que, controlando otros determinantes, los países con posiciones más grandes de reservas internacionales deberían tener menos poder en la toma de decisiones del FMI. Esto se opone al hecho de que todas las fórmulas pasadas y presentes para la determinación de la cuota en el FMI dan un peso positivo a las reservas.

IV. Evidencia empírica

Dado que los ponderadores se determinan independientemente del umbral (porque son independientes de γ), podemos utilizar la distribución real de las cuotas en el FMI del período de posguerra para probar si es “óptima” en el sentido de si responde a la orientación dada por las consideraciones desarrolladas en el modelo de la Sección III. Ahora procederemos con esta estimación.

IV.1. Especificación econométrica

Resulta casi directo derivar una ecuación de regresión para estimar el modelo anterior. Esta estimación nos serviría para ver si hubo una motivación subyacente de asignación óptima de los derechos de voto en el diseño de las fórmulas de cuotas actuales, a pesar del hecho de que no se proporcionó justificación alguna. Este enfoque econométrico estructural se contrapone al análisis usual de la distribución de cuotas en el FMI que utiliza un enfoque reducido.

Bajo los supuestos utilizados para derivar los ponderadores óptimos, es decir, que consideramos el límite de un gran número de países, la independencia de los *shocks* de la distribución geográfica de los países, la igualdad de los multiplicadores, m , y los parámetros estructurales (a , b y δ), derivamos la ecuación de regresión a estimar tomando los logaritmos de la ecuación (9). Esto da:

$$QUOTA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TRADE_{i,t-1} + \beta_2 GDP_{i,t-1} \\ + \beta_3 RESERVE_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

Aunque el modelo predice que $\beta_1 = 1$, es probable que el multiplicador se relacione con la apertura comercial. Un país más abierto tendría un multiplicador más pequeño y, por lo tanto, una cuota más baja. Por ende, se espera que el coeficiente de *TRADE* sea positivo pero inferior a uno. Esperamos además que β_3 sea negativo. Si la función de bienestar social da el mismo peso a cada individuo independientemente de su país de ciudadanía, β_2 sería negativo, de lo contrario su signo sería indeterminado.¹⁹ Se agregarán controles adicionales para testear la validez del modelo. Se analizarán estos casos a medida que aparezcan.

IV.2. Datos

El conjunto de datos fue obtenido de las Estadísticas Financieras Internacionales (IFS, por sus siglas en inglés) y los Indicadores de Desarrollo Mundial (WDI, por sus siglas en inglés). La muestra es un panel desbalanceado de promedios de observaciones de cinco años (por ejemplo, la observación de 1975 corresponde al promedio de la variable correspondiente de 1975 a 1979) para 184 países durante el período 1960-2004. La principal razón para utilizar estos promedios de cinco años es que las revisiones de las cuotas son poco frecuentes y se han producido aproximadamente con intervalos de cinco años (el período más largo sin una revisión fue de junio de 1990 a enero de 1998). La Tabla 1 del Anexo describe las variables utilizadas para determinar la cuota relativa de los países miembros del FMI.

¹⁹ Otra razón por la cual β_2 podría ser positivo es que las cuotas cumplen el doble propósito de determinar la representación de un país y los aportes de capital al FMI. Es razonable suponer que estos últimos deberían ser proporcionales al PIB. Si incorporamos esto a una función objetivo que equilibre la representación y la capacidad de contribución, los ponderadores serían $w_i^* = w_i^b GDP_i^v$, donde $v > 0$ mide la importancia relativa de la capacidad de contribución en la función de bienestar.

La variable dependiente es el logaritmo de la participación relativa de las cuotas, neta de los votos básicos, que un país tiene en el FMI, *QUOTA*.²⁰ Con respecto a las variables independientes, el logaritmo del volumen comercial total, *TRADE*, proviene de los datos IFS sobre exportaciones e importaciones, medidos en US\$ corrientes. El logaritmo del PIB per cápita, *GDPPC*, se construye utilizando el PIB tomado de IFS, medido en US\$ corrientes, y los datos poblacionales provienen de WDI. Para esta última variable, sería más exacto utilizar las mediciones PPA del PIB. Debido a la falta de datos, utilizamos en cambio el PIB medido en US\$ corrientes. El logaritmo de las reservas internacionales, *RESERVES*, utiliza los datos IFS, medidos en US\$ corrientes. Dado que las decisiones sobre las cuotas se basan en el desempeño pasado, utilizamos un rezago de un período de estos regresores.

Se utilizaron controles adicionales para probar la validez del modelo. A tal fin, se introdujeron una serie de variables *dummies* (variables binarias): las variables *dummies* continentales para la OCDE, América Latina, Asia, África y los ex países comunistas. Otras variables *dummies* diferencian a los países sobre la base de si eran miembros antiguos o más recientes del FMI. Tal como vimos en la Sección II, hay una cierta inercia en el ajuste de las cuotas, que daría mayor poder a los miembros antiguos. Utilizamos una variable *dummy*, *EARLY*, para los países que eran miembros del FMI antes de 1969. Otra diferencia que deseamos controlar es si el acuerdo de Bretton Woods está vigente o no. Dado que el rol del FMI cambió después del colapso del sistema de tipos de cambio fijos en 1973, utilizamos la variable *dummy*, *AFTER*, para los períodos posteriores a esa fecha.

IV.3. Resultados

Primero probaremos la predicción del modelo de que el volumen comercial es un determinante importante de la probabilidad de que un país sea rescatado por el FMI. A este fin, recurriremos a la regresión *probit* utilizada por Barro y Lee (2005) para estimar la importancia de variables de economía política en la determinación de la probabilidad de que el FMI apruebe un programa de préstamo. En su trabajo, los autores utilizan los patrones de votación de la ONU y el comercio bilateral para medir la proximidad política y económica de un país a los Estados Unidos y a los tres países europeos más grandes (Francia, Alemania y el Reino

²⁰ Además de que no hay una fundamentación en el modelo para los votos básicos, lo que el modelo explica es la representación más allá de los votos básicos. Por otro lado, tal como vimos en la Sección II, la importancia relativa de los votos básicos bajó a cerca del dos por ciento de los votos totales antes de la reforma del 2008.

Unido), junto con las participaciones de las cuotas y el número de ciudadanos que trabajan en el FMI. Los autores encuentran que las variables de la economía política ayudan a explicar la probabilidad y el tamaño de los programas de préstamos del FMI. En sus regresiones, utilizan una serie de controles, en particular el logaritmo del PIB. Entre otros resultados, concluyen que los países más grandes tienen más posibilidades de conseguir la aprobación de un préstamo.

La Tabla 2 del Anexo incluye los resultados. En la primera columna, reproducimos la regresión *probit* de Barro y Lee y, en la segunda, se introduce *TRADE* para reemplazar a *GDP*. Los resultados demuestran que los países con mayor volumen comercial tienen más posibilidades de ser asistidos por el Fondo. Y si combinamos los resultados de *TRADE* y *GDP*, *GDP* pierde su valor explicativo mientras que el coeficiente sobre *TRADE* sigue siendo positivo y estadísticamente significativo, como puede verse en la tercera columna.²¹ Por lo tanto, la evidencia respalda el resultado hallado en la Sección III, en el sentido de que es más probable que los miembros del FMI aprueben un rescate cuanto mayor es el volumen comercial del país que sufre una crisis de balanza de pagos.

A continuación, probamos las predicciones del modelo con respecto a la distribución de cuotas. En la Tabla 3 del Anexo, presentamos el resultado de tres estimaciones MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios) para la cuota relativa del FMI, *QUOTA*, medida en logaritmos. Todas las regresiones se controlaron por efectos temporales. La columna 1 incluye *GDPPC*, *TRADE* y *RESERVES* rezagados; la columna 2 incluye las variables *dummies* continentales y la columna 3 incluye una variable *dummy* para los países que ingresaron al FMI antes de 1960. El objetivo de estas regresiones es encontrar evidencia de desviaciones sistemáticas con respecto al modelo teórico.

El coeficiente para *TRADE* es significativamente positivo en todas las especificaciones, lo que implica que un aumento del comercio del 1% redundaría en un aumento de la cuota relativa del 0,86%. El coeficiente de *GDPPC* es negativo y significativo en todas las especificaciones. El coeficiente estimado implica que una suba del 1% en el PIB per cápita en los últimos cinco años reduciría la cuota relativa un 0,33%. Por último, el coeficiente estimado para *RESERVES* indica una relación positiva e insignificante.

