

# Ensayos Económicos

---

**Evolución del poder de mercado en los servicios de intermediación financiera en Argentina: Un análisis estructural aplicado (I 2005 – I 2007)**

Karina Otero

**Anatomía de los modelos de credit scoring**

Matías Alfredo Gutiérrez Girault

**Contabilidad del ciclo económico para la Argentina utilizando la utilización del capital**

Tiago V. de V. Cavalcanti, Pedro Elosegui,  
George McCandless y Emilio Blanco

**Dinámica inflacionaria y persistencia: Implicancias para la política monetaria**

Laura D'Amato, Lorena Garegnani y Juan M. Sotes

50

Enero - Marzo 2008



*ie* | BCRA  
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

# Ensayos Económicos | 50

## **Editor**

Jorge Carrera

## **Comité Editorial**

Alfredo Canavese

José María Fanelli

Javier Finkman

Daniel Heymann

Hernán Lacunza

Eduardo Levy-Yeyati

## **Secretario Ejecutivo**

Federico Grillo



*ie* | BCRA  
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS



Buenos Aires, 2 de julio de 2008

Ensayos Económicos continúa consolidando su presencia entre las revistas especializadas de América Latina. Desde este número contamos con un Comité Editorial que tiene por objetivo colaborar en la orientación estratégica de la revista, abriendo la misma a los aportes no relacionados directamente con la producción académica propia del Banco Central de la República Argentina. Se ha implementado también el sistema de doble *blind review* lo que significa un salto cualitativo muy relevante en la evaluación de los trabajos publicados, pues garantiza su adecuación a estándares técnicos avalados por la comunidad académica. Asimismo se incluye, a partir de la presente edición, un resumen extendido en inglés de cada trabajo que aumentará su impacto a través de la versión disponible en la *web*.

Es también grato comunicar que hemos concluido una laboriosa pero muy fructífera tarea de digitalización de todos los números anteriores de Ensayos Económicos. En un país que no ha hecho de la preservación de la documentación histórica uno de sus puntos fuertes, creemos que éste es un aporte importante, particularmente para todos aquellos interesados en explorar este ámbito de debate de gran riqueza. Esta digitalización estará disponible para los lectores de Ensayos Económicos a la brevedad.

En el corriente número se presenta, en primer lugar, un trabajo de Karina Otero quien desarrolla una metodología para medir la evolución del poder de mercado del sistema de intermediación financiera. Se encuentra evidencia que apoya la presencia de poder de mercado en la industria de intermediación financiera, aunque con señales de incremento del grado de competencia.

Matías Gutiérrez Girault por su parte, busca clarificar algunos aspectos asociados a los modelos de *credit scoring*, dada la relevancia de los mismos en el proceso de gestión crediticia. Para ello, el autor analiza tanto las distintas técnicas que pueden emplearse en su construcción así como su respectiva conveniencia. También se discuten qué variables se emplean en estos modelos, sus múltiples aplicaciones y, sobre todo, cómo deben interpretarse sus resultados.

En el tercer trabajo Tiago Cavalcanti y otros autores estudian el ciclo económico de Argentina entre 1972 y 2006, mediante un método de descomposición contable del ciclo en cuatro brechas (productividad total de los factores, trabajo, capital y exportaciones netas), empleando la utilización del capital como una variable de decisión de los hogares. Los autores encuentran que las cuatro brechas son importantes para explicar la evolución del producto durante el período en cuestión.

Finalmente, en el último estudio de Laura D'Amato y otros se aborda el tema de la persistencia de la inflación en Argentina entre 1980 y 2007, empleando dos enfoques: el de series de tiempo y el análisis en el dominio de la frecuencia. Se concluye que en el caso argentino la persistencia no es una característica intrínseca de la inflación, sino que ésta depende del régimen monetario de cada momento.



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](mailto:investig@bcra.gov.ar) / <http://www.bcra.gov.ar>

Fecha de publicación: julio 2008

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

Impreso en Imprenta El Faro.

Ciudad de Mar del Plata, Argentina, julio 2008

Tirada de 1.500 ejemplares.

Las opiniones vertidas en esta revista 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 Evolución del poder de mercado en los servicios de intermediación financiera en Argentina: Un análisis estructural aplicado (I 2005 – I 2007)**  
Karina Otero
  
- 61 Anatomía de los modelos de credit scoring**  
Matías Alfredo Gutiérrez Girault
  
- 97 Contabilidad del ciclo económico para la Argentina utilizando la utilización del capital**  
Tiago V. de V. Cavalcanti, Pedro Elosequi,  
George McCandless y Emilio Blanco
  
- 127 Dinámica inflacionaria y persistencia: Implicancias para la política monetaria**  
Laura D'Amato, Lorena Garegnani y Juan M. Sotes
  
- 169 Pautas generales para la publicación de trabajos técnicos**



# Evolución del poder de mercado en los servicios de intermediación financiera en Argentina: Un análisis estructural aplicado (I 2005 – I 2007)

**Karina Otero\***

Universidad de San Andrés

## Resumen

La baja profundidad del sistema financiero argentino ha generado interrogantes acerca de sus potencialidades de desarrollo, incluso bajo contextos de expectativas macroeconómicas relativamente favorables. Contribuyendo al análisis de esta industria clave, el presente trabajo desarrolla una metodología para medir la evolución del poder de mercado del sistema de intermediación financiera.

El modelo estructural sigue los lineamientos propuestos por la «*New Empirical Industrial Organization*» (NEIO) y la literatura de «*discrete choice*», con adaptaciones para el análisis de esta particular industria en el mercado local. Entre los resultados obtenidos, se encuentra evidencia que apoya la presencia de poder de mercado en la industria de intermediación financiera. No obstante, existen señales de cierto incremento en el grado de competencia.

---

\* Se agradece especialmente el seguimiento del trabajo en sus distintas etapas, los invaluable comentarios, y el apoyo de Laura D'amato (BCRA) en la elaboración de este trabajo. También se agradece especialmente el financiamiento, la posibilidad de trabajar en las oficinas de la Subgerencia General de Investigaciones Económicas en el BCRA y las bases de datos necesarias facilitadas por el BCRA. Asimismo se destaca el aval de la UDESA en la gestión de la información y la orientación sobre los datos disponibles brindada por Hernán Rodríguez (BCRA). Adicionalmente, se agradecen los valiosos comentarios e ideas aportadas por Daniel Heymann (CEPAL), Germán Coloma (CEMA) y Enrique Kawamura (UDESA). Las opiniones expresadas en este trabajo no reflejan necesariamente las del BCRA. Como es habitual, todos los errores u omisiones son exclusiva responsabilidad del autor. Por otro lado, los comentarios sobre el presente trabajo son muy bienvenidos, e-mail: otero\_k@yahoo.com.ar.

El presente trabajo contribuye a la literatura aplicada al mercado local. El enfoque propuesto modela la producción de la industria, considerando la dualidad propia de los servicios de intermediación.

*Clasificación JEL:* G21, L11, L13, C8, C33.

*Palabras claves:* servicios bancarios, servicios financieros, demanda, estructura de competencia, bancos en Argentina, entidades financieras, poder de mercado.

# Evolution in the market power of financial intermediation services in Argentina: a structural empirical analysis (2005:q1 - 2007:q1)

**Karina Otero\***

University of San Andrés

## Summary

The low depth of the Argentinian financial system has motivated doubts about the potential of development, even under relatively favorable macroeconomic expectations. Contributing to the analysis of this key industry, the current paper develops a methodology to measure the evolution of the financial intermediaries' market power. Financial intermediation services have been scarcely developed in Argentina, which can be attributed to different structural domestic factors, such as the persistent uncertainty about the growth sustainability. Consequently, the period taken into account (2005:q1 – 2007:q1) was proposed in order to capture relatively stable financial circumstances and favorable macroeconomic perspectives.

The structural model follows the guidelines of the «*New Empirical Industrial Organization*» (NEIO) and the «*discrete choice*» literature, which study industries with differentiated products. Given that the market share is not an accurate

---

\* I am especially grateful for the follow-up of Laura D'amato (BCRA) through the different stages of this paper and her valuable comments. Additionally, I am very grateful for the financing and the possibility of working in the offices of the Economic Research Department, at the Central Bank of Argentina. Furthermore, I want to mention the useful orientation regarding the availability of the data provided by Hernán Rodríguez (BCRA) and the support of UDESA to obtain the necessary information and the data bases supplied by the Central Bank of Argentina. Additionally, I am grateful for the valuable comments and ideas given by Daniel Heymann (CEPAL), Germán Coloma (CEMA) and Enrique Kawamura (UDESA). As it is common usage, I am responsible for any error or omission. Finally, comments are welcome at e-mail: otero\_k@yahoo.com.ar.

measure to evaluate the market power in those cases when firms offer differentiated products, an alternative framework is proposed to calculate Lerner indexes. Therefore, market power is affected by the degree of substitution among the relevant products. Accordingly, a structural model of the banking industry was developed, considering an oligopolistic price setting competition. Dick (2002), Nakane, M. *et al* (2006), Molnár J. *et al* (2006) and Adams, R. M. (2007) have also developed estimations using similar methodologies for the banking sector. However, there are no similar studies for the Argentinian economy and accordingly the structural model and its variables have been adapted to obtain an acceptable representation of the domestic data.

First of all, theoretical preferences are aggregated into a market-level demand system whose parameters are estimated through a log transformation of the multinomial logit function. Therefore, two different groups of demands are estimated, on one hand the demands for services of financial investments and, on the other hand, the demands for loans. Furthermore, both of them are considered products offered by the industry of financial intermediaries. The reason explaining why deposits and other services of financial investment are not inputs is related to the possibilities of small investors to invest in the financial market without restrictions on the minimal amount required. Moreover, the own existence of this services requires the subsistence of a differential between the passive interest rates received by consumers and the interest rates obtained by non restricted agents when buying low risk assets in the financial market (such as bonds issued by the domestic Central Bank).

In addition, the variables taken into account to model the market shares in the market of financial investment services are related to the implicit interest rate paid by the entities for the credit resources, the lag of the correspondingly market share, the ratio of non-performing loans over assets, the quantity of branches, the ratio of branches over the number of provinces where they have commercial presence, the ratio of ATMs, amount of expenses on developments and employees over the number of branches, and other transformations of variables such as the change in the ownership of the entity, the implicit percentage for commissions and the ratios of certain general products on the whole portfolio. Additionally, the variables included in the demand equations of loans are similar, except for the rate of interest which was replaced for the implicit interest rate for loans.

The estimation strategy of the demand functions involves different instrumental variables in order to avoid the simultaneity problem, given that the interest rates, the benefits and the concentration in the market are determined all together. Therefore, the methodology of estimation is the generalized method of moments over the differenced model (to eliminate the idiosyncratic constants), using a broadly representative domestic panel data set from 2005:q1 to 2007:q1.

On the supply side, a functional form of the profits of the entities together with their balance sheet constraint were proposed. The former takes into account the opportunity cost of the resources obtained directly from the agents for those entities which are mainly financed through sources of liquidity obtained as intermediaries. Thus, incomes coming from the investment services of the financial intermediaries are calculated per unit of money as the difference between the implicit interest rate of the bonds issued by the Central Bank and the implicit interest rate which is paid for the financial sources by each entity.

Furthermore, when entities have to finance within the market their lack of resources in order to give loans, the interest rate of reference is supposed to be the interbank rate. Thus, incomes from loans are taken as the difference between the interest rate of the loans and the interbank rate.

These measures attempt to control for the opportunity cost of the money related to the differences in the commercial activity of the financial entities, and consequently the peculiarities in their way of generating added value. Additionally, the profit functions also include implicit prices for commissions (as percentages of associated loans or sources of financing) and linear cost functions.

Moreover, it is assumed that the observed data comes from market equilibriums where firms and consumers optimize their objective functions, profits and utilities. Therefore, the FOC of the firm's problems are calculated assuming that the marginal costs are independent of the produced quantities. Thus, the FOC are obtained from a Nash-Bertrand equilibrium, as a result each firm considers the consequences of changing its price assuming that its competitors do not modify their own prices.