²¹ Esta tercera regresión omite los controles de economía política mencionados antes. Si se los incluye, ni *GDP* ni *TRADE* son significativos para explicar la probabilidad de aprobación de un programa del FMI.

Los controles geográficos indican que hay algunas características regionales que afectan la cuota relativa, lo que implica que es mejor utilizar otro mecanismo de estimación que incorpore efectos fijos por país. Descubrimos que los países asiáticos están subrepresentados en el FMI en relación con las predicciones teóricas del modelo. Este hecho ha sido señalado por varios autores, por ejemplo Rapkin y Strand (2003), y demuestra que hay factores no observables que explican la distribución de poder en el FMI, más allá de los que resultan del modelo de la Sección III. Los países que ingresaron antes al Fondo tienen una mayor participación de la cuota que los de ingreso más reciente. Esto representa una evidencia adicional de la violación al supuesto de exogeneidad de nuestra regresión principal y no resulta sorprendente dado que, tal como mencionamos en la Sección II, los aumentos equiproporcionales de las cuotas son muy importantes en las Revisiones Generales de las Cuotas.

Para resolver el problema de las variables explicativas no observadas, incluimos variables *dummies* de países para controlar los efectos fijos. Los resultados aparecen en la Tabla 4 del Anexo. La columna 1 muestra la regresión básica, con *TRADE*, *GDPPC* y *RESERVES* rezagados. La columna 2 presenta las mismas variables en su interacción con las variables binarias *EARLY* y *AFTER* utilizadas para discriminar el ajuste del modelo entre miembros antiguos y más recientes del FMI, y si la caída del acuerdo de Bretton Woods cambió la asignación de las cuotas entre los miembros.

En la columna 1, *TRADE* ingresa con signo positivo y es fuertemente significativo, lo que sugiere que un aumento del 1% aumentaría la cuota relativa un 0,14%, si las restantes variables se mantienen constantes. El coeficiente estimado para *GDPPC* es positivo y significativo. Un aumento del 1% aumentaría la cuota relativa un 0,15%. Por último, el coeficiente de *RESERVES* es negativo y significativo pero la reducción de la cuota relativa resultante de un aumento del 1% en las reservas es de sólo 0,026%. La razón por la que obtenemos un coeficiente negativo para *RESERVES* se debe probablemente a que si bien todas las fórmulas de cuotas tienen una relación positiva entre reservas y cuotas, hubo durante el período de la muestra entre cinco y diez fórmulas diferentes para la determinación de las cuotas. Por lo tanto, la selección por parte de los países de su fórmula preferida (es decir, la fórmula que les otorgó la cuota más alta según sus indicadores económicos) podría haber llevado a los países con niveles más altos de reservas a elegir una fórmula en la que las reservas recibieran un menor peso relativo.

Tal como se indicó, el objetivo principal de la especificación presentada en la columna 2 es investigar si la relación que encontramos en el párrafo precedente es constante a lo largo del tiempo y entre los grupos de países. Encontramos evidencia de que hay diferencias sistemáticas entre los primeros miembros del FMI y los más recientes durante el período anterior a la caída del acuerdo de Bretton Woods. Por ejemplo, el coeficiente para *TRADE* correspondiente a los miembros más antiguos del FMI era mayor en 0,09 puntos porcentuales al de los miembros más nuevos (para los cuales el coeficiente era 0,077). Después de 1975, no se observan diferencias estadísticas en los coeficientes de los regresores entre miembros antiguos y más recientes del FMI.

V. Propuesta de reforma

Habiendo derivado una fórmula teórica para la distribución del poder de voto entre los miembros del FMI, parece natural preguntarse cómo sería la distribución de acuerdo a ella, y compararla con las participaciones de cuotas actuales. Para ello, utilizamos la siguiente relación:

$$w_i = (X_i + M_i)y_i^{-\theta} RES^{-\kappa}$$

donde *RES* son las reservas internacionales. Imponiendo un coeficiente de 1 al comercio, definimos $\kappa = 0,18$ para mantener la misma importancia relativa de las reservas con respecto al comercio que la de las regresiones antes descritas ($0,18 \approx 0,026 / 0,14$). Para el coeficiente sobre el PIB per cápita, consideramos dos casos, $\theta = 1/3$ y $\theta = 2/3$. Esto demostrará el nivel de sensibilidad de la distribución de votos con respecto al PIB per cápita. Los resultados para los miembros más grandes del FMI se informan en la Tabla 5 del Anexo para el período 1995-2000, para el cual se cuentan con más datos disponibles. La primera columna describe las cuotas relativas actuales, mientras que en la segunda utilizamos una especificación *ad hoc* que depende sólo del comercio. Para los países de ingresos altos y bajos, los resultados son muy sensibles a la especificación sobre el PIB per cápita, tal como puede verse a partir de la comparación de las columnas 3 y 4. Considerando que el poder de los países desarrollados ricos se diluye a medida que aumentamos θ , las reformas políticamente viables requerirían un θ bajo, capaz de mantener, por ejemplo, el poder de veto de EE.UU.

Los valores extremos significativos entre los miembros con participaciones de cuota por encima de un punto porcentual corresponden a: Argentina, Arabia Saudita, Suiza y Venezuela, entre los países sobrerrepresentados en el FMI, y China y México entre los subrepresentados. Vale la pena señalar que, de acuerdo con esta regla, la cuota total de estos miembros grandes sólo se reduciría ligeramente, de 73,3% a 72,6%. Por lo tanto, no hay una ganancia significativa en la representación para los países pequeños y menos desarrollados.

VI. Conclusiones

Derivamos un modelo teórico para el cálculo óptimo de las cuotas entre los miembros del FMI. Bajo ciertos supuestos, una regla simple de votación ponderada es la regla de votación eficiente. Los ponderadores óptimos son proporcionales al volumen comercial de un país. Dada la participación en el comercio mundial, las cuotas bajan con el ingreso per cápita y con las tenencias de reservas internacionales. Además, el modelo ayuda a estimar la cuota total para el FMI, decisión que siempre ha sido discrecionalmente determinada en las Revisiones Generales de las Cuotas.

El modelo tiene implicancias para las propuestas de reforma presentadas para mejorar la legitimidad del FMI (vea, por ejemplo, Cottarelli, 2005; y Rapkin y Strand, 2006). En particular, bajo los supuestos del modelo, no hay justificativo para un sistema de doble mayoría como la propuesta “*count and account*” de O’Neill y Peleg (2000). La investigación posterior estará destinada a desarrollar un modelo más sofisticado para la determinación del ingreso y el consumo, la incorporación del riesgo moral y una formulación más detallada de los costos del rescate, relacionándolos con las inyecciones de capital del Fondo.

Al probar las predicciones del modelo descubrimos que tiene un poder explicativo importante. Por un lado, esto no debería ser una sorpresa dado que las fórmulas *ad hoc* que el FMI viene utilizando desde su creación dependen de las variables explicativas del modelo: exportaciones, importaciones, PIB y reservas. No obstante, es significativo que los resultados de la regresión revelen una relación ligeramente negativa entre las reservas internacionales y las cuotas actuales del FMI, mientras que todas las fórmulas pasadas y presentes asignan un peso positivo a las reservas. Tal como se mencionó, una de las razones podría ser la autoselección por parte de los países de su fórmula preferida entre las cinco o diez utilizadas durante este período.

Referencias

Barro, R. J. y J. Lee (2005), "IMF programs: Who is chosen and what are the effects?", *Journal of Monetary Economics* 52(7), pp. 1245-1269.

Barberà, S. y M. Jackson (2006), "On the Weights of Nations: Assigning Voting Weights in a Heterogeneous Union", *Journal of Political Economy* 114(2), pp. 317-339.

Bird, G. y D. Rowlands (2006), "IMF quotas: Constructing an international organization using inferior building blocks", *Review of International Organizations* 1(2), pp. 153-171.

Buira, A. (2005), "The Bretton Woods Institutions: Governance without Legitimacy?", en A. Buira, ed, *Reforming the Governance of the IMF and the World Bank*, Anthem, Londres.

Cottarelli, C. (2005), "Efficiency and Legitimacy: Trade-off in IMF Governance", Documento de Trabajo del FMI 05/107.

Fischer, S. (1999), "On the Need for an International Lender of Last Resort", *Journal of Economic Perspectives* 13(4), 85-104.