Under the existence of an interior equilibrium of pure strategy and prices strictly positive, the FOC of the entities' objective functions provide the pricing rules, which combined with the demand estimates, enable the calculus of constant

marginal costs. Besides, the sensibility of the demand functions can be calculated using the parameters estimated through the multinomial logit model. Therefore, the necessary information to construct the Lerner Index of each entity is available, which represents the percentage of the price above the marginal costs.

Concluding, this paper attempts to provide new elements to the applied literature on the local financial market. The proposed alternative framework models the industry production, taking into account the duality of the financial intermediation business. Among the obtained results, some evidence was found supporting the presence of market power in the financial intermediation industry. Especially, the above mentioned is true for the loan market, where the price-cost margins of 50% of the entities exceed the 15%.

Nevertheless, some signals of increase in the degree of competition were found. During the time period under study, 2005:q1 - 2007:q1, it was estimated an average reduction of approximately 3 percentage points in the margins calculated for the credit market. Likewise, despite the inferior levels of the margins in the financial investment services, its average also decreased (though at a lower rate). These trends can be related to strategies developed under circumstances of relative macroeconomic stability, after approximately five years of steady growth. Furthermore, though the expectations of prosperity of a country with a history of high uncertainty might be peculiar, it is possible that the macroeconomic circumstances have made such trends feasible. In this sense, promoting the financial stability appears to be one of the foundations to encourage changes in the structure of competition in the financial intermediation industry.

*JEL:* G21, L11, L13, C8, C33.

*Key Words:* bank services, financial services, demand, bank competition, Argentina's banking, financial entities, market power.

## Introducción

Los servicios de intermediación financiera son claves en el desarrollo de emprendimientos productivos, así como de ciertas características de la demanda de consumo. Asimismo, una extensa literatura los relaciona directamente con las capacidades de desarrollo y crecimiento de los países<sup>1</sup>. En consecuencia, un aspecto interesante a analizar es el grado de competencia presente en esta industria, en particular en economías como la Argentina donde a fines de 2006 el nivel de préstamos al sector privado representó cerca de 11% del PIB<sup>2</sup>. Este porcentaje, muy inferior a los registros internacionales, refleja la baja profundidad financiera de la economía y representa aproximadamente la mitad del porcentaje observado durante el periodo de pre-crisis (anterior al 2001).

El escaso desarrollo del sistema de intermediación argentino y el acotado acceso a los servicios financieros en general, se corresponden con características estructurales de la economía, acentuadas durante la última crisis económica. Consecuentemente, el presente trabajo se propone analizar los márgenes de la industria durante un período de relativa estabilidad financiera y perspectivas macroeconómicas alentadoras, I 2005 – I 2007.

En mercados con productos diferenciados el tamaño de las firmas no es una aproximación confiable del poder de mercado ejercido. Este poder se manifiesta en la capacidad de fijar precios sobre los costos y depende del grado de sustitución existente entre los productos del mercado relevante. En consecuencia, el presente proyecto desarrolla un modelo estructural de la actividad bancaria que tiene en cuenta una estructura de mercado oligopólica con diferenciación de productos.

Buena parte de la literatura empírica sobre el sistema bancario relaciona la estructura de la industria con su poder de mercado y/o su grado de eficiencia. Los trabajos realizados en general regresan indicadores de beneficios sobre medidas de concentración. Entre los resultados publicados, se encuentran correlaciones positivas (negativas) entre las tasas de interés de los créditos (los depósitos) o las medidas de beneficios y el grado de concentración del mercado. Véase por ejemplo Berger y Hannan (1989), Hannan y Berger (1991), Berger (1995), Hannan (1991) y (1997), y Burdisso y D'Amato (1999).

---

<sup>1</sup> Ver por ejemplo, Demirguc-Kunt, A. y Levine, R. (2001).

<sup>2</sup> 3,2 p.p. por encima del mínimo registrado con posterioridad a la crisis de fines de 2001. Fuente BCRA.

Otros estudios investigan evidencia del poder de mercado de las firmas estimando modelos de Cournot<sup>3</sup> estáticos que «parametrizan» el grado de competencia. Entre estos últimos trabajos se pueden citar Gelfand y Spiller (1987), Shaffer (1993), Berg y Kim (1998), Dabós y P. Aromi (2001) y Adams *et al* (2002).

El presente trabajo propone modelar las decisiones de los consumidores entre productos diferenciados utilizando el enfoque de la literatura de *discrete choice*. En consecuencia, se asume que los datos observados surgen de equilibrios de mercado en donde tanto las firmas como los consumidores están optimizando sus funciones objetivo, beneficios y utilidades. Esta metodología utiliza variables instrumentales para identificar algunos efectos, dado que los precios, los beneficios y la concentración del mercado se determinan conjuntamente.

El desarrollo y la estimación del modelo requieren resolver dos cuestiones básicas. La primera surge de la elección de una forma funcional para la función de utilidad, que genera consecuencias directas sobre el patrón de sustitución de los productos. En principio, con el objetivo de investigar los resultados más directos se propone la forma asociada a un modelo de tipo *multinomial logit*<sup>4</sup>. Por otro lado, la segunda dificultad se asocia a la dimensionalidad del problema a estimar y se resuelve modelando las decisiones de los consumidores en función de las características observables de los productos ofrecidos.

Dick (2002) propone un enfoque similar para modelar la demanda por depósitos de los bancos comerciales y Nakane *et al* (2006) incorpora la demanda de créditos. El presente trabajo modifica y desarrolla estos modelos para adaptarlos al caso argentino y a la disponibilidad de información local. Adicionalmente, se proponen modificaciones del modelo estándar para incorporar cambios en la especificación de las demandas y tasas de referencia en el modelo de las firmas. Estas últimas se desarrollan para considerar, al menos parcialmente, el costo de oportunidad propio de la operatoria financiera. Finalmente, se utilizan las estimaciones y el modelo propuesto para derivar los índices relevantes.

---

<sup>3</sup> Estos modelos no tienen en cuenta el grado de diferenciación de los productos.

<sup>4</sup> Otras opciones son también válidas, como un *nested logit* (donde el supuesto de alternativas irrelevantes rige solo para los elementos de la misma canasta) o un modelo con *random coefficient*, pero una mayor disponibilidad de información es necesaria en estos casos ya que el número de parámetros a estimar aumenta.

El desarrollo del trabajo presenta en la siguiente sección la formulación del modelo estructural para obtener las ecuaciones empíricamente contrastables. A continuación, se plantean posibles métodos de estimación y distintas estrategias para chequear la robustez de las estimaciones. Adicionalmente, se analizan las fuentes de información que proveen los datos necesarios y se presentan los resultados de las estimaciones de las demandas de servicios de intermediación financiera. La quinta y sexta sección desarrollan la metodología para la estimación de las elasticidades y los costos marginales utilizados para simular los márgenes sobre los precios de cada entidad. Adicionalmente pueden consultarse los anexos A, B y C que presentan respectivamente detalles de la derivación del modelo teórico, la descripción de la construcción de cada variable utilizada y las tablas con las estimaciones y cálculos excluidas del cuerpo del trabajo. Por último, se resumen las conclusiones del trabajo.

## I. Las demandas de servicios de intermediación financiera

En la actividad de intermediación financiera se pueden distinguir al menos dos grandes grupos de servicios ofrecidos. Por un lado, las entidades toman depósitos ofreciendo procedimientos relativamente más accesibles a los necesarios para realizar otro tipo inversión financiera. Por otro lado, las entidades otorgan créditos a agentes seleccionados<sup>5</sup> que posiblemente encuentran restringido el acceso a otras vías de financiamiento más competitivas o sofisticadas. En este sentido, en teoría las tasas de interés pagadas por los depósitos descuentan el primer servicio y las correspondientes a los préstamos descuentan el segundo servicio.

Con el objetivo de modelar la demanda de estos servicios, se asume que cada agente  $i$  en cada período  $t$  ha resuelto su problema intertemporal de ahorro-endeudamiento y le resta elegir la entidad  $j$  en la que prefiere realizar sus operaciones financieras. Siguiendo la literatura de discrete choice (Berry, 1994 y McFadden, 1973, 1978, 1981), la ecuación (1) muestra la utilidad individual reportada por realizar un depósito en la entidad  $j$  en el momento  $t$ .

$$u_{ijt}^d = \delta_{jt}^d + \epsilon_{ijt}^d \quad \text{con} \quad \epsilon_{ijt}^d \sim IID \text{ extreme value} \quad (1)$$

---

<sup>5</sup> que cumplen ciertas características inobservables para el econometrista.

$$\delta_{jt}^d = \beta_1 p_{jt}^d + \alpha_1 r_{jt}^d + \lambda_1 \ln(s_{jt-1}^d) + \gamma_1 x_{jt}^d + \zeta_j^d + \xi_{jt}^d \quad (2)$$

$$\text{donde } \begin{cases} i = 1, 2, \dots, N \\ j = 0, 1, \dots, J \\ t = 1, 2, \dots, T \end{cases}$$

Una especificación similar se utiliza para la utilidad reportada por los créditos pero considerando la tasa de interés activa implícita del período. Los detalles sobre la construcción de las variables consideradas se exponen en el Anexo B al final del documento. El supraíndice  $d$  indica que es una variable correspondiente a las obligaciones contraídas por la entidad, mientras el supraíndice  $L$  indica que la variable se vincula con las operaciones de créditos de la entidad  $j$ .

$r_{jt}^d$ : tasa de interés pasiva implícita del período  $t$  para los depósitos de la entidad  $j$ .

$r_{jt}^L$ : tasa de interés activa implícita del período  $t$  para los préstamos de la entidad  $j$ .

$s_{jt-1}^d$ : la participación de mercado de la entidad  $j$  durante el período  $t-1$ . Esta variable intenta captar el componente inercial característico de ciertas operaciones realizadas por las entidades (por ejemplo la inercia que pueden generar los depósitos a plazo fijo y los préstamos con sucesivos desembolsos)<sup>6</sup>.

$p_{jt}$ : precios implícitos cargados por comisiones vinculadas con créditos y comisiones vinculadas con obligaciones.

$x_{jt}$ : características observables de la entidad  $j$ . Ambas especificaciones para las demandas de servicios incluyen variables para la distribución de las filiales de cada entidad (como la cantidad de filiales y dependencias habilitadas según su ubicación geográfica, la cantidad de filiales habilitadas sobre el número de provincias en donde la entidad opera y el número de provincias donde la entidad opera a través de al menos una filial), la cantidad de cajeros automáticos, los cambios de manos o denominación de la entidad, el costo medio por unidad de las comisiones cobradas vinculadas a créditos y obligaciones, la dotación de personal, el valor de los bienes de uso y los gastos en desarrollo

---

<sup>6</sup>La inclusión de esta variable no está contemplada en las especificaciones de la literatura consultada.

promedio por sucursal. Se espera que estas características influyan en la calidad de atención al cliente y por lo tanto en las decisiones de consumo. Por otro lado, se incluyó el porcentaje de depósitos sobre los recursos financieros como una variable de control de las características de la operatoria de las entidades. Es probable que una proporción mayor de depósitos desincentive estrategias activas de expansión del crédito (en comparación con la misma cantidad de recursos obtenidos por otros medios más costosos). Por último, la especificación de la demanda de servicios de inversión financiera incluye además, el riesgo percibido de la entidad (como los créditos clasificados irre recuperables o los cargos por incobrabilidad sobre el activo de la entidad y el porcentaje de financiaciones a deudores con problemas de cumplimiento), las características particulares de la cartera de inversión financiera de la entidad (como el porcentaje de cartera correspondiente a créditos por tarjetas, el porcentaje de préstamos prendarios sobre automotores, el porcentaje de los préstamos hipotecarios otorgados y el porcentaje de préstamos personales). Se asume entonces que los consumidores conocen los atributos citados, o bien cuentan con la capacidad de percibir buena parte de cada una de estas características. Una descripción más detallada de las variables de control incluidas en cada caso se encuentra en los anexos B y C (Anexo C: tablas 1, 2 y 3).

$\zeta_j$ : atributos inobservables del producto que no cambian en el tiempo como el prestigio de la entidad y los efectos perdurables de la publicidad y el desempeño. En este caso, se asume una relación uno a uno entre los productos y las entidades, por lo tanto, los efectos fijos en el tiempo representan ambos inobservables.

$\xi_{jt}$ : cambios en los factores inobservables que afectan la utilidad de todos los individuos con respecto al servicio brindado por el banco  $j$ , como por ejemplo, cambios en el impacto promedio de la propaganda. Cuando se introducen las *dummies* por entidad la interpretación del término de error deja de ser la «calidad» del producto no observada para representar desviaciones en torno a esta media inobservable.

$\varepsilon_{ijt}$ : desviaciones idiosincrásicas con respecto al nivel de utilidad media. Es decir, las particularidades inobservables del individuo  $i$  que afectan su utilidad reportada por el producto  $j$  en el tiempo  $t$ . Asimismo, se asume que las diferencias en los gustos de los consumidores se pueden representar por el término aditivo  $\varepsilon_{ijt}$ , idéntica e independientemente distribuido entre las opciones y los consumidores. El supuesto de distribución *iid* permite sostener que la

desviación con respecto a una alternativa no aporta información acerca de otras desviaciones.

La opción externa (*outside option*) con  $j=0$ , representa la alternativa que no se corresponde con ninguna de las entidades disponibles. La definición natural de la participación de las firmas en el mercado surge de dividir el monto de las operaciones de cada entidad por el monto total de operaciones de las entidades. Sin embargo, la necesidad de incluir la *outside option* requiere la definición del tamaño potencial del mercado y de la unidad de medida de las operaciones correspondientes (fuentes de financiamiento o créditos). La unidad de consumo se calcula a partir del promedio ponderado (entre entidades) del monto de las operaciones realizadas por cada entidad sobre la cantidad de operaciones declaradas. Asimismo, el tamaño potencial del mercado,  $M_p$ , surge de multiplicar la unidad de consumo calculada por la cantidad de población relevante<sup>7</sup>. Las participaciones de mercado pueden entonces recalcularse, teniendo en cuenta el bien externo (*outside good*). Estas ascienden al monto de operaciones de cada entidad sobre el tamaño potencial del mercado (ver Anexo B).

Como resultado, el modelo propone dos *outside goods* uno para los créditos y otro para los depósitos, una expresión general se muestra en la ecuación (3). La utilidad media del *outside good* no está identificada y por lo tanto para evitar supuestos adicionales queda que  $\zeta_0 = 0$ .

$$u_{i0t} = \zeta_0 + \xi_{0t} + \epsilon_{i0t} \quad \text{con} \quad \epsilon_{i0t} \sim \text{IID extreme value} \quad (3)$$

Dado que no se dispone de información a nivel individual, se asume que las características inobservables del consumidor con respecto al producto  $j$  en  $t$  provienen de la distribución de tipo I de valor extremo (Gumbel:  $f(\epsilon_{ijt}) = \exp(-\epsilon_{ijt}) \exp[-\exp(-\epsilon_{ijt})]$ ). Cada agente que desea realizar una operación en el mercado de intermediación financiera selecciona la entidad preferida en función de las utilidades relativas reportadas. La solución de la integral (5) depende de la probabilidad conjunta de que la utilidad reportada por la opción evaluada ( $j$ ) supere a cada una de las utilidades generadas por las opciones alternativas.

$$s_{jt}(\cdot) = \text{Prob} \left[ \delta_{jt} + \epsilon_{ijt} > \delta_{rt} + \epsilon_{irt} \mid \forall (r \neq j) \in L \right] \quad \text{con} \quad \epsilon_{ijt} \sim \text{iid} \quad (4)$$

---

<sup>7</sup> Ver en Anexo B, las variables Pares\_cred y Pares\_obl.

La ecuación (5) modela la participación de la entidad en el mercado para este caso en particular, donde los  $\varepsilon_{ijt}$  tienen distribución Gumbel, existe una cantidad considerable de consumidores y la integral puede resolverse analíticamente, (McFadden, 1973) ecuación (6).

$$s_{jt}(\cdot) = \int \prod_{r \neq j \neq 0} \text{Prob}(\varepsilon_{irt} < \varepsilon_{ijt} + \delta_{jt} - \delta_{rt} | \varepsilon_{ijt}) f(\varepsilon_{ijt}) d\varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

La forma funcional de las participaciones de mercado (*market share*) predichas por el modelo (ecuación 6) surge como resultado de características que varían únicamente entre las opciones y no entre los consumidores, con  $\delta_{ijt} = \delta_{jt} \forall j$ .

$$s_{jt}(\delta_{jt}) = \frac{\exp(\delta_{jt})}{\sum_{r=0}^J \exp(\delta_{rt})} \quad \text{con } s_{jt}(\cdot) = \begin{cases} \frac{\exp(\delta_{jt})}{1 + \sum_{r=1}^J \exp(\delta_{rt})} & \forall j \neq 0 \\ \frac{1}{1 + \sum_{r=1}^J \exp(\delta_{rt})} & j = 0 \end{cases} \quad (6)$$

Es interesante notar que bajo los supuestos realizados, la participación de mercado captada por entidades con características observables idénticas no puede ser diferente. Normalizando (6) con respecto al bien externo se obtiene (7).

$$\frac{s_{jt}(\cdot)}{s_{0t}(\cdot)} = \exp(\delta_{jt}) \quad \forall j \quad (7)$$

Aplicando logaritmos se obtiene la expresión (8) para las participaciones en el mercado de recursos financieros. Donde el diferencial del logaritmo de las participaciones, iguala la utilidad media reportada por las entidades correspondientes.

$$\ln(s_{jt}^d(\cdot)) - \ln(s_{0t}^d(\cdot)) = \delta_{jt}^d \quad (8)$$

donde:  $\delta_{jt}^d = \beta_1 p_{jt}^d + \alpha_1 r_{jt}^d + \lambda_1 \ln(s_{jt-1}^d) + \gamma_1 x_{jt}^d + \zeta_j^d + \xi_{jt}^d$

Por otro lado, asumiendo una cantidad dada de agentes que cumplimentan los requisitos necesarios para solicitar créditos<sup>8</sup>, las entidades financieras serán seleccionadas en función de las utilidades relativas que reporten. Se

<sup>8</sup> Es posible que en este punto exista un exceso de simplificación. Otro modelo puede plantearse en el caso de disponer de las características de los individuos que contraen los créditos.

espera entonces que las tasas de interés sobre los créditos guarden una relación negativa con el nivel de utilidad y se propone la ecuación (9) como expresión para la demanda de créditos a estimar.

$$\ln\left(s_{jt}^L(\cdot)\right) - \ln\left(s_{0t}^L(\cdot)\right) = \delta_{jt}^L \quad (9)$$

donde:  $\delta_{jt}^L = \beta_2 p_{jt}^L + \alpha_2 r_{jt}^L + \lambda_2 \ln\left(s_{jt-1}^L\right) + \gamma_2 x_{jt}^L + \zeta_j^L + \xi_{jt}^L$

La forma lineal de las ecuaciones derivadas permite aplicar MCO para las estimaciones, sin embargo este método no es consistente debido a la endogeneidad de los precios. Por este motivo, a continuación se proponen distintas estrategias de estimación.

## II. Metodología de estimación e instrumentos

Dado que las tasas de interés se determinan simultáneamente en equilibrio de mercado, no son exógenas y la estimación de los parámetros de las ecuaciones (8) y (9) por efectos fijos (*fixed effects*) es inconsistente. La endogeneidad de los precios surge de la variación de factores inobservables que correlacionan tanto con los precios de mercado como con factores que afectan la utilidad del consumidor. Los instrumentos para la estimación de la demanda deben ser factores que influyan sobre la oferta de los productos y por lo tanto afecten las cantidades demandadas únicamente a través de su efecto sobre los precios. Asimismo, también se incluyen como instrumentos rezagos de variables *proxies* de características de la operatoria de cada entidad que pueden influir directamente sobre las tasas de interés implícitas.

Las especificaciones para estimar la demanda de servicios de inversión financiera y la demanda de servicios de crédito y los instrumentos utilizados en cada caso son diferentes, sin embargo, es posible considerar dos grandes grupos de instrumentos utilizados. El primer grupo de instrumentos comprende<sup>9</sup> el ratio de gastos generales promedio por filial, el ratio de gastos en personal promedio por empleado, los créditos irrecuperables sobre el activo operativo, el porcentaje de financiaciones y garantías otorgadas a deudores con cumplimiento deficiente, de difícil recuperación o irrecuperable, el porcentaje de activos líquidos sobre el activo neto, el porcentaje de cuentas corrientes sin interés sobre recursos finan-

---

<sup>9</sup> distintos rezagos (según su grado de exogeneidad) de las variables.

cieros y las provisiones constituidas sobre el activo neto. Estos instrumentos pueden fallar si las variables de costos incluyen componentes implícitos de la calidad de los servicios no contemplados como explicativas de la demanda<sup>10</sup>. En este sentido, se espera entonces que la función de utilidad media esté correctamente especificada, impidiendo que el residuo de la ecuación correlacione con los (rezagos de los) instrumentos utilizados.

En cuanto al segundo grupo de instrumentos, se utilizan los sugeridos por Berry, Levinsohn y Pakes (1995), llamados instrumentos BLP que comprenden las características de los competidores (excluidos los precios) para cada una de las entidades. Los productos con buenos sustitutos tenderán a tener márgenes (*marks ups*) más bajos por lo que se espera que las características de los competidores correlacionen con sus precios, mientras que la utilidad reportada por un producto específico depende de sus propias características. La descripción de los instrumentos utilizados en cada caso se encuentra en el Anexo B del presente trabajo.

La inclusión de las constantes idiosincrásicas por entidad requiere que el modelo sea transformado para su estimación. Una posibilidad es incluir estas variables binarias (*dummies*) en el modelo a estimar, esta operación genera una transformación del tipo *fixed effects* y por lo tanto los estimadores serán consistentes si se asume estricta exogeneidad de los instrumentos.

La literatura expone razones para creer que ciertas características no dependen de los shocks que afectaron la demanda durante períodos anteriores, por ejemplo en el caso de las sucursales se argumenta que las decisiones de aperturas se toman a partir de estrategias para captar nuevos clientes y no en base a la cantidad de clientes que las entidades tienen habitualmente. Sin embargo, la exogeneidad de los instrumentos relacionados con la calidad de cartera de las entidades no es evidente, ya que ciertos *shocks* que afectan la demanda también pueden estar asociados con la capacidad de respuesta de los agentes a sus compromisos financieros y por lo tanto con la calidad de la cartera. Adicionalmente, la inclusión del rezago de la variable dependiente como una de las explicativas de la demanda, introduce una variable predeterminada que debe ser instrumentada cuando se requiere la transformación del modelo por efectos fijos.

---

<sup>10</sup> Cabe destacar que los gastos generales considerados para construir los instrumentos no incluyen las erogaciones por propaganda y publicidad por razones de endogeneidad.