Hviding, K., M. Nowak y L. Ricci (2004), "Can Higher Reserves Help Reduce Exchange Rate Volatility?", Documento de Trabajo del FMI 04/189.

International Monetary Fund (2007), "Selected Decisions and Selected Documents of the International Monetary Fund", Servicios de Publicaciones del FMI.

Lane, P. R. y G. M. Milesi-Ferretti (1997), "The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2004", Documento de Trabajo del FMI 06/69.

Mikesell, R. (1994), "The Bretton Woods Debate: A Memoir", Princeton University, *Essays in International Finance* 192.

O'Neill, B. y B. Peleg (2000), "Voting by Count and Account: Reconciling Power and Equality in International Organizations", mimeo, Stanford University.

Rapkin, D. y J. Strand (2003), “Is East Asia under-represented in the International Monetary Fund?”, *International Relations of the Asia-Pacific* 3, pp. 1-28.

Rapkin, D. y J. Strand (2006), “Reforming the IMF’s Weighted Voting System”, *The World Economy* 29(3), pp. 305-324.

Vaubel, R. (2006), “Principal-agent problems in international organizations”, *Review of International Organizations* 1(2), pp. 125-138.

Woods, N. (2005), “Making the IMF and the World Bank More Accountable”, en A. Buira, ed, *Reforming the Governance of the IMF and the World Bank*, Anthem, Londres.

Anexo

Tabla 1 / Definiciones de las variables

Variable	Definición	Unidades
QUOTA	Log de cuota relativa	% de cuotas totales
GDP	Log de PIB	US\$ miles de millones
GROWTHRATE	Tasa de crecimiento del PIB	%
GDPPC	Log de PIB per cápita rezagado	US\$
TRADE	Log de exportaciones más importaciones rezagadas	US\$ miles de millones
RESERVES	Log de reservas internacionales rezagadas	US\$ miles de millones
AFRICA	Indicador de país africano	Variable binaria
ASIA	Indicador de país asiático	Variable binaria
LAAM	Indicador de país latinoamericano	Variable binaria
OECD	Indicador de país de la OCDE	Variable binaria
COMUNIST	Indicador de país comunista o ex comunista	Variable binaria
EARLY	Indicadores de miembros del FMI entre 1944-1960	Variable binaria
AFTER	Indicador del período 1975-2000	Variable binaria
PROGRAM	Programa aprobado por el FMI	Variable binaria

Anexo (cont.)

Tabla 2 / Regresiones *probit*

Coefficiente	Programa (1)	Programa (2)	Programa (3)
GROWTHRATE	-2.539	-2.545	-2.313
	-1.99	-1.991	-1.955
RESERVES	-0,116***	-0,109***	-0,144***
	(0,029)	(0,030)	(0,029)
GDPPC	0,203***	0,214***	0,267***
	(0,078)	(0,081)	(0,083)
GDPPSCQR	-0,022***	-0,020***	-0,023***
	(0,006)	(0,006)	(0,006)
GDP	0,831**		0,232
	(0,370)		(0,573)
GDPSQR	-0,045**		-0,009
	(0,020)		(0,029)
TRADE		2,765***	2,415*
		(0,912)	-1,379
TRADESQR		-0,067***	-0,062**
		(0,021)	(0,032)
Observaciones	613	604	604
Cant. de países	130	130	130
Método de estimación	RE Probit	RE Probit	RE Probit

Errores estándar robustos entre paréntesis.

*** $p > 0,01$, ** $p > 0,05$, * $p > 0,1$.

Anexo (cont.)

Tabla 3 / Regresiones MCO

Coefficiente	Quota (1)	Quota (2)	Quota (3)
TRADE	0,868*** (0,041)	0,889*** (0,039)	0,842*** (0,043)
RESERVES	0,009 (0,035)	0,015 (0,033)	0,007 (,0036)
GDPPC	-0,331*** (0,044)	-0,459*** (0,065)	-0,296*** (0,046)
OECD		0,135 (0,129)	
ASIA		-0,570*** (0,197)	
AFRICA		-0,127 (0,127)	
LAAM		0,093 (0,117)	
COMUNIST		0,008 (0,117)	
EARLY			0,250* (0,135)
Efectos temporales	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos	No	No	No
Cant. de países	144	144	144
Observaciones	851	851	851
R ²	0,923	0,933	0,926

Errores estándar robustos entre paréntesis.

*** p>0,01, ** p>0,05, * p>0,1.

Anexo (cont.)

Tabla 4 / Regresiones con efecto fijo (FE)

Coefficiente	Quota (1)	Quota (2)
TRADE	0,141*** (0,020)	0,078*** (0,030)
RESERVES	-0,024*** (0,008)	-0,014 (0,020)
GDPPC	0,153*** (0,031)	0,182*** (0,042)
AFTER*TRADE		0,060*** (0,022)
AFTER*RESERVES		0,000 (0,020)
AFTER*GDPPC		-0,036* (0,021)
EARLY*TRADE		0,090** (0,043)
EARLY*RESERVES		0,015** (0,027)
EARLY*GDPPC		-0,123** (0,058)
AFTER*EARLY*TRADE		-0,059** (0,029)
AFTER*EARLY*RESERVES		0,034 (0,030)
AFTER*EARLY*GDPPC		0,063** (0,028)
Efectos temporales	Sí	Sí
Efectos fijos	Sí	Sí
Observaciones	851	851
Cant. de países	144	144
R ²	0,491	0,540

Errores estándar robustos entre paréntesis.

*** p>0,01, ** p>0,05, * p>0,1.

Anexo (cont.)

Tabla 5 / Cuotas de la propuesta

País	Cuota relativa	Ponderador comercio	$\theta = \frac{2}{3}$	$\theta = \frac{1}{3}$
Argentina	0,0105	0,0049	0,0052	0,0050
Australia	0,0159	0,0118	0,0081	0,0102
Bélgica	0,0215	0,0325	0,0208	0,0253
Brasil	0,0148	0,0103	0,0157	0,0130
Canadá	0,0298	0,0391	0,0278	0,0349
China	0,0231	0,0304	0,0825	0,0524
Francia	0,0510	0,0556	0,0431	0,0516
Alemania	0,0577	0,0955	0,0673	0,0815
India	0,0280	0,0072	0,0293	0,0166
Indonesia	0,0102	0,0081	0,0202	0,0137
Italia	0,0320	0,0437	0,0331	0,0397
Japón	0,0580	0,0712	0,0428	0,0537
México	0,0121	0,0212	0,0311	0,0267
Países Bajos	0,0239	0,0366	0,0233	0,0285
Rusia	0,0294	0,0143	0,0270	0,0228
Arabia Saudita	0,0349	0,0078	0,0077	0,0077
España	0,0136	0,0222	0,0170	0,0188
Suecia	0,0112	0,0145	0,0091	0,0110
Suiza	0,0169	0,0144	0,0068	0,0087
Reino Unido	0,0510	0,0542	0,0420	0,0504
Estados Unidos	0,1814	0,1497	0,1111	0,1509
Venezuela	0,0133	0,0032	0,0046	0,0037

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

Héctor Gustavo González Padilla

Banco Central de la República Argentina

Resumen

El modelo de bancos oligopólicos maximizadores de beneficio que desarrollaron Bresnahan y Lau permite determinar el grado de poder de mercado que ejerce el banco promedio. La ecuación de precio de equilibrio incluye un *mark up*, el cual no es utilizado en competencia perfecta, es parcialmente utilizado en el caso de oligopolio o competencia monopolística, y es plenamente utilizado en monopolio. Este trabajo investiga el grado de competencia en el mercado de préstamos en Argentina en el período 2002-2007. La hipótesis de competencia perfecta en el mercado de préstamos puede ser rechazada.

Códigos JEL: E43, E51, F36, G21, L1.

Palabras clave: bancos, poder de mercado, competencia perfecta, oligopolio, equilibrio de Cournot, mercado de préstamos.

* Se agradece a Gastón Repetto, George T. McCandless y a un árbitro anónimo sus comentarios y sugerencias. Las opiniones expresadas en este trabajo son del autor y no reflejan necesariamente las del BCRA o las de sus autoridades.