En consecuencia, las ecuaciones no pueden ser estimadas por *fixed effects*. Asumiendo entonces que las variables endógenas en diferencias son pre-determinadas en niveles, es posible diferenciar el modelo<sup>11</sup> y estimar por GMM utilizando sus correspondientes rezagos<sup>12</sup> como instrumentos (Arellano y Honoré, 2001)<sup>13</sup>. Si los errores de los modelos no están correlacionados con el conjunto de instrumentos seleccionados,<sup>14</sup>  $Z_j = [Z_{1j} \dots Z_{\tau j} \dots]$ , se pueden derivar estimadores de los parámetros a partir de las condiciones de ortogonalidad propuestas en las ecuaciones (10) y (11)<sup>15</sup>.

$$E[g_j^d(\theta^d)] = E[Z_j' \Delta \xi_j^d(\delta^d)] = \mathbf{0} \quad \text{con } \theta^d = \theta_0^d \quad (10)$$

$$E[g_j^L(\theta^L)] = E[Z_j' \Delta \xi_j^L(\delta^L)] = \mathbf{0} \quad \text{con } \theta^L = \theta_0^L \quad (11)$$

El método GMM abarca una serie de estimadores consistentes de este modelo bajo los supuestos especificados. Los estimadores son consistentes para toda matriz  $W$  cuadrada de dimensión  $m$  igual a la cantidad de variables incluidas en  $Z_j$ , simétrica, definida positiva y que converge en probabilidad a una matriz no estocástica. La ecuación (12) muestra la estructura del estimador que puede ser despejado directamente ya que la expresión es lineal en los parámetros.

Notar que si  $W = E\left\{\sum_j Z_j' Z_j / J^2\right\}^{-1}$  se obtiene el estimador de mínimos cuadrados en dos etapas.

$$\hat{\theta} = \arg \min_{\theta \in \Theta} \left[ \sum_j \frac{g_j(\theta)'}{J} \hat{W}_{m \times m} \sum_j \frac{g_j(\theta)}{J} \right] \quad (12)$$

Los estadísticos<sup>16</sup> y la varianza de los estimadores pueden computarse utilizando la matriz de ponderaciones óptima, es decir una estimación consistente de:

$$W^* = E \left\{ \sum_{j=1}^J Z_j' \Delta \xi_j \Delta \xi_j' Z_j / J^2 \right\}^{-1}.$$

<sup>11</sup> Una transformación en primeras diferencias.

<sup>12</sup> O bien un promedio de cierto número fijo de rezagos de la variable. También se puede considerar un número creciente de rezagos como instrumentos, pero existe un *trade off* por la debilidad de los instrumentos.

<sup>13</sup> Otra posibilidad explorada fue utilizar las condiciones propuestas por Blundell and Bond (1998). Ver Anexo B.

<sup>14</sup> Donde:  $Z_{\tau j} = [z_{\tau j3} \ z_{\tau j4} \ \dots \ z_{\tau jT}]$ .

<sup>15</sup> Ver Robert A. *et al* (2002) para un análisis de la independencia de estos dos mercados.

<sup>16</sup> Como el Hansen test, de validez conjunta de los instrumentos.

La utilización de la matriz de ponderaciones óptima permite obtener estimadores más eficientes. Sin embargo existe cierto *trade off* ya que este último procedimiento requiere la estimación de un mayor número de parámetros.

Las tablas 2 y 3 del Anexo C presentan los resultados de las estimaciones. Adicionalmente, se muestran los estadísticos Hansen de validez conjunta de los instrumentos y de correlación de los residuos en niveles, con resultados que no permiten rechazar la especificación propuesta.

### **III. Identificación y construcción de las variables de interés**

#### ***III.1 Fuentes de Información***

El período de análisis abarca desde el año 2005 al primer trimestre del 2007 (con periodicidad trimestral). La elección particular de este período se relaciona con la normalización de la operatoria del sistema financiero, luego de la crisis que estalló en diciembre de 2001 y que dio lugar a importantes distorsiones en las cuentas de balances de las entidades. Consecuentemente con el objetivo del presente trabajo, la selección del período se corresponde con una etapa de relativa normalidad para la operatoria financiera.

Una parte sustancial de los datos necesarios para las estimaciones se obtienen de la información mensual de entidades financieras del BCRA<sup>17</sup>. El BCRA cuenta con los balances mensuales de las entidades y sus principales características, como el número de cajeros automáticos, la cantidad de transacciones de distintos tipos y la ubicación de las sucursales. Los índices de precios al consumidor y mayorista utilizados para deflactar los indicadores de calidad de atención, como bienes de uso y gastos en desarrollo (ver Anexo B) surgen del INDEC.

Las participaciones de mercado se calcularon a partir de la información desagregada de los balances. En cuanto al estado de situación de deudores, del BCRA se obtuvo la información para construir las variables relacionadas con el potencial riesgo percibido de la entidad.

La construcción de las tasas de interés para cada entidad financiera, surge de las tasas implícitas con la información desagregada que proviene de los balan-

---

<sup>17</sup> Aproximadamente 300 cuentas de balance para cada entidad por mes.

ces mensuales registrados por el BCRA. Los criterios utilizados en el cálculo de las tasas implícitas pasivas y activas, guardan relación con los empleados para la construcción de los indicadores R6 (tasa activa implícita para el acumulado 12 meses) y R7 (tasa activa implícita para el acumulado 12 meses) publicados por el BCRA<sup>18</sup>. Sin embargo, se expandió el criterio utilizado para incluir otras cuentas relevantes a los fines del presente trabajo en base al Manual de Cuentas de la Superintendencia de Entidades Financieras y Cambiarias, Régimen Informativo. Asimismo, se diferenciaron las cuentas de resultados acumuladas mensualmente para obtener los flujos mensuales de las cuentas de ingresos y egresos financieros. Finalmente, para obtener las tasas con la periodicidad adecuada para el análisis, se computa el promedio trimestral anualizado de tasas implícitas mensuales. La tasa de interés imputada a las operaciones activas (pasivas) es la tasa anual activa implícita que se calcula dividiendo los flujos de ingresos (egresos) financieros de la institución por el promedio trimestral de los activos (pasivos) financieros relevantes. El denominador incluye cuentas de préstamos y de otros créditos por intermediación financiera (o bien, depósitos y otras obligaciones por intermediación financiera).

Con respecto a las tasas de referencia, se utilizan las tasas implícitas de las letras emitidas por el BCRA (LEBACs) a un mes anualizadas y la tasa interbancaria Baibor a un mes anualizadas. Esta información se publica *on line* en la página *web* de la entidad. Sin embargo, la falta de periodicidad mensual de la emisión de LEBACs a 30 días requirió el desarrollo de una metodología auxiliar para completar dos promedios trimestrales sin datos de referencia mensuales. Se tomaron tres muestras distintas desde el tercer trimestre de 2003 hasta el primero de 2007, una con las observaciones mensuales donde se registraron emisiones de LEBACs a 30 y 90 días, otra donde se emitieron LEBACs a 30 y 180 días y una última donde se encuentran datos disponibles para emisiones de 30 y 270 días<sup>19</sup>. Para los dos primeros grupos de observaciones se estimaron modelos ARMA (2,2)<sup>20</sup> con las series asociadas para 90 y 180 días y para el último de estimó un modelo ARMA(1,4) con la serie asociada para 270 días. La estimación de los parámetros para cada

---

<sup>18</sup> Estas tasas publicadas por el BCRA no se utilizan debido a que son promedios móviles de los 12 meses precedentes y por consiguiente, incorporan variaciones que no deberían ser incluidas durante cada trimestre relevante.

<sup>19</sup> Con 18, 17 y 12 observaciones respectivamente.

<sup>20</sup> El método fue seleccionado en función del menor rmse y el mayor valor del estadístico Q.

ecuación y la disponibilidad de datos de las series asociadas, permitieron obtener predicciones mensuales de las tasas de interés implícitas de las LEBACs a 30 días para los meses sin emisiones. La serie se completó con los promedios de las predicciones obtenidas y se calcularon los promedios trimestrales correspondientes para la tasa de referencia.

Por último, la construcción del tamaño potencial del mercado requirió estadísticas sobre población total y porcentaje de población por debajo de la línea de pobreza, disponibles en el INDEC y en el Mecon (ver detalle de la construcción de estas variables en el Anexo B).

### ***III.2 Características generales de las bases de datos***

La base de datos excluye a las entidades que registraron ciertas inconsistencias en la información de balance a la fecha de publicación. Se eliminaron de la base cuatro entidades con flujos de egresos o ingresos financieros negativos<sup>21</sup>, dos entidades por reportar al menos dos meses consecutivos sin flujos de ingresos por préstamos al tiempo que registran montos positivos por préstamos (o viceversa) y por último se excluyeron cuatro entidades por mostrar saldos positivos para los depósitos<sup>22</sup> y egresos financieros sin datos para al menos dos períodos consecutivos. Por último, se eliminó una entidad por mostrar flujos de gastos generales negativos para más de dos períodos consecutivos y tres compañías financieras con tasas pasivas mayores a las tasas activas implícitas.

Adicionalmente se computó el desvío estándar de las tasas pasivas implícitas de cada entidad y se eliminaron de la base las entidades con un desvío superior al promedio de los desvíos más tres desvíos estándar de los mismos. En cuanto a las tasas activas implícitas se siguió el mismo procedimiento, que permitió identificar tres entidades que fueron descartadas.

La base de datos resultante se subdivide en dos bases, que difieren en el número de entidades relevantes incluidas. Por un lado, la base para la estimación de la demanda de servicios de inversión financiera excluye cuatro entidades adicionales que registran depósitos positivos pero no registran egresos

---

<sup>21</sup> El cálculo de las variables flujo de las cuentas de resultado requiere diferenciar los saldos acumulados de cada entidad según la fecha correspondiente de cierre de balance.

<sup>22</sup> sin cuentas corrientes sin interés.

financieros para más de dos trimestres. Además se prescinde de las entidades que para algún trimestre no registran saldos positivos por depósitos.

Por otro lado, la base de datos para la estimación de la demanda de servicios de crédito cuenta con un mayor número de entidades. Las entidades no incluidas son aquellas que no reportan montos por préstamos (1 entidad), que no tienen datos suficientes para calcular la tasa activa implícita (1 entidad), que declaran empleados pero no registran gastos en personal (1 entidad) y que reportan recursos financieros nulos (1 entidad). Adicionalmente se borraron dos observaciones de una entidad de capitales extranjeros correspondientes al inicio de sus operaciones, donde se registraron préstamos positivos con ingresos financieros nulos.

#### **IV. Estadísticas descriptivas y resultados para los controles**

A continuación se muestran tablas con información general para algunas variables consideradas en las estimaciones de la demanda agregada de la industria. Los resultados de las estimaciones se reportan en las tablas 2 y 3 del Anexo C, al final del trabajo<sup>23</sup>. Asimismo, el objetivo de esta sección es exponer un grupo de indicadores generales del sistema financiero argentino durante el período analizado.

La Tabla 1 presenta, entre otros indicadores<sup>24</sup>, la distribución de las filiales en el territorio nacional. Los bancos minoristas grandes y los públicos nacionales operan en promedio en un mayor número de provincias del territorio nacional.

Los bancos públicos y minoristas grandes cuentan con el mayor número promedio de filiales por entidad, seguidos por los provinciales y municipales. Si bien la relación no es lineal, estos grupos están compuestos por las entidades que sostienen una porción mayor del mercado (Ver tablas 1 y 2).

---

<sup>23</sup> En relación con su interpretación, debe considerarse que en parte las variables explicativas pierden relevancia cuando se controla por la participación de mercado de la entidad durante el período precedente. Asimismo, el rezago de la participación de mercado resulta un componente significativo y positivamente relacionado con las participaciones de mercado del siguiente período, es el rezago de las propias participaciones. Por consiguiente, es probable que incluir el rezago para considerar la persistencia de las participaciones reste relevancia a variables con correlaciones elevadas.

<sup>24</sup> Ver definiciones en el Anexo B.

**Tabla 1 / Promedios por entidad de variables de control (I 2005 – I 2007) en la base de entidades que ofrecen créditos, según grupo homogéneo**

Grupo Homogéneo	Entidades	Share *	Tasa	Prov.	Filiales	Densidad
	#	Creditos %	Activa %	donde operan #	Habilit. #	de Filiales #
Bancos Públicos Nacionales	2,9	7,118	10,8	10,9	257,4	15
Entidades No Bancarias	10,1	0,097	27,9	2,7	5,8	1,3
Mayoristas e Inversión Grandes	2,6	0,32	9,6	1	1,3	1,3
Minoristas Grandes	9,9	4,33	12,3	16,2	150,1	12
Minoristas Medianos	11,2	1,54	12,2	9	53,3	9
Minoristas Pequeños	15,1	0,168	19,2	2,6	9,7	3,9
Otros Mayoristas E Inversión	5,3	0,085	15,1	1	1	1
Provinciales Municipales	10	1,455	12,7	2,6	78,2	32,8

\* El total del mercado no incluye el outside good. Las entidades que componen cada grupo se encuentran en el anexo.

**Tabla 2 / Promedio de variables de control (I 2005 – I 2007) en la base de inversión financiera en entidades, según grupo homogéneo**

Grupo Homogéneo	Entidades	Share *	Tasa	Prov.	Filiales	Densidad
	#	Oblig. %	Pasiva %	donde operan #	Habilit. #	de Filiales #
Bancos Públicos Nacionales	1,9	12,252	3,1	16,1	393,1	22,4
Entidades No Bancarias	6	0,048	7,9	3,8	9,1	1,5
Mayoristas e Inversión Grandes	2,6	0,339	4,1	1	1,3	1,3
Minoristas Grandes	9,9	3,78	4,2	16,2	150,1	12
Minoristas Medianos	11,2	1,445	4,2	9	53,3	9
Minoristas Pequeños	15,1	0,147	4,4	2,6	9,7	3,9
Otros Mayoristas E Inversión	3,2	0,088	4,7	1	1	1
Provinciales Municipales	10	1,96	2,9	2,6	78,2	32,8

\* El total del mercado no incluye el outside good. Las entidades que componen cada grupo se encuentran en el anexo.

En la tablas 3 y 4 se muestran otras características adicionales. Los mayoristas, las entidades no bancarias y los bancos públicos nacionales cuentan con la mayor cantidad de empleados promedio por filial. Adicionalmente, los mayoristas

y los grandes bancos de inversión reportan un valor (deflactado) de los bienes de uso sobre filiales ampliamente superior al registrado por el resto de los grupos.

**Tabla 3 / Promedio de variables de control (I 2005 – I 2007) en la base de entidades que ofrecen créditos, según grupo homogéneo**

Grupo Homogéneo	ATM #	Empleo /	Bs. de Uso/	Gtos en
		Filiales #	Filiales Miles de \$	Desarr./ Filiales Miles de \$
Bancos Públicos Nacionales	221	67,1	2249,4	780,4
Entidades No Bancarias	2	97,5	1927,4	460
Mayoristas e Inversión Grandes	0	111,8	11924,8	730,6
Minoristas Grandes	328	18,5	1644,2	62,5
Minoristas Medianos	102	29,1	1501,7	89,1
Minoristas Pequeños	18	42,6	2700,6	196,1
Otros Mayoristas E Inversión	5	51,6	1399,7	343,6
Provinciales Municipales	133	29,5	1351	119

Por último, las tablas 3 y 4 muestran cifras de gastos en desarrollo, donde los grupos con mayores gastos por este concepto son los bancos públicos nacionales<sup>25</sup> y los mayoristas e inversión.

**Tabla 4 / Promedio de variables de control (I 2005 – I 2007) en la base de inversión financiera en entidades, según grupo homogéneo**

Grupo Homogéneo	ATM #	Empleo /	Bs. de Uso/	Gtos en
		Filiales #	Filiales Miles de \$	Desarr./ Filiales Miles de \$
Bancos Públicos Nacionales	338	19,4	1250,3	28,8
Entidades No Bancarias	3	69,6	2337,6	170,1
Mayoristas e Inversión Grandes	0	111,8	11924,8	730,6
Minoristas Grandes	328	18,5	1644,2	62,5
Minoristas Medianos	102	29,1	1501,7	89,1
Minoristas Pequeños	18	42,6	2700,6	196,1
Otros Mayoristas E Inversión	0	70,1	1893,9	456,6
Provinciales Municipales	133	29,5	1351	119

<sup>25</sup> Particularmente el BICE, que no se encuentra en la base de entidades que ofrecen servicios de inversión financiera en sus propias casas.

Algunas características diferenciales de las carteras de los grupos se observan en las tablas 5 y 6. Los créditos personales se concentran principalmente en los minoristas pequeños, otros mayoristas e inversión y en las entidades no bancarias. Por otro lado, en la composición de la cartera de las entidades no bancarias se destacan los préstamos personales y las tarjetas de crédito.

**Tabla 5 / Promedio de variables de control (I 2005 – I 2007) en la base de entidades que ofrecen créditos, según grupo homogéneo**

Grupo Homogéneo	Prest. Personal /	Prest. Tareta /	Prest. Hipotec. /	Prest. Pred. Automot. /	Prest. Cgo. Incob. /	Prest. Cred. Irrecup./
	Créditos	Créditos	Créditos	Créditos	Activo neto	Activo neto
	%	%	%	%	%	%
Bancos Públicos Nacionales	3,55	2,92	11,15	0,01	0,04	6,64
Entidades No Bancarias	20,93	15,59	1,09	4,81	0,27	25,77
Mayoristas e Inversión Grandes	1,56	0	0,04	0,69	0,06	2,23
Minoristas Grandes	6,18	6,32	7,05	0,27	0,05	5,88
Minoristas Medianos	11,84	6,18	9,53	0,24	0,05	4,39
Minoristas Pequeños	22,59	12,38	6,39	0,14	0,12	6,79
Otros Mayoristas E Inversión	20,93	13,83	0,33	0,78	0,17	4,32
Provinciales Municipales	17,74	7,36	7,15	0,51	0,07	4,82

En cuanto al porcentaje de créditos hipotecarios, los bancos públicos nacionales, los minoristas y los provinciales municipales cuentan con un promedio de aproximadamente 8% de sus carteras.

El porcentaje de créditos irrecuperables sobre el activo neto de la entidad tiene una relación positiva y levemente significativa sobre la participación en el mercado de créditos. Por otro lado, en la ecuación de demanda de servicios de inversión en entidades financieras se obtuvo el resultado inverso, donde las variables cargos por incobrabilidad sobre activo neto y porcentaje de cartera con créditos de cumplimiento deficiente o en peor situación mantienen una relación negativa (aunque no significativa).

**Tabla 6 / Promedio de variables de control (I 2005 – I 2007) en la base de inversión financiera en entidades, según grupo homogéneo**

Grupo Homogéneo	Prest. Personal /	Prest. Tareta /	Prest. Hipotec. /	Prest. Pred. Automot. /	Cgo. Incob. /	Cred. Irrecup. /
	Créditos %	Créditos %	Créditos %	Créditos %	Activo neto %	Activo neto %
Bancos Públicos Nacionales	5,43	4,46	12,12	0,01	0,05	7,4
Entidades No Bancarias	30,35	14,64	1,84	1,88	0,37	15,6
Mayoristas e Inversión Grandes	1,56	0	0,04	0,69	0,06	2,2
Minoristas Grandes	6,18	6,32	7,05	0,27	0,05	5,9
Minoristas Medianos	11,84	6,18	9,53	0,24	0,06	4,4
Minoristas Pequeños	22,59	12,38	6,39	0,14	0,12	6,8
Otros Mayoristas e Inversión	2,5	0	0,55	1,3	0,09	4,8
Provinciales Municipales	17,74	7,36	7,15	0,51	0,07	4,8

## V. Estimación de las elasticidades de las entidades de la industria

A continuación se propone un modelo del negocio de intermediación financiera realizado por las entidades. La restricción presupuestaria de la entidad  $j$  para cada período queda determinada por la ecuación (13).

$$B_j + L_j + \rho D_j = D_j \quad (13)$$

Donde las obligaciones se denotan  $D_j$ , los créditos  $L_j$ , las colocaciones alternativas en bonos de bajo riesgo que puede realizar la entidad,  $B_j > 0$  o bien, el financiamiento adicional que debe solicitar con  $B_j < 0$ . La restricción asume un encaje proporcional determinado por  $\rho$  y entidades que no sostienen acciones, ya que intenta representar la sección del negocio relevante para este trabajo.

Un componente adicional considerado son los servicios por intermediación financiera prestados por las entidades, en particular aquellos que generan ingresos que son en general proporcionales<sup>26</sup> a los montos de créditos y obligaciones contraídas<sup>27</sup>. La ecuación (14) muestra entonces la expresión de los beneficios obtenidos por estos conceptos.

<sup>26</sup> Se asumen coeficientes de proporcionalidad iguales a 1.

<sup>27</sup> Los registrados en contrapartida de las comisiones vinculadas a obligaciones y comisiones vinculadas a créditos.

$$\begin{aligned} \Pi_j = & wr^{*d} (B_j + \rho D_j) + (1-w)r^{*L} (B_j + \rho D_j) + p_j^L L_j + \\ & + p_j^d D_j + r_j^L L_j - r_j^d D_j - C_j(L_j, D_j) \end{aligned} \quad (14)$$

Donde el último término es la función de costos,  $p^L$  y  $p^d$  son los precios implícitos de los servicios asociados a créditos y obligaciones respectivamente y  $w$  es una variable binaria<sup>28</sup> determinada por (15).

$$\text{con } \begin{cases} w = 1 \text{ si } (B_j + \rho D_j) > 0 \\ w = 0 \text{ si } (B_j + \rho D_j) < 0 \end{cases} \quad (15)$$

A diferencia de otros enfoques desarrollados por la literatura, el modelo no asume que las entidades puedan colocar y obtener recursos adicionales a la misma tasa de interés. En consecuencia, los costos de oportunidad del dinero en manos de las entidades se modelan en función de dos tasas de referencia locales, la tasa implícita de las letras del Banco Central (LEBACs) a un mes<sup>29</sup>,  $r^{*d}$ , y la tasa interbancaria por operaciones a 30 días entre entidades financieras (Baibor),  $r^{*L}$ . En consecuencia, se asume que cada entidad colocará el monto de obligaciones contraídas no prestado a la tasa  $r^{*d}$ , o bien, conseguirá financiar un excedente de créditos a la tasa  $r^{*L}$ . Los gráficos 1 y 2 muestran el promedio trimestral de las tasas activas y pasivas de la muestra disponible en comparación con los niveles de las tasas Baibor y LEBACs mensuales.

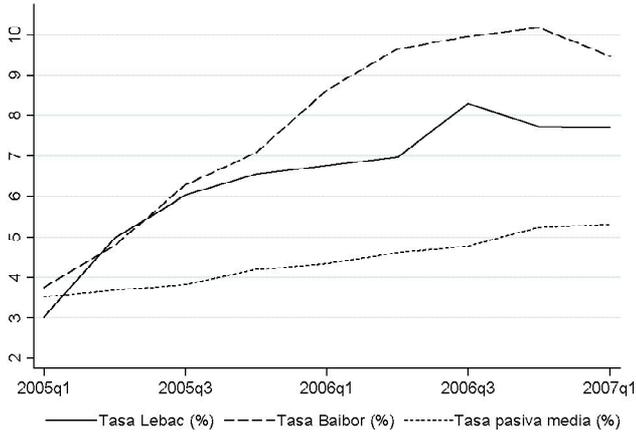
Se asume entonces que cada entidad percibe el diferencial entre la tasa de referencia (de las LEBACs) y las tasas que pagan por sus fondos al generar servicios de inversión financiera. Este diferencial se corresponde con un segmento del servicio de intermediación brindado por las entidades. En este sentido, la construcción de la tasa de interés pasiva implícita incluyó aquellas operaciones que generan egresos en concepto de intereses, que no se realizan a través del mercado de capitales y que involucran una decisión de financiamiento a la entidad financiera por parte de un agente económico. Un razonamiento adicional es útil para explicar el argumento, si el servicio de inver-

<sup>28</sup> Donde  $w$  puede tomar el valor 0 porque el modelo responde a una sección de la operatoria de las entidades financieras.