An Assessment of the Competition in the Banking Industry: Empirical Evidence from Argentina with Data at Bank Level

Héctor Gustavo González Padilla

Central Bank of Argentina

Summary

In the last years, the financial markets have been affected by many events: deregulation, liberalization, globalization and many financial and technological innovations. Each of these events has influenced the condition of competition faced by the banks. In addition, as market power has influenced the profitability of the banks, the competitive behavior has also had impact on the efficiency and stability of the financial system. A healthy competition and a solid market structure are important factors for social welfare, which is reflected in a lower interest rate and a fluid financing for consumers and firms, especially small and medium firms. Market imperfections generated a deficient resources allocation and also a reduction in the benefits that the society derived from the use of the banking system.

The literature on the measurement of competition in the banking sector has two branches: a structural approach and a non-structural approach. The structural approach included the Structure-Conduct-Performance paradigm and the efficiency hypothesis, and also many formal approaches with roots in the Industrial Organization theory. These approaches focus on whether a high concentrated market generates a collusive behavior in the big banks that results in a superior market performance or if it is the efficiency of the big banks what increases their performance. In response to the theoretical and empirical deficiencies of the structural models, the non-structural approach for evaluating the competition was developed. Among these models, the main ones are: Iwata's model (Iwata, 1974), the Bresnahan's model (Bresnahan, 1982, 1989) and the Panzar-Rose model (Panzar y Rose, 1974). The approach of the New Empirical Industrial Organization tests the competitive behavior and the use of market power by the banks in absence of structural measures.

The loan market is related to the traditional activity of banks, lending, which is related to assets of the balance sheet. Taking into account the data requirement of the Bresnahan's model, the election of loans is also determined by the availability of information on prices and quantities in that market: the amount of loans and interest rates.

The Argentine economy between 1991 and 2001 worked under the incentives provided by a fixed exchange rate regime with convertibility of the domestic money known as Plan de Convertibilidad. This regime collapsed at the end of 2001, submerging the Argentine economy into a deep economic and financial crisis. The GDP per capita dropped by 10.8%, and loans and deposits –measured as percentage of GDP– dropped by 0.75% and 2.83% between 2001 and 2002, respectively.

The financial sector began to improve at the beginning of 2003 when total deposits, in constant values, began to increase, while total loans, in constant values, began to rise only in 2004.

As a consequence of the crisis in the period 2002-2007, fourteen banks went bankrupt, which represented the 14% of the total banks in operation. However the concentration –measured by the Herfindahl-Hirschmann Index (HHI)– in the loan markets was reduced.

In this paper we used the methodology suggested by Bresnahan (Bresnahan, 1982) for evaluating if the reduction in the number of banks in the period 2002-2007 affected the degree of competition of the banking industry in the loans market.

With this purpose, we estimated a system of equations of supply and demand for loans for a set of banks, private and public, that operated in Argentina between 2002 and 2007.

It must be taken into account that the results from the estimation show both the market structure and the average conditions of competition in the period analyzed. The results of the estimation allow us to say that banks used the market power they had to set their active interest rates.

In the loan markets, the coefficient estimated value that shows the use of the market power by standard banks indicated that the banks set their active interest

rate at 29.1% over their marginal costs in the period 2002-2007. This value is smaller than the value reported by Delfino (Delfino, 2002) for the period 1993-2000 –40.3%–. This points out that banks reduced the use of their market power in the loan markets.

JEL: E43, E51, F36, G21, L1.

Key words: banks, market power, perfect competition, oligopoly, Cournot equilibrium, loan markets.

I. Introducción

Los mercados financieros, en los últimos años, fueron afectados por varios eventos: desregulación, liberalización, globalización y varias innovaciones financieras y tecnológicas. Cada uno de estos acontecimientos ha influenciado las condiciones de competencia que enfrentan los bancos. Sumado a esto, como el poder de mercado afecta la rentabilidad de los bancos, la conducta competitiva también tiene un impacto sobre la eficiencia y la estabilidad del sistema financiero. Una competencia saludable y una sólida estructura de mercado son factores importantes para el bienestar social, lo que se refleja en tasas de interés bajas y en un adecuado financiamiento para los consumidores y las empresas, especialmente para las pequeñas y medianas. Las imperfecciones de mercado generan una ineficiente asignación de recursos así como una reducción de las ganancias que la sociedad obtiene por la utilización de los servicios bancarios (Bikker, 2003).

La literatura sobre la medición de la competencia en el sector bancario se puede separar en dos corrientes principales: enfoques estructurales y no estructurales. El enfoque estructural para medir la competencia comprende el paradigma de *Structure-Conduct-Performance* (SCP) y la hipótesis de eficiencia, así como varios enfoques formales con raíces en la teoría de la Organización Industrial (Bikker, 2003). Estos últimos enfoques investigan si un mercado altamente concentrado genera un comportamiento colusivo entre los bancos más grandes que resulta en una *performance* de mercado superior, o en cambio, es la eficiencia de los bancos más grandes lo que aumenta su *performance*. En respuesta a las deficiencias teóricas y empíricas de los modelos estructurales, se desarrollaron los modelos no estructurales de evaluación de la competencia, entre los que se destacan: el modelo de Iwata (Iwata, 1974), el modelo de Bresnahan (Bresnahan, 1982, 1989) y el modelo de Panzar-Rose (Panzar y Rose, 1974). Este enfoque de la Nueva Organización Industrial Empírica testea la conducta competitiva y el uso del poder de mercado por parte de los bancos en ausencia de medidas estructurales (Bikker y Haaf, 2002).

El modelo de Iwata apenas ha sido usado empíricamente, siendo una excepción el trabajo de Shaffer y Di Salvo (1994), quienes lo han aplicado a un mercado con dos bancos. El modelo de Panzar y Rose (P-R) ha demostrado ser una herramienta útil para evaluar la competencia. Este modelo se basa en las propiedades de estática comparativa de la forma reducida de la ecuación de ingreso de un banco. El modelo de P-R utiliza datos de los bancos individuales y permite realizar

una estimación precisa del grado de competencia (Bikker y Haaf, 2002). Una desventaja de este enfoque es el supuesto de que los bancos sólo proveen un único producto lo cual no permite distinguir entre diferentes productos o regiones geográficas. Aquí es donde el modelo de Bresnahan juega un rol complementario dado que posibilita investigar en submercados debido a su naturaleza y a su requerimiento de datos.

El mercado de préstamos se refiere a la actividad tradicional de los bancos, el otorgamiento de créditos, el cual es representativo del lado del activo de la hoja de balance. Dado el requerimiento de datos del modelo de Bresnahan, la elección de los préstamos está también determinada por la disponibilidad de información sobre precios y cantidades en ese mercado, a saber, el monto de los préstamos y las tasas de interés.

La economía argentina entre los años 1991 y 2001 se desarrolló bajo los incentivos provistos por el régimen de tipo de cambio fijo con convertibilidad de la moneda conocido como Plan de Convertibilidad. Este régimen colapsó a fines del 2001 sumiendo a la economía argentina en una profunda crisis económica y financiera. El PIB per cápita experimentó una caída del 10,8%, mientras que los depósitos y los préstamos –medidos como proporción del PIB– sufrieron una caída de 0,75% y del 2,83% en el período 2001-2002, respectivamente (González Padilla *et al.*, 2006).

El sector financiero comenzó a recuperarse a principios de 2003 cuando los depósitos totales, en valores constantes, comenzaron a crecer mientras que los préstamos totales, en valores constantes, comenzaron a crecer recién a partir de 2004.

Como correlato de esta crisis en el período 2002-2007 cerraron 14 entidades financieras, lo que representó el 14% del total de las entidades habilitadas. A pesar de ello, en el mercado de préstamos la concentración medida por el índice de Herfindahl-Hirschmann (HHI) se redujo.

En este trabajo, empleando la metodología propuesta por Bresnahan (Bresnahan 1982), evaluamos si la reducción en el número de entidades bancarias ocurrida en el período 2002-2007 afectó el grado de competencia del sector bancario en el mercado de préstamos.

Tabla 1 / Estructura del Sistema Financiero Argentino 2002-2007

	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Cantidad de entidades financieras	99	96	91	89	90	85
Depósitos Totales (millones de pesos constantes)	127.513,7	145.720,8	164.462,8	177.382,5	195.162,0	205.550,5
Préstamos Totales (millones de pesos constantes)	123.908,7	90.337,7	93.212,5	102.641,8	114.129,6	128.069,0
Concentración de Préstamos - Índice de HHI	715,9	656,0	585,5	570,4	556,1	621,7

Fuente: elaborado en base a datos de Información de Entidades Financieras - SEFyC-BCRA e INDEC.