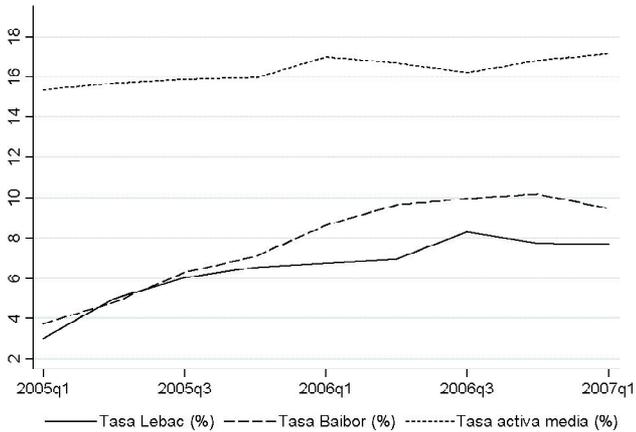
<sup>29</sup> Si bien una mejor aproximación debería considerar tasas de referencia diferentes en función del riesgo y *maturity* de los portafolios de las entidades, la estimación de tales tasas escapa de los límites de este trabajo y la Baibor puede ser una aproximación sensata en este sentido.

sión financiera brindado por las entidades careciera de valor o hubiese libre acceso y sin costos adicionales a las inversiones de bajo riesgo en el mercado de capitales, la existencia misma del servicio de intermediación sería cuestionable.

**Gráfico 1 / Comparación entre la tasa pasiva implícita promedio y las tasas de referencia**



**Gráfico 2 / Comparación entre la tasa activa implícita promedio y las tasas de referencia**



Por otro lado, en cuanto al segmento restante del servicio de intermediación financiera, cada entidad aprueba préstamos con riesgos relativamente mayores en comparación con los representados por los depósitos. En este sentido, la entidad genera un servicio adicional y el diferencial de riesgo propio del negocio financiero puede ser descontado a partir de una tasa de referencia que refleje el costo del riesgo efectivamente incurrido. La tasa de referencia elegida es la tasa Baibor, la tasa de interés de los créditos entre entidades financieras, es decir, la tasa a la cual en promedio un agente económico no restringido en su acceso al mercado financiero está dispuesto a prestar fondos a las entidades (que sostienen una composición particular de cartera)<sup>30</sup>. En este sentido, se asume que las entidades financieras perciben el diferencial entre la tasa Baibor y las tasas activas implícitas en concepto de los servicios generados por créditos. Es relevante destacar también que el criterio para la construcción de la tasa de interés activa implícita surge de las operaciones que generan ingresos en concepto de intereses y que involucran una decisión de financiamiento de la entidad financiera a un agente económico por fuera del mercado de capitales.

Este modelo de actividad bancaria intenta considerar el efecto del encaje y del precio del riesgo intrínseco de los activos al valor los servicios comercializados por las entidades. En términos más generales, se diferencia el producto de intermediación generado por las entidades asumiendo que los depósitos excedentes sobre los créditos se invierten en un activo de mayor liquidez y menor riesgo con una tasa relativamente baja.

Simplificando la expresión (14) y reemplazando con la (13) se obtiene:

$$\begin{aligned} \Pi_j = & \left[ p_j^d - r_j^d + (wr^{*d} + (1-w)r^{*L}) - mc_j^d \right] s_j^d M^d + \\ & + \left[ p_j^L + r_j^L - (wr^{*d} + (1-w)r^{*L}) - mc_j^L \right] s_j^L M^L - Cf_j \end{aligned} \quad (16)$$

Donde:  $D_j = s_j^d M^d$ ;  $L_j = s_j^L M^L$ ;  $mc_{jt}^L$ : costos marginales por unidad de crédito otorgado por el banco  $j$  en el momento  $t$ , e igualmente para  $mc_{jt}^d$  en el caso de las obligaciones;  $Cf_j$ : costos fijos de la entidad  $j$  que se asumen constantes en el tiempo;  $M_t$ : tamaño potencial del mercado correspondiente.

<sup>30</sup> La tasa de referencia óptima, cuyo cálculo escapa a los objetivos del presente trabajo, es la implícita en un activo similar en riesgo y plazo a la cartera de cada entidad. Véase por ejemplo Wang C. J. (2003) y Fixler, D. y Zieschang (1999).

Las entidades financieras maximizan sus beneficios dados por la ecuación (16), donde los costos marginales son independientes de los niveles de producto. Una simplificación estándar para el cálculo es asumir que el equilibrio de mercado sigue un equilibrio de Nash-Bertrand. En el equilibrio Nash-Bertrand cada firma considera las consecuencias de cambiar su precio asumiendo que sus competidores no alteran los suyos.

Como resultado de la ecuación (16), se obtienen las condiciones de primer orden de la maximización de beneficios con respecto a las tasas de interés a determinar por cada entidad. Bajo la existencia de un equilibrio interior de estrategia pura y precios estrictamente positivos, cada entidad maximiza sus beneficios dados sus atributos y los precios y atributos de sus competidores. De las condiciones de primer orden se obtienen las ecuaciones que permiten el cálculo de los costos marginales.

$$\frac{\partial \Pi_j}{\partial r_j^L} = \left( p_j^L + r_j^L - (wr^{*d} + (1-w)r^{*L}) - \frac{\partial C_j}{\partial s_j^L} \right) \frac{\partial s_j^L}{\partial r_j^L} M^L + s_j^L M^L = 0 \quad (17)$$

$$\frac{\partial \Pi_j}{\partial r_j^d} = \left( p_j^d - r_j^d + (wr^{*d} + (1-w)r^{*L}) - \frac{\partial C_j}{\partial s_j^d} \right) \frac{\partial s_j^d}{\partial r_j^d} M^d - s_j^d M^d = 0 \quad (18)$$

Las ecuaciones (17) y (18) permiten calcular los costos marginales utilizando los datos conocidos y los parámetros estimados del modelo *logit* multinomial. Asimismo, los valores de estos últimos se reemplazan en la ecuación (19) para obtener los valores derivados de las participaciones de mercado con respecto a las tasas de interés correspondientes.

$$\frac{\partial s_j}{\partial r_j} = \frac{\alpha (s_j)}{(1-\lambda(1-s_j))} \text{ con elasticidad directa: } \frac{\partial s_j}{\partial r_j} \frac{r_j}{s_j} = \frac{\alpha r_j}{(1-\lambda(1-s_j))} \quad (19)$$

Las derivadas parciales de largo plazo en *steady state* de la función implícita con respecto a las tasas de interés (ver derivación en el Anexo A) se muestran en las ecuaciones (19) y (20).

**Tabla 7 / Promedios por deciles de la elasticidad directa de la participación de mercado de cada entidad con respecto a la tasa de interés activa implícita**

Deciles	GMM sys			GMM sys sin BLP		
	Elast. Dir.*	Elast. Dir.**	Desvío**	Elast. Dir.*	Elast. Dir.**	Desvío**
	<i>alpha: -11.13</i>			<i>alpha: -12.05</i>		
1°	-28,37	-28,06	2,75	-36,49	-36,09	3,55
2°	-15,18	-15,01	2,45	-19,54	-19,32	3,15
3°	-11,29	-10,2	1,71	-14,52	-13,11	2,2
4°	-9,98	-9,98	1,84	-12,82	-12,81	2,37
5°	-9,22	-9,98	2,18	-11,79	-12,68	2,3
6°	-8,74	-9,1	1,26	-11,19	-11,75	2,1
7°	-8,26	-8,29	1,31	-10,46	-10,53	1,88
8°	-7,75	-8,03	1,41	-9,9	-10,21	1,61
9°	-7,1	-7,18	1,37	-9,05	-9,13	1,74
10°	-5,45	-5,73	1,39	-6,92	-7,32	1,79
Media	-11,43	-11,43	1,8	-14,65	-14,65	2,3

\*Deciles según orden descendente en valor absoluto de las elasticidades. \*\*Deciles según orden ascendente del índice de Lerner, con composición de bancos igual a las correspondientes de la Tabla 9. Para el total de la base con 73 entidades.

La Tabla 7 reporta la elasticidad directa de la demanda de créditos con respecto a la tasa de interés activa implícita para cada entidad financiera incluida en la base. En promedio se calculó que un incremento porcentual de un uno por ciento en la tasa de interés activa implícita anualizada genera una reducción de aproximadamente un 13% en la participación de mercado de las entidades. Estas elasticidades resultan sustancialmente mayores en valor absoluto a las encontradas por Nakane, M. *et al* (2006) para la industria bancaria brasilera, con 1,4% en promedio.

$$\frac{\partial s_j(\cdot)}{\partial r_k} = -s_k^L s_j^L \alpha_1 \left( \frac{1 + \lambda s_k^L}{1 - \lambda(1 - s_k^L)} \right) \quad (20)$$

con elasticidad cruzada: 
$$\frac{\partial s_j}{\partial r_k} \frac{r_k}{s_j} = -s_k r_k \alpha_1 \left( \frac{1 + \lambda s_k}{1 - \lambda(1 - s_k)} \right)$$

En cuanto a la demanda de servicios de inversión financiera, la Tabla 8 muestra la elasticidad directa con respecto a la tasa de interés pasiva implícita para cada entidad financiera incluida en la base. En este caso, la elasticidad promedio entre las entidades y los modelos estimados es aproximadamente del 30%, es decir, un incremento porcentual de un uno por ciento en la tasa de interés pasiva implícita anualizada genera un incremento del 30% en la participación de mercado promedio de las entidades consideradas. Se destaca también que Nakane, M. *et al* (2006) y Dick (2002) encontraron en promedio valores menores para la demanda de depósitos a plazo, del 18,6% y 6% aproximadamente.

Las tablas con las estimaciones de los parámetros de la demanda se reportan en las tablas 2 y 3 del Anexo C. Se estimó el modelo por GMM, con tres especificaciones distintas según los instrumentos utilizados y la inclusión o no de las ecuaciones en niveles en las condiciones de momentos consideradas. Los coeficientes estimados resultaron robustos para las especificaciones y los instrumentos utilizados. Los resultados se reportan en las tablas 2 y 3 del Anexo C.

**Tabla 8 / Promedios por deciles de la elasticidad directa de la participación de mercado de cada entidad con respecto a la tasa de interés pasiva implícita**

Deciles	GMM sys			GMM sys sin BLP		
	Elast. Dir.*	Elast. Dir.**	Desvío**	Elast. Dir.*	Elast. Dir.**	Desvío**
	<i>alpha: 41.41</i>					
1°	52,526	25,925	3,704	74,106	36,592	5,226
2°	34,383	22,441	3,838	48,358	31,308	5,371
3°	28,209	27,949	6,192	38,759	40,728	8,659
4°	23,951	22,147	3,805	33,353	28,732	5,282
5°	22,473	23,48	4,66	31,064	32,837	7,914
6°	21,259	27,939	5,659	29,29	38,827	6,475
7°	19,891	25,295	4,665	27,14	43,085	7,955
8°	18,356	37,293	6,814	24,853	49,245	8,225
9°	14,924	23,613	5,842	20,696	29,882	8,893
10°	10,898	17,255	3,38	14,58	19,73	3,443
Media	25,34	25,34	4,84	35,15	35,15	6,73

\*Deciles según orden descendente de elasticidades. \*\*Deciles según orden ascendente del índice de Lerner, con composición de bancos igual a la correspondiente a la Tabla 10. Para el total de la base: 63 entidades.

El principal inconveniente analítico de este tipo de modelos es el supuesto de alternativas irrelevantes que dificulta la interpretación de las elasticidades cruzadas. En este sentido, la ecuación (20) muestra que un aumento en la tasa de interés de los depósitos de la entidad  $k$  genera un cambio de la demanda de depósitos en la misma proporción para todas las entidades. Este resultado se produce porque las elasticidades dependen únicamente de la participación de mercado y de la tasa de interés ofrecida por el producto que genera el efecto. Sin embargo, es posible que esta restricción del modelo sea de menor relevancia en la industria financiera<sup>31</sup>, en comparación con otras industrias donde la segmentación de productos es mayor.

Las elasticidades cruzadas computadas son particularmente bajas, con algunos valores más elevados para la demanda de créditos. Los resultados se muestran en las tablas 5 y 6 del Anexo C.

## VI. Derivación de los costos marginales del modelo estructural y del índice de Lerner

El margen sobre los costos de la entidad  $j$  con respecto a las actividades modeladas puede ser derivado de las expresiones (21) y (23). Restando ambas expresiones se obtiene el *spread* compatible con el modelo.

$$p_j^L + r_j^L - (wr^{*d} + (1-w)r^{*L}) - mc_j^L = -s_j^L \left( \frac{\partial s_j^L}{\partial r_j^L} \right)^{-1} \quad (21)$$

ingresos por créditos - tasa de referencia -  $mc_{jt}^L > 0$

$$mc_j^L = p_j^L + r_j^L - (wr^{*d} + (1-w)r^{*L}) + s_j^L \left( \frac{\alpha_1 (s_j^L)}{(1-\lambda_1(1-s_j^L))} \right)^{-1} \quad (22)$$

La estimación de los parámetros de la demanda y la compatibilidad relativamente amplia de los datos con el modelo teórico propuesto permiten calcular los márgenes entre los costos marginales y los precios implícitos observados. Dado que los productos de cada firma son heterogéneos, el grado de poder de

<sup>31</sup> Al menos en cuanto a los servicios de intermediación por inversiones en entidades financieras.

mercado que se espera observar está relacionado con la capacidad para distinguirse de sus competidores. El índice de Lerner, que surge de dividir las expresiones en (21) y (23) por los precios y tasas correspondientes, puede ser útil a este propósito.

$$p_j^d - r_j^d + (wr^{*d} + (1-w)r^{*L}) - mc_j^d = s_j^d \left( \frac{\partial s_j^d}{\partial r_j^d} \right)^{-1} \quad (23)$$

ingresos netos por obligaciones + tasa de referencia -  $mc_{jt}^L > 0$

$$mc_j^d = p_j^d - r_j^d + (wr^{*d} + (1-w)r^{*L}) - s_j^d \left( \frac{\alpha_2(s_j^d)}{(1-\lambda_2(1-s_j^d))} \right)^{-1} \quad (24)$$

El poder de mercado de cada entidad depende de la elasticidad precio de la demanda del producto, que a su vez es sensible al grado de diferenciación del mismo y a la participación de la entidad en el mercado. En consecuencia, las medidas de concentración son incompletas para medir el poder mercado en cuanto consideran una sola de estas dimensiones. En este sentido, en mercados con productos diferenciados el índice de Lerner (ecuaciones 25 y 26) es un indicador más apropiado que las medidas de concentración.

$$Lerner^L = \frac{p_j^L + r_j^L - (wr^{*d} + (1-w)r^{*L}) - mc_j^L}{p_j^L + r_j^L} = \frac{-s_j^L \left( \frac{\partial s_j^L}{\partial r_j^L} \right)^{-1}}{p_j^L + r_j^L} \quad (25)$$

$$Lerner^d = \frac{p_j^d + (wr^{*d} + (1-w)r^{*L}) - r_j^d - mc_j^d}{p_j^d + (wr^{*d} + (1-w)r^{*L})} = \frac{s_j^d \left( \frac{\partial s_j^d}{\partial r_j^d} \right)^{-1}}{p_j^d + (wr^{*d} + (1-w)r^{*L})} \quad (26)$$

Las tablas 9 y 10 muestran los costos marginales, el margen absoluto entre precios y costos (en pesos) y el margen relativo dado por el índice de Lerner para ambos mercados por deciles<sup>32</sup>.

<sup>32</sup> Ordenados en función del índice de Lerner.

**Tabla 9 / Promedio de los costos marginales estimados, margen de precios implícitos sobre costos marginales e índice de Lerner para la demanda de servicios de crédito**

Deciles	GMM sys			GMM sys sin BLP		
	Costos	Margen	Lerner (%)	Costos	Margen	Lerner (%)
1°	0,415	0,014	3,067	0,418	0,011	2,384
2°	0,163	0,014	5,839	0,166	0,011	4,538
3°	0,108	0,014	7,51	0,111	0,011	5,84
4°	0,087	0,014	8,587	0,09	0,011	6,688
5°	0,073	0,014	9,708	0,073	0,011	7,583
6°	0,059	0,014	10,326	0,065	0,011	8,065
7°	0,053	0,015	11,159	0,053	0,011	8,753
8°	0,046	0,015	12,026	0,052	0,012	9,498
9°	0,029	0,015	13,757	0,032	0,011	10,816
10°	0,006	0,015	18,97	0,009	0,012	14,963
Media	0,109	0,014	9,905	0,112	0,011	7,762

Referencias: Cálculos realizados a partir del modelo propuesto y los parámetros obtenidos por el método generalizado de momentos con instrumentos para las ecuaciones en niveles y en diferencia, incluye instrumentos BLP.

**Tabla 10 / Promedio de los costos marginales estimados, margen de precios implícitos sobre costos marginales e índice de Lerner para la demanda de servicios de inversión en entidades financieras**

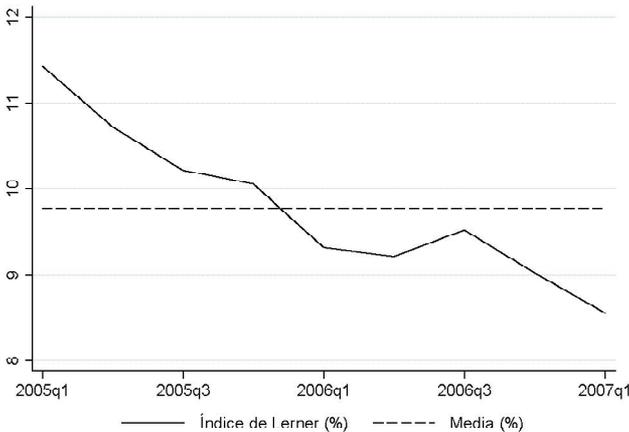
Deciles	GMM sys			GMM sys sin BLP		
	Costos	Margen	Lerner (%)	Costos	Margen	Lerner (%)
1°	0,128	0,001	0,707	0,128	0,002	0,996
2°	0,086	0,001	0,979	0,086	0,002	1,365
3°	0,058	0,001	1,15	0,062	0,002	1,593
4°	0,064	0,001	1,264	0,058	0,002	1,765
5°	0,051	0,001	1,373	0,053	0,002	1,908
6°	0,04	0,001	1,46	0,038	0,002	2,032
7°	0,026	0,001	1,618	0,036	0,002	2,233
8°	0,013	0,001	1,774	0,009	0,002	2,492
9°	0,033	0,001	1,941	0,029	0,002	2,647
10°	0,041	0,002	2,743	0,037	0,003	3,422
Media	0,052	0,001	1,505	0,056	0,002	1,913

Referencias: Cálculos realizados a partir del modelo propuesto y los parámetros obtenidos por el método generalizado de momentos con instrumentos para las ecuaciones en niveles y en diferencia, incluye instrumentos BLP.

Como puede observarse, los resultados obtenidos para el índice de Lerner en el mercado de créditos varían entre un 3% y un 19%, mientras que en el mercado de obligaciones se computaron márgenes más moderados entre 0,7% a 3% aproximadamente.

Por otro lado, las estimaciones de los costos marginales para cada entidad financiera resultan razonables excepto para dos entidades particulares (compañías financieras) que operan en el mercado de obligaciones y cuatro entidades no despreciables para el mercado de créditos. Estas cuatro últimas entidades alcanzan valores negativos de los costos marginales como resultado de estimaciones particularmente elevadas del índice de Lerner. La entidad que registra los márgenes más elevados para ambos mercados es el Banco de la Nación Argentina, seguida por el Banco Provincia en el mercado de obligaciones y por dos bancos pertenecientes al grupo «mayoristas e inversión grandes»<sup>33</sup> para el mercado de créditos.

**Gráfico 3/ Evolución del promedio del índice de Lerner estimado, correspondiente a las medias trimestrales de los valores reportados en la Tabla 9 para los servicios de crédito**



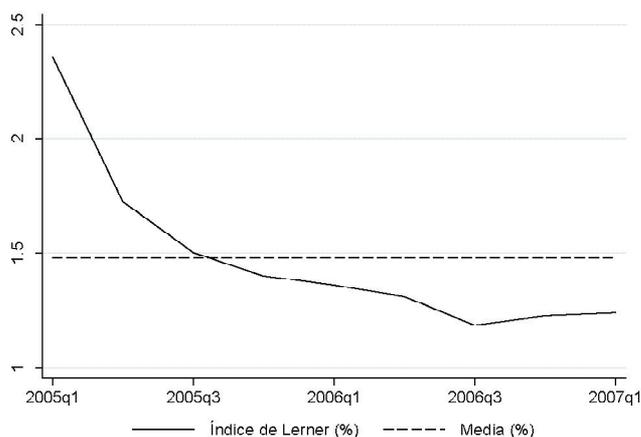
Los gráficos 3 y 4 muestran la evolución del promedio de los índices de Lerner calculados por trimestres para cada entidad financiera. Durante el período analizado, se observa una reducción de alrededor de 3 puntos porcentuales en

<sup>33</sup> Según las clasificaciones realizadas por el BCRA (Ver Anexo C, Tabla 4).

los márgenes del mercado de créditos. Una explicación de la tendencia puede estar relacionada con un incremento de la competencia desarrollada en un marco macroeconómico que en general evolucionó favorablemente. Por otro lado, los márgenes del mercado de servicios de inversión en entidades financieras también evolucionaron en forma decreciente, aunque con un ritmo desacelerado que indicó una estabilización en torno al 1,25% desde el tercer trimestre de 2006.

Relacionado con la estabilidad macroeconómica, es interesante destacar que durante el tercer trimestre de 2006 se observa un leve incremento en el promedio de los índices de Lerner del mercado de créditos. Este período se corresponde con un incremento de corto plazo del Embi+ <sup>34</sup>.

**Gráfico 4 / Evolución del promedio del índice de Lerner estimado, correspondiente a las medias trimestrales de los valores reportados en la Tabla 10 para los servicios de inversión en entidades financieras**



Por último, en cuanto al grado de compatibilidad del modelo desarrollado desde la ecuación (16) con los datos observados, se encuentra evidencia parcialmente favorable en particular para el mercado de inversiones en entidades financieras. La afirmación surge del cómputo de los costos marginales que se

<sup>34</sup> El aumento de la incertidumbre en los mercados de capitales globales durante este período podría estar relacionado, entre otros factores, con la etapa de transición de la presidencia de la Reserva Federal de Alan Greenspan a su sucesor Ben Bernanke.

deducen del modelo ampliado para las tasas de referencia de los correspondientes mercados (ecuaciones 22 y 24). Es decir, alrededor del 4% de los costos marginales calculados para ambos servicios de intermediación resultan negativos. Es probable entonces que sea necesario desarrollar variantes del modelo o la reclasificación de entidades relevantes para obtener resultados completamente compatibles con los rangos de valores esperados. No obstante, los resultados obtenidos pueden ser considerados como preliminares para futuros análisis de la estructura de competencia de esta industria.

## VII. Conclusiones

El presente trabajo se desarrolló siguiendo los lineamientos generales de la literatura contemporánea que analiza la estructura de competencia en industrias con bienes diferenciados. Adicionalmente, las características de la industria financiera y la disponibilidad particular de información local<sup>35</sup> requirieron la adaptación del método y la introducción de modificaciones en el modelo.

La selección del período (2005:1 - 2007:1) se corresponde con una etapa de relativa normalidad para la operatoria financiera. La elección particular se relaciona con la normalización de la operatoria del sistema financiero, con posterioridad a la crisis que estalló en diciembre de 2001 y que dio lugar a importantes distorsiones en las cuentas de balances de las entidades.

El modelo propuesto consta de dos secciones donde, por un lado, las demandas de mercado se fundamentan a partir de consumidores que maximizan su utilidad, mientras las entidades financieras procuran maximizar sus beneficios. Se asume que el equilibrio de mercado sigue un equilibrio de Nash-Bertrand donde cada firma considera las consecuencias de cambiar su precio tomando como dados los precios y características de sus competidores<sup>36</sup>. Finalmente, la resolución del modelo permite calcular costos marginales y consecuentemente los índices de Lerner para cada entidad financiera.

---

<sup>35</sup> El cuerpo del trabajo y el Anexo B describen las variables construidas a partir de los datos recopilados.

<sup>36</sup> Asimismo, es posible asumir otras estructuras de mercado como comportamientos colusivos entre las entidades. Sin embargo, el trabajo toma el supuesto más conservador (Nash Bertrand) para alcanzar conclusiones sobre la evolución del índice de Lerner.

En cuanto a las innovaciones más significativas incorporadas al modelo general propuesto por la literatura, se incluyeron dos tasas de interés de referencia para modelar la dualidad de los servicios de intermediación prestados por las entidades<sup>37</sup>, así como también, los riesgos diferenciales de los segmentos del negocio. Otra modificación sustancial, se realizó sobre la especificación de las demandas de los servicios de cada entidad, con el objetivo de captar la persistencia de las elecciones del conjunto de consumidores<sup>38</sup>. Esta nueva especificación permitió un mejor ajuste del modelo estructural a los datos locales.

En este punto es interesante destacar que las demandas de los servicios de la industria se estimaron por el método generalizado de momentos robusto en dos etapas aplicado sobre una transformación logarítmica de un sistema *logit* multinomial<sup>39</sup>. Los instrumentos utilizados comprenden distintos conjuntos; clasificados, según la literatura, como *cost-shifters*, *BLP* (Berry, Levinsohn y Pakes, 1995), Arellano y Bond (1991) y Blundell y Bond (1998). Estos procedimientos resultan necesarios debido a la determinación simultánea de los precios y cantidades, y adicionalmente, a la endogeneidad de los rezagos de la variable dependiente en modelos con efectos fijos.

Los coeficientes estimados de las demandas de ambos servicios mostraron en general los signos esperados para las variables de control. Asimismo, la tasa de interés pasiva resultó relevante y directamente relacionada con la participación de mercado de las entidades, mientras que el coeficiente que acompaña la tasa activa alcanzó valores negativos y significativos en las estimaciones de la demanda de créditos. Los precios implícitos en concepto de comisiones por servicios conservaron una relación acorde con la teoría, y adicionalmente se encontró cierta persistencia en las decisiones de consumo del conjunto de agentes.

En función de los parámetros obtenidos en las estimaciones, se resolvió el modelo estructural para calibrar los costos marginales implícitos. Los márgenes

---

<sup>37</sup> En este punto, los recursos captados por la entidad financiera en concepto de obligaciones, son considerados como transacciones que involucran la prestación de servicios por parte de las entidades (y no únicamente como insumos de los créditos otorgados).

<sup>38</sup> La derivación de las ecuaciones modificadas se encuentra en el Anexo A.

<sup>39</sup> Teóricamente, las demandas pueden ser estimadas utilizando una especificación *nested logit* o *mixed logit*. Estas metodologías permiten flexibilizar la propiedad de independencia de alternativas irrelevantes presente en los modelos *logit*. No obstante, ambas demandan una mayor disponibilidad de información para construir instrumentos y alcanzar estimaciones válidas.

nes relativos de precios sobre costos de algunas entidades resultaron sustancialmente elevados con respecto a los valores esperados bajo competencia perfecta. En particular esta tendencia es mayor en el mercado de créditos donde los márgenes relativos de 7 entidades superan el 15%, y los márgenes de las 30 entidades siguientes toman valores entre el 10% y el 15%<sup>40</sup>. Es importante notar que estos márgenes, relativamente altos, surgen de cálculos derivados de una estructura de mercado donde no se asume colusión y cada entidad actúa sin considerar el efecto de sus decisiones sobre las variables relevantes de las demás entidades<sup>41</sup>.

Finalmente, durante el período analizado (I 2005 - I 2007), se encontró evidencia que apoya la presencia de poder de mercado, en particular para los servicios de créditos. Por otro lado, como consecuencia de un incremento gradual de las elasticidades precio calculadas, existen indicios de una tendencia creciente en el grado de competencia de la industria. Esta tendencia puede estar relacionada con estrategias desarrolladas bajo un contexto de relativa<sup>42</sup> estabilidad macroeconómica, luego de aproximadamente cinco años de crecimiento. Asimismo, si bien las expectativas de prosperidad de un país con un historial de alto grado inestabilidad económica pueden ser particulares, es posible que el sostenimiento del contexto macroeconómico haya facilitado tal tendencia<sup>43</sup>.

En este sentido, promover la estabilidad financiera parece ser una de las bases para impulsar cambios en la estructura de competencia del sector de intermediación<sup>44</sup>.

---

<sup>40</sup> Para un total de 73 entidades.

<sup>41</sup> En cuanto a la precisión del modelo, la presencia de algunos contados costos marginales negativos indica cierta falta de ajuste. En este sentido, la discusión sobre nuevas especificaciones o fuentes alternativas de información más detallada puede enriquecer el estudio de la estructura de mercado de la industria financiera argentina.

<sup>42</sup> En comparación con el período de reorganización del sistema financiero posterior a la crisis argentina de 2002.

<sup>43</sup> En particular, en el caso de los servicios de depósitos, la reducción del índice de Lerner puede guardar cierta relación con un proceso de homogeneización de la oferta. En consecuencia, si los diferenciales entre estos productos ofrecidos por las entidades son menores, un incremento relativo de la tasa pasiva podría generar un mayor efecto sobre la participación de mercado.

<sup>44</sup> Adicionalmente, para los productos del mercado de créditos con información disponible, un análisis a nivel más desagregado sería interesante. En este sentido, permitiría evaluar algunos aspectos relacionados con la implementación de medidas o incentivos específicos. Sin embargo, este trabajo priorizó la obtención de conclusiones a nivel de la industria local de intermediación financiera.

## Referencias

- **Adams, R. M., K. P. Brevoort, y E. K. Kiser (2007)**; «Who Competes With Whom? The Case of Depository Institutions». *Journal of Industrial Economics*, Vol. 55, No. 1, pp. 141-167, Marzo.
- **Adams, R. M., L-H. Röller y R. C. Sickles (2002)**; «Market Power in Outputs and Inputs: An Empirical Application to Banking», CIC Working Papers FS IV 02-33, Wissenschaftszentrum Berlin (WZB), Research Unit: Competitiveness and Industrial Change (CIC).
- **Arellano, M. y B. Honoré (2001)**; «Panel Data Models. Some Recent Developments», en J. Heckman and E. Leamer (eds.): *Handbook of Econometrics*, Vol. 5, 2001.
- **BCRA (2007)**; «Boletín de Estabilidad Financiera», Primer semestre de 2007. Edición electrónica. <http://www.bcra.gov.ar/pdfs/polmon/bef0107e.pdf>.
- **BCRA**; «Manual de Cuentas de la Superintendencia de Entidades Financieras y Cambiarias», Régimen Informativo. <http://www.bcra.gov.ar/pdfs/texord/manual.pdf>.
- **Berger, A. (1995)**; «The relationship between capital and earnings in banking», *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, pp. 404-31.
- **Berger, A. N. y T. H. Hannan (1989)**; «The Price-Concentration Relationship in Banking», *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, Vol. 71(2), pp. 291-99, Mayo.
- **Berry, S. (1994)**; «Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation», *RAND Journal of Economics*, Vol. 25, pp. 242-262.
- **Berry, S., J. Levinsohn y A. Pakes (1995)**; «Automobile Prices in Market Equilibrium», *Econometrica*, Econometric Society, Vol. 63(4), pp. 841-90, Julio.
- **Berry, S.T., J. Levinsohn y A. Pakes (2004)**; «Differentiated products demand systems from a combination of micro and macro data: the new car market», *Journal of Political Economy*, 112, 1, 68-105.

- **Bhargava, A. y D. Sargan (1983)**; «Estimating dynamic random effects models from panel data covering short time periods», *Econometrica*, 51, pp. 1635-1660.
- **Blundell, R. y S. Bond (1998)**; «Initial conditions and Moment Conditions in Dynamic Panel Data Models», *Journal of Econometrics*, 87, 1, pp. 115-143.
- **Bresnahan, T. (1989)**; «Empirical Studies of Industries with Market Power», en R. Schmalensee y R.D. Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organisation*, Vol. 2, Amsterdam: Elsevier.
- **Burdisso, T. y L. D'Amato (1999)**; «Prudential regulations, restructuring and competition: the case of the Argentine banking industry», Banco Central de la República Argentina, Working Paper n°10, Octubre.
- **Chamberlain, G. (1982)**; «Multivariate Regression Models for Panel Data», *Journal of Econometrics*, 18, pp. 5-46.
- **Dabós, M. y P. D. Aromi (2001)**; «Measuring the level of competition in the Argentine banking industry», Universidad de San Andrés. Departamento de Economía; UDESA Documentos de Trabajo Economía, 23 p; mayo.
- **Degryse, H., y S. Ongena (2005)**; «Competition and Regulation in the Banking Sector: A Review of the Empirical Evidence on the Sources of Bank Rents», en A. W. A. Boot, y A. V. Thakor, (eds.), *Handbook of Corporate Finance: Financial Intermediation and Banking*, North Holland, London.
- **Demirguc-Kunt, A. y R. Levine (2001)**; «Financial Structures and Economic Growth: A Cross-Country Comparison of Banks», *Markets and Development*, Cambridge, MA: MIT Press.
- **Dick, A. (2002)**; «Demand Estimation and Consumer Welfare in the Banking Industry», Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, 2002-58.
- **Fischer K-H. y H. S. Hempell (2005)**; «Oligopoly and Conduct in Banking; An Empirical Analysis», Deutsche Bundesbank Research Centre, Discussion paper.

- **Fixler, D. y K. Zieschang (1999)**; «The Productivity of the Banking Sector: Integrating Financial and Production Approaches to Measuring Financial Service Output», *Canadian Journal of Economics*, 32(2), pp.547-569.
- **Gelfand, M. D. y P. T. Spiller (1987)**; «Entry barriers and multiproduct oligopolies: Do they forebear or spoil?», *International Journal of Industrial Organization*, Elsevier, Vol. 5(1), pp. 101-113, Marzo.
- **Goldberg, P.K. (1995)**; «Product differentiation and oligopoly in international markets: the case of the U.S. automobile industry», *Econometrica*, 63, 4, pp. 891-951.
- **Hannan, T. H. (1991)**; «The functional relationship between prices and market concentration: the case of the banking industry», Finance and Economics Discussion Series 169, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- **Hannan, T. H. y A. N. Berger (1991)**; «The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry», *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 81(4), pp. 938-45, Septiembre.
- **Maudos J. y J. Fernández de Guevara (2006)**; «The cost of market power in the European banking sectors: social welfare loss vs. inefficiency cost», *Journal of Banking and Finance*, próximamente.
- **McFadden, D. (1973)**; «Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior», *Frontiers of Econometrics*, P. Zarembka (eds), New York, Academic Press.
- **McFadden, D. (1978)**; «Modeling the Choice of Residential Location», *Spatial Interaction Theory and Planning Models*, A. Karlqvist, et al. (eds.), Amsterdam, North-Holland.
- **McFadden, D. (1981)**; «Econometric Models of Probabilistic Choice», *Structural Analysis of Discrete Data*, C. Manski y D. McFadden (eds.), Cambridge, MIT Press.
- **Molnár J., M. Nagy y C. Horváth (2006)**; «A Structural Empirical Analysis of Retail Banking Competition: the Case of Hungary», Noviembre. Magyar Nemzeti Bank, Working Paper 2007/1.

- **Nakane, M. I., L. S. Alencar y F. Kanczuk (2006)**; «Demand for bank services and market power in Brazilian banking», Working Paper Series 107, Banco Central do Brasil.
  
- **Nevo, A. (2000)**; «