Este trabajo está organizado de la siguiente manera. La Sección II presenta la estructura teórica del modelo de Bresnahan y su aplicación empírica al mercado de préstamos en Argentina. En la Sección III se describen los datos y los métodos de estimación usados, y se presentan los resultados de las estimaciones realizadas. Finalmente en la Sección IV se exponen las conclusiones.

II. El modelo de Bresnahan

Con la finalidad de determinar el grado de poder de mercado del banco promedio en el corto plazo, Bresnahan (1982) y Lau (1982) desarrollaron un modelo de bancos oligopólicos maximizadores de beneficio. El modelo de Bresnahan que utilizamos se basa en el paradigma de la intermediación financiera de un banco, como en Shaffer (1989, 1993), quien asume que el banco produce un solo producto empleando varios insumos. Como lo propuso Shaffer, las funciones de costos empleadas están basadas en el precio de los insumos. Asumiendo que los factores productivos para los préstamos son distintos que para los depósitos, nuestro modelo bresnahiano separa los costos de la actividad bancaria ignorando las interdependencias entre las funciones de costos de los dos productos.

Estimamos la función de demanda y la relación de oferta para el mercado de préstamos, asumiendo que los bancos maximizan beneficios a nivel de producto mas que explotando alguna ventaja de posibles subsidios cruzados entre productos.

II.1. Estructura teórica del modelo bresnahiano

Asumiendo n bancos en la industria que proveen un producto homogéneo, la función de beneficios del banco promedio i tiene la siguiente forma:

$$\Pi_i = pq_i - C_i(q_i, EX_{Si}) - F_i \quad (1)$$

donde Π_i son los beneficios, q_i es el volumen de producto, p es el precio del producto, C_i son los costos totales variables, EX_{Si} son variables exógenas que afectan a los costos totales variables, pero no a la función de demanda de la industria, y F_i son los costos fijos del banco.

Los bancos enfrentan una curva de demanda de la industria con pendiente negativa, que tiene la siguiente función inversa:

$$p = f(Q, EX_D) \quad (2)$$

donde $Q = \sum_{i=1}^n q_i$ es el producto total del mercado y EX_D es un vector de variables exógenas que afectan a la demanda de la industria pero no a los costos totales variables.

La maximización de beneficios implica la siguiente condición de primer orden para el banco i :

$$\frac{d\Pi_i}{dq_i} = p + f'(Q, EX_D) \frac{dQ}{dq_i} q_i - \frac{dC_i}{dq_i}(q_i, EX_{Si}) = 0 \quad (3)$$

promediando sobre todos los bancos obtenemos:

$$p + f'(Q, EX_D) \frac{dQ}{dq_i} \frac{1}{n} Q - \sum_{i=1}^n \frac{dC_i}{dq_i}(q_i, EX_{Si}) / n = 0$$

así:

$$p = -\theta f'(Q, EX_D) Q + \sum_{i=1}^n \frac{dC_i}{dq_i}(q_i, EX_{Si}) / n = 0 \quad (4)$$

donde $\theta = (dQ / dq_i) / n = (1 + d \sum_{i \neq j} q_j / dq_i) / n$ es la variación conjetural de la firma promedio en el mercado. La variación conjetural de la firma se define como el cambio en el producto de las restantes firmas anticipado por la firma i en respuesta a un cambio inicial en su propio nivel de producto.

Para el banco promedio en un mercado perfectamente competitivo, la restricción $\theta = 0$ se verifica, dado que en un equilibrio competitivo el precio es igual al costo marginal. Dado que los precios se asumen exógenos a la firma en un mercado perfectamente competitivo, un incremento en el producto por parte de una firma debe conducir a una reducción en el producto de las firmas restantes, en línea con la ecuación (4). El equilibrio de Cournot describe una optimización no cooperativa donde los agentes, quienes se influyen mutuamente unos a otros, actúan sin una cooperación explícita. En este equilibrio, la variación conjetural $(d \sum_{i \neq j} q_j / dq_i)$ para la firma i debe ser igual a cero. El modelo de Cournot asume que la firma no espera represalias por parte de las otras firmas en respuesta a un cambio en su propio nivel de producto, así $\theta = 1/n$. En colusión perfecta, un incremento por parte de uno de los colusionados conduce a un incremento proporcional en el producto de los restantes colusionados, siendo $\theta = (dQ / dq_i) / n = (1 + (Q - q_i) / q_i) / n = Q / q_i n = 1$. Por lo tanto, en condiciones normales, el parámetro θ toma valores comprendidos entre cero y uno.

II.2. Ecuaciones empíricas

La función teórica de demanda de la industria, ecuación (2), tiene la siguiente representación en la implementación empírica del modelo:

$$\ln Q_t = a_0 + a_1 \ln P_{it} + a_2 Y_t + a_3 Z_t + a_4 mb_{it} + \sum_t \Psi_t D_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

donde Q_t es el monto de préstamos totales en el período t , P_{it} es la tasa de interés activa cobrada por el banco i en el período t , Y_t es el PIB en el período t , Z_t es el precio de un activo sustituto en el período t , $mb = Y_t \cdot \ln P_{it}$ es un término de interacción que permite la rotación de la curva de demanda lo que es necesario para identificar el coeficiente θ (poder de mercado)¹, D_t es una variable ficticia que capta *shocks* a la demanda de préstamos en el período t , y ε_{it} es un término de error aleatorio.

¹ Sobre este punto véase Lau (1982) y Bresnahan (1982).

La ecuación (3) implica la siguiente condición de equilibrio para el banco i en el mercado de producto:

$$p + f'(Q, EX_D) \frac{dQ}{dq_i} q_i = \frac{dC_i}{dq_i}(q_i, EX_{Si}) \quad (6)$$

donde $MR_i = p + f'(Q, EX_D) \frac{dQ}{dq_i} q_i$ es el ingreso marginal de la firma i computado a partir de una función de demanda inversa del producto final $p(Q)$, donde Q es el volumen del producto total del mercado, q_i es el nivel de producto generado por la firma i y:

$$MC_i = \frac{dC_i}{dq_i}(q_i, EX_{Si}) \quad (7)$$

es el costo marginal de la firma i .

Completando elasticidades, la ecuación (6) se expresa de la siguiente forma:

$$p = \left[\frac{\eta}{\eta + \theta} \right] MC_i \quad (8)$$

donde $\eta = \frac{dQ}{dp} \frac{p}{Q}$ es la elasticidad-precio de la demanda, y $\theta = \frac{dQ}{dq_i} / n$ es la variación conjuntural de la firma promedio en el mercado.

Para realizar la estimación de la ecuación (8), es necesario postular una función de costos totales.

Para la función de costo de la firma bancaria se utilizó la siguiente función $C_i = C_i(q, w, z)$, donde q es un vector de producto, w es un vector de i precios de insumos variables y z es un vector de variables de control.

Para estimar la función de costo total se escogió la siguiente función translogarítmica:²

$$\begin{aligned} \ln C_{it}(q, w, z) = & \beta_0 + \beta_1 \ln q_{it} + \beta_2 (\ln q_{it})^2 + \beta_3 \ln wl_{it} + \beta_4 \ln wd_{it} \\ & + \beta_5 (\ln wl_{it})^2 + \beta_6 (\ln wd_{it})^2 + \beta_7 \ln wl_{it} \ln wd_{it} \\ & + \beta_8 \ln q_{it} \ln wl_{it} + \beta_9 \ln q_{it} \ln wd_{it} + \delta_{it} \ln tincb_{it} + \sum_r \varphi_r D_r \end{aligned} \quad (9)$$

$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

² Esta forma funcional flexible ha sido ampliamente utilizada en estudios sobre la industria bancaria, por ejemplo Mester (1987), Berger, Hanweck y Humphrey (1987), Mitchel y Onvural (1996) para EE.UU., Shaffer (1993) para Canadá, Burdisso *et al.* (2001), Delfino (2002), González Padilla (2008) para Argentina.

donde C_{it} es el costo total del banco i en el período t , q_{it} es el volumen de préstamos del banco i en el período t , wl_{it} es el precio del trabajo para el banco i en el período t , wd_{it} es la tasa de interés pasiva implícita del banco i en el período t , $tincb_{it}$ es la tasa de préstamos incobrables del banco i en el período t , D_r es una variable ficticia que capta *shocks* a los costos totales en el período t , N es el número de bancos y T es el número de observaciones por banco.

La definición de las variables de costo y producto utilizadas en los estudios empíricos depende del punto de vista que se adopte sobre los productos que los bancos ofrecen y de los insumos que utilizan. En la literatura coexisten dos enfoques: el enfoque de intermediación y el de producción.³ En el enfoque de intermediación los bancos utilizan depósitos conjuntamente con otros insumos (capital, trabajo) para producir varios tipos de activos financieros, medidos por su valor en pesos. El costo total se define como el gasto en intereses por la remuneración de los depósitos –neto de los cargos por servicios–, más el gasto en insumos. En contraste, el enfoque de producción ve a los bancos empleando los insumos para producir depósitos y activos financieros. El enfoque de la producción mide el producto por el número de cuentas y define al costo total como el costo operativo, esto es, el costo de los insumos adquiridos.

En este estudio seguimos el enfoque de intermediación al cual se le realizó una modificación que consiste en el tratamiento de los “fondos adquiridos” (redescuentos, pases pasivos, obligaciones negociables) como un insumo y la inclusión de los intereses abonados por esos conceptos en el costo total.

Diferenciando parcialmente la función de costo total con respecto al producto se obtiene la siguiente función de costo marginal:

$$MC_{it} = \frac{C_{it}}{q_{it}} [b_1 + b_2 \ln q_{it} + b_3 \ln wl_{it} + b_4 \ln wd_{it}] \quad (10)$$

La segunda ecuación que estimamos junto con la ecuación (5) de demanda es la siguiente relación de oferta:

$$P_{it} = \left(\frac{a_1}{a_1 + \theta} \right) \frac{C_{it}}{q_{it}} [(b_1 + b_2 \ln q_{it} + b_3 \ln wl_{it} + b_4 \ln wd_{it})] + \sum_r \varphi_r D_r + u_{it} \quad (11)$$

³ Humfrey (1985) presenta una detallada discusión de estos dos enfoques.

donde θ es el coeficiente que mide el poder de mercado del banco promedio y u_{it} es un término de error aleatorio.

De la ecuación (6) podemos derivar el *mark up* entre el precio (tasa de interés activa) y el costo marginal cargado por el banco promedio (τ_p):

$$p - \frac{dC_i}{dq_i}(q, EX_{Si}) = -f'(Q, EX_D) \frac{dQ}{dq_i} q_i$$

$$p - \frac{dC_i}{dq_i}(q, EX_{Si}) = -f'(Q, EX_D) \frac{dQ}{dq_i} \frac{Q}{n}$$

$$p - \frac{dC_i}{dq_i}(q, EX_{Si}) = -\theta f'(Q, EX_D) Q$$

$$\frac{p - \frac{dC_i}{dq_i}(q, EX_{Si})}{p} = -\theta f'(Q, EX_D) \frac{Q}{p}$$

$$\tau_p = \frac{p - \frac{dC_i}{dq_i}(q, EX_{Si})}{p} = \frac{\theta}{|\eta_p|} \quad (12)$$

donde θ es la variación conjetural de la firma promedio en el mercado y η_p es la elasticidad precio de la demanda de préstamos de la industria. Así, el grado de poder de mercado para la firma promedio está compuesta de dos partes: la variación conjetural de la firma promedio y la elasticidad precio de la demanda de la industria.

III. Resultados empíricos

III.1. Los datos

En la Tabla 2 se presentan las definiciones de las variables utilizadas en la estimación: préstamos, tasas de interés, producto, precio de los insumos, precio del activo sustituto, variables ficticias y costos utilizados en la estimación.

Las variables nominales se deflactaron utilizando los deflactores del PIB que elabora el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) con base = 100 en el año 2007.

Tabla 2 / Definición de las variables

Variable	Nombre	Definición
Q	Préstamos totales a fin de período	Valor en pesos de adelantos, documentos, hipotecarios, prendarios, personales, tarjetas de crédito, otros.
q	Préstamos totales del banco a fin de período	Valor en pesos de adelantos, documentos, hipotecarios, prendarios, personales, tarjetas de crédito, otros.
P	Tasa de interés activa implícita	Total de intereses cobrados por los préstamos dividido el total de préstamos, ponderado por moneda, para cada banco.
Y	Producto interno bruto	Producto interno bruto per cápita.
Z	Precio del activo sustituto	Nivel del <i>Emerging Local Markets Index</i> para Argentina elaborado J.P. Morgan Securities Inc.
mb	Término de interacción	Término de interacción que permite identificar el coeficiente θ (poder de mercado del banco promedio).
Dt	Variable ficticia por <i>shock</i> a la demanda de préstamos	Variable ficticia para controlar por <i>shock</i> a la demanda de préstamos.
wl	Precio del trabajo	Total de remuneraciones, cargas sociales, honorarios y servicios laborales temporales dividido el total de empleados para cada banco.
wd	Tasa de interés pasiva implícita	Total de intereses abonados por los depósitos dividido el total de depósitos, ponderado por moneda, para cada banco.
Dr	Variable ficticia por <i>shock</i> a la relación de oferta	Variable ficticia para controlar por <i>shock</i> a la relación de oferta.
CT	Costo total	Total de gasto operativo, impuestos, amortizaciones e intereses pagados por otras obligaciones por intermediación financiera para cada banco.

Las variables: préstamos totales, préstamos por banco, tasas de interés implícitas activas y pasivas y costos se confeccionaron con información proveniente de los balances y otra información complementaria que los bancos remiten mensualmente al Banco Central de la República Argentina (BCRA). Esta información es revisada y controlada por el BCRA lo cual hace que la misma sea homogénea.

La base de datos utilizada contiene información sobre cada banco con periodicidad anual para el período 2002-2007.

Las variables *stock* son valores promedio de datos trimestrales, mientras que las variables flujos corresponden a valores anuales de flujos trimestrales acumulados.

En la Tabla 3 se presenta un resumen estadístico de las variables utilizadas.

Tabla 3 / Resumen estadístico de las variables

Variable	Nombre	Media	Desvío Estándar	Mínimo	Máximo
<i>Q</i>	Préstamos totales a fin de período ⁽¹⁾	31.837,76	11.675,96	20.624,97	56.188,69
<i>q</i>	Préstamos totales del banco a fin de período ⁽¹⁾	410,14	883,47	0,18	8.213,85
<i>P</i>	Tasa de interés activa implícita ⁽²⁾	1,05	0,14	0,80	2,12
<i>Y</i>	Producto interno bruto ⁽³⁾	7,64	0,94	6,31	9,05
<i>Z</i>	Precio del activo sustituto	208,47	36,62	132,66	236,22
<i>wl</i>	Precio del trabajo ⁽⁴⁾	49,12	75,12	0,59	825,87
<i>wd</i>	Tasa de interés pasiva implícita ⁽⁵⁾	0,92	0,07	0,77	1,93
<i>CT</i>	Costo total ⁽¹⁾	0,52	1,05	0,02	11,30

Notas: (1) en millones de pesos constantes de 2007. (2) en por ciento. 1+ tasa activa implícita / 1+ tasa de inflación. (3) en miles de pesos constantes de 2007 por habitante. (4) en miles de pesos constantes de 2007 por trabajador. (5) en por ciento. 1+ tasa pasiva implícita / 1+ tasa de inflación.

Fuente: elaborado en base a datos de BCRA, JP Morgan e INDEC.

III.2. Resultados econométricos

Las ecuaciones de precio y cantidad forman un sistema de ecuaciones simultáneas –ecuaciones (5) y (11)– dado que cada ecuación incluye la variable endógena de la otra ecuación como variable explicativa. Por lo tanto, el sistema de ecuaciones simultáneas fue estimado por el método generalizado de momentos. Se han considerado las restricciones cruzadas entre ecuaciones, estimando la ecuación de la relación de precio condicional en el valor estimado del coeficiente a_1 de la ecuación de demanda.

Calculamos la corrección para heterocedasticidad y autocorrelación en covarianzas de Newey y West. Ésta corrige los valores del estadístico del test *t-Student* previniéndonos de hacer inferencias incorrectas con los valores obtenidos de ese estadístico, e.g. respecto a la significatividad (Greene, 2000).

Los resultados de la estimación realizada se reportan en la Tabla 4.

En la ecuación de demanda (ecuación 5), que determina el volumen de los préstamos en términos reales, la variable préstamos está negativamente relacionada con su precio, la tasa de interés activa implícita, y positivamente relacionada con el nivel de actividad y con el precio del activo sustituto.

En la función de demanda (ecuación 5), el coeficiente de la tasa de interés activa (a_1) tiene el signo esperado y es estadísticamente significativo. También los coeficientes del producto bruto (a_2) y del precio del activo sustituto (a_3) tienen los signos esperados y son estadísticamente significativos. El coeficiente del término de interacción (a_4) resultó estadísticamente significativo.

En la relación de precio (ecuación 11), que determina la tasa de interés activa implícita para los préstamos, los precios de los insumos, como el salario y la tasa de interés pasiva implícita, están relacionados positivamente con la misma. El coeficiente θ (poder de mercado) se supone que toma un valor comprendido entre cero y uno.

En la relación de oferta (ecuación 11), el coeficiente del producto (b_2) tiene signo positivo y es estadísticamente significativo, indicando que los bancos operaban en el tramo creciente de su curva de costos marginales. Delfino (2002) reporta un valor positivo para ese coeficiente en una estimación de la función de costos realizada para una muestra de bancos en Argentina en el período 1993-2000.

El coeficiente del precio del trabajo (b_3) no tiene el signo esperado pero no resultó estadísticamente significativo. El coeficiente del precio de los depósitos (b_4) (tasa de interés pasiva implícita) tiene el signo esperado pero no resultó estadísticamente significativo.

El coeficiente θ (poder de mercado del banco promedio) tiene un valor positivo como se esperaba y es estadísticamente significativo. Esto indica que los bancos utilizaron su poder de mercado para fijar las tasas de interés activas en el mercado de préstamos en el período analizado.

En el mercado de préstamos el valor estimado de τ_p para el banco promedio indica que los bancos fijaron su tasa de interés activa un 29,1% por encima de su costo marginal. En Delfino (2002) se reporta que para el período 1993-2000 en Argentina los bancos fijaron la tasa de interés activa en un 40,3% por encima de los costos marginales. Asimismo, Berg y Kim (1994) hallan que los bancos en Noruega tienen un sustancial poder de mercado en el mercado de banca minorista pero tienen un menor poder de mercado en el mercado corporativo. Bikker (2003) encuentra que los bancos para un conjunto de países de la Comunidad Europea tienen poder de mercado en el mercado de préstamos en el período anterior a la unificación monetaria.

Tabla 4 / Resultados de las estimaciones econométricas⁴

Parámetro		Coefficiente	Desvío Estándar	Estadístico t	Probabilidad
Coefficiente tasa interés activa implícita	a_1	-1,4427	0,8292	-1,7397	0,0818
Coefficiente producto interno bruto	a_2	1,2084	0,1061	11,3817	0,0000
Coefficiente precio del activo sustituto	a_3	0,0282	0,0012	22,7497	0,0000
Coefficiente término de interacción	a_4	0,1379	0,08143	1,6943	0,0901
Coefficiente constante	b_1	-0,0904	0,7069	-0,1279	0,8981
Coefficiente préstamos banco	b_2	0,2150	0,0990	2,1712	0,0299
Coefficiente precio del trabajo	b_3	-0,1155	0,1151	-1,0030	0,3158
Coefficiente tasa interés pasiva implícita	b_4	8,7850	5,6923	1,5433	0,1227
Coefficiente grado de competencia	θ	0,4193	0,0000	0,0000	0,0000

⁴ En el Anexo se muestran los resultados econométricos completos.

IV. Conclusiones

En los años recientes numerosos desarrollos han afectado a los mercados financieros donde operan los bancos: desregulación, liberalización, globalización y varias innovaciones financieras y tecnológicas. Cada uno de estos desarrollos ha influenciado las condiciones de competencia que enfrentan los bancos. Sumado a esto, como el poder de mercado afecta la rentabilidad de los bancos, la conducta competitiva también tiene un impacto sobre la eficiencia y la estabilidad del sistema financiero.

Una competencia saludable y una sólida estructura de mercado son factores importantes para el bienestar social ya que implican tasas de interés bajas y un adecuado financiamiento a los consumidores y las empresas, especialmente a las pequeñas y medianas. Las imperfecciones de mercado pueden causar una ineficiente asignación de recursos y también reducir la prosperidad que la sociedad deriva de la utilización de los servicios bancarios (Bikker, 2003).

Para evaluar empíricamente el grado de competitividad de la industria bancaria en el mercado de préstamos en Argentina, para el período 2002-2007, empleamos un modelo de Organización Industrial de bancos oligopólicos siguiendo los desarrollos de Bresnahan (1982) y Lau (1982).

A tal fin estimamos un sistema de ecuaciones de oferta y demanda de préstamos para un conjunto de bancos, tanto privados como públicos, que desarrollaron actividad comercial en cada año del período 2002-2007 en Argentina.

Debe tenerse presente que los resultados de las estimaciones reflejan tanto la estructura de mercado como las condiciones de competencia promedio del período analizado. Los resultados de las estimaciones presentados en la Tabla 4 permiten corroborar que los bancos utilizaron su poder de mercado para fijar sus tasas de interés activas.

En el mercado de préstamos, el valor estimado de τ_p para el banco promedio indica que los bancos fijaron su tasa de interés activa un 29,1% por encima de su costo marginal para el período 2002-2007. Este valor es un valor menor al reportado por Delfino (2002) para el período 1993-2000 $-40,3\%$, lo cual es indicativo de que se ha reducido el uso del poder de mercado por parte de los bancos en el mercado de préstamos.

Referencias

Berger, Allen N., Gerald A. Hanweck y David B. Humphrey (1987); “Competitive Viability in Banking Scale, Scope and Product Mix Economies”, *Journal of Monetary Economics*, 20, pp. 501-520.

Berg, S. A. y A. Kim (1994); “Oligopolistic Interdependence and the Structure of Production in Banking: An Empirical Evaluation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 26, pp. 309-322.

Bikker, J. A. y K. Haaf (2002); “Measures of Competition and Concentration in the Banking Industry: a Review of the Literature”, *Economic & Financial Modelling*, verano de 2002.

Bikker, J. A. (2003); “Testing for Imperfect Competition on EU Deposits and Loan Markets with Bresnahan’s Market Power Model”, Research Series Supervision N° 52, Amsterdam, De Nederlandsche Bank.

Bresnahan, Timothy F. (1982); “The Oligopoly Solution Concept Is Identified”, *Economics Letters*, 10, pp. 87-92.

Bresnahan, Timothy F. (1989); Empirical Studies of Industries with Market Power, en: Schmalensee, R. Willing, R. D. (Eds), *Handbook of Industrial Organization*, Volume II, pp. 1012-1055.

Burdisso, Tamara, Marcelo Catena y Laura D’Amato (2001); “Bank Competition in Argentina: 1997-1999”, Documento de trabajo N° 20, Buenos Aires, Banco Central de la República Argentina.

Delfino, María Eugenia (2002); “Consolidation, Market Power and Cost Economies in the Banking Industry, Empirical Evidence from Argentina”, manuscrito sin publicar, Universidad de Warwick.

Greene, W. H. (2000); *Análisis Económico*, Tercera edición, Madrid: Prentice Hall.

González Padilla, H. G., L. Orué y G. Repetto (2006); “Argentina 1999-2005: Analizando el mercado de crédito bancario para empresas durante cambios abruptos de regímenes económicos”, Documento de Trabajo 2006/9, Banco Central de la República Argentina.

González Padilla, H. G. (2008); “Tres Ensayos sobre Privatizaciones y Bancos Públicos”. Tesis Doctoral, UCEMA.

Hemming, R. y A. Mansoor (1988); “Is Privatization the Answer”, *Finance and Development*, 25, pp. 31-33.

Humphrey, David B. (1985); “Costs and Scale Economies in Bank Intermediation”, en R. C. Aspinwall y R. A. Eisenbeis, eds., *Handbook for Banking Strategy*, New York, Wiley & Sons.

Iwata, G. (1974); “Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly”, *Econometrica*, 42, pp. 947-966.

Lau, Lawrence (1982); “On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data”, *Economics Letters*, 10, pp. 93-99.

Mester, Loreta J. (1987); “A Multiproduct Cost Study of Savings and Loans”, *The Journal of Finance*, 42, pp. 423-445.

Mitchel, Karlyn y Nur M. Onvural (1996); “Fourier Flexible Cost Functions: An Exposition and Illustration using North Carolina S & Ls”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, pp. 178-199.

Panzar, J. C. y J. N. Rosse (1987); “Testing for Monopoly Equilibrium”, *Journal of Industrial Economics*, 35, pp. 443-456.

Shaffer, Sherrill (1989); “Competition in the US banking industry”, *Economic Letter*, 29, pp. 321-323.

Shaffer, Sherrill (1993); “A Test of Competition in Canadian Banking”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, pp. 49-61.

Shaffer, S. y J. Di Salvo (1994); “Conduct in a Banking Duopoly”, *Journal of Banking & Finance*, 18, pp. 1063-1082.

Tirole, Jean (1998); *The Theory of Industrial Organization*, The MIT Press.

Anexo / Resultados econométricos

Miércoles, 10 de Septiembre de 2008

GMM-No ZU Dependence
 Convergence in 16 Iterations. Final criterion was 0.0000000 < 0.0000000
 Usable Observations 365
 Total Observations 438 Skipped/Missing 73
 Function Value 4.09722219
 J-Specification(1) 4.097222
 Significance Level of J 0.04295373

Dependent Variable LNCREDITOTALR
 Centered R**2 0.912994 R Bar **2 0.913233
 Uncentered R**2 0.999965 T x R**2 364.987
 Mean of Dependent Variable 17.243650000
 Std Error of Dependent Variable 0.346317005
 Standard Error of Estimate 0.102012235
 Sum of Squared Residuals 3.7983710433
 Durbin-Watson Statistic 0.193660

Dependent Variable TAIR
 Centered R**2 -36.872183 R Bar **2 -36.768424
 Uncentered R**2 0.310929 T x R**2 113.489
 Mean of Dependent Variable 1.0537562923
 Std Error of Dependent Variable 0.1436465022
 Standard Error of Estimate 0.8827942306
 Sum of Squared Residuals 284.45386353
 Durbin-Watson Statistic 0.971455

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. C1	-1.442726151	0.829262645	-1.73977	0.08189944
2. C2	1.208415152	0.106171445	11.38173	0.00000000
3. C3	0.028229930	0.001240889	22.74977	0.00000000
4. C4	0.137980576	0.081433782	1.69439	0.09019122
5. C5	1.170974433	0.059956137	19.53052	0.00000000
6. C6	0.329108829	0.152670883	2.15568	0.03110904
7. C21	-0.090481871	0.706945385	-0.12799	0.89815696
8. C22	0.215073901	0.099056067	2.17123	0.02991349
9. C23	8.785006949	5.692345931	1.54330	0.12275760
10. C24	-0.115543403	0.115195760	-1.00302	0.31585225
11. C25	-0.030412129	0.441305084	-0.06891	0.94505802
12. C26	0.363672009	0.349700586	1.03995	0.29836195
13. C27	0.572207135	0.613949969	0.93201	0.35133167
14. C28	0.727153770	0.424331756	1.71364	0.08659404
15. C29	-0.489248851	0.447998582	-1.09208	0.27479935
16. C30	1.396062710	0.000000000	0.00000	0.00000000
17. C40	0.419334448	0.000000000	0.00000	0.00000000

Pautas generales para la publicación de trabajos técnicos

Ensayos Económicos está orientada a la publicación de artículos de carácter teórico, empírico y/o de política aplicada con énfasis en los aspectos monetarios y financieros, que se refieran tanto a la economía Argentina como al ámbito de la economía internacional. La revista está dirigida a investigadores en las áreas de macroeconomía y finanzas, profesionales que se desempeñan en la gestión de las políticas públicas, participantes del sistema financiero, docentes y estudiantes de los niveles de grado y postgrado en Argentina y Latinoamérica.

Características Generales del Proceso de Referato

El rigor científico será el único criterio de evaluación de los trabajos a ser publicados en la revista “Ensayos Económicos” del BCRA. A tal fin, la publicación de los artículos estará sujeta a un proceso de referato similar al que se aplica en la mayoría de las revistas especializadas.

Para garantizar imparcialidad, cada artículo estará sujeto a una revisión anónima (*blind review*) por parte de dos referís, uno interno (investigador del BCRA) y otro externo, quienes evaluarán características generales del trabajo, como originalidad, relevancia, metodología, entre otros.

En base a su análisis, el referí dará un veredicto sobre su publicación que tendrá cuatro escalas: a) publicación directa; b) publicación con modificaciones menores; c) publicación luego de modificaciones mayores; y d) no publicación en su estado actual. Asimismo, podrá distinguir entre las sugerencias de mayor relevancia y las correcciones menores.

La decisión final de publicación estará a cargo del “Comité Editorial”, quien utilizará la recomendación de los referatos como guía básica, pero no excluyente, para formar su juicio. Los autores recibirán copias de los resultados del referato (también anónimo), independientemente de la calificación final otorgada.

Editor: Jorge Carrera

Comité Editorial

- José María Fanelli
- Javier Finkman
- Daniel Heymann
- Hernán Lacunza
- Eduardo Levy-Yeyati

Formatos

Los artículos contarán con una extensión máxima de veinticinco páginas incluyendo cuadros, tablas, gráficos y anexos, y deberán estar escritos en idioma español.

Se enviarán dos copias impresas a la dirección:

Banco Central de la República Argentina, Subgerencia General de Investigaciones Económicas, Revista Ensayos Económicos, Reconquista 266, Buenos Aires, Argentina, C1003 ABF.

Asimismo, se solicitará el envío de una versión electrónica que sea copia fiel del documento impreso a la dirección: ensayos.economicos@bcra.gov.ar.

La primera hoja del documento deberá contener el título del trabajo, el nombre de los autores y su pertenencia institucional y un resumen del trabajo de no más de 150 palabras. Al pie de página pueden indicarse direcciones de email, comentarios y/o agradecimientos. Luego del resumen se agregarán hasta cinco categorías de la clasificación del JEL (*Journal of Economic Literature*) y las palabras clave. En el resto de las páginas no deberá mencionarse a los autores del artículo. Adicionalmente, se solicita un resumen en inglés más amplio, que no deberá superar las dos páginas.

La preparación del documento deberá hacerse en “Microsoft Word” en hoja de tamaño A4, en letra Arial 11 con todos los márgenes de 2,5 cm. Se utilizará un interlineado simple y renglón en blanco como separación entre párrafos.

Los títulos y subtítulos tendrán la fuente Arial 11. El primer nivel de títulos es en negrita y con numeración en números romanos (**I, II, III,...**). El segundo nivel de títulos es en negrita e itálica con números (***I.1, I.2, I.3,...***). El tercer nivel de títulos es en itálica y con letras minúsculas (*I.1.a, I.1.b,...*).

Las notas estarán numeradas de manera consecutiva al pie de la página. Las ecuaciones deberán numerarse consecutivamente a la derecha de la página. Tablas, gráficos y figuras deberán tener un orden consecutivo y estar citadas en el texto. Una vez aceptado el documento para su publicación, se solicitarán los respectivos soportes electrónicos de tablas, gráficos, figuras y ecuaciones.

Para las referencias bibliográficas en el texto se empleará la fórmula: Svensson y Taylor (2002); en caso de más de dos autores se empleará la formula Svensson et al. (2002), y deberán citarse inmediatamente luego de la última sección del trabajo antes de los posibles apéndices o anexos. Se utilizarán las siguientes formas:

- Para publicaciones periódicas: Blanchard, O. y D. Quah (1989); "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply", *The American Economic Review*, 79, pp. 655-73.
- Para libros: Hendry, D.F. (1995); *Dynamic Econometrics*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Para artículos en libros: Williamson, J. H. (1971); "On the Normative Theory of Balance of Payments Adjustment" en G. Clayton, J. C. Gilbert y R. Sedgwick (eds.), *Monetary Theory and Monetary Policy in the 1970's*, Oxford, Oxford University Press.
- Para documentos de trabajo: Billmeier, A. (2004); "Ghostbusting: Which Output Gap Measure really matters?", IMF, Working paper 04/146.

Difusión

El Banco Central propenderá a la máxima difusión de la revista, garantizando una amplia distribución gratuita en ámbitos académicos locales y del exterior, organismos públicos, bancos centrales, centros de investigación públicos y privados,

prensa especializada. También habrá ejemplares a disposición del público en general –mediante solicitud–, y la versión electrónica estará disponible en el sitio del BCRA www.bcra.gov.ar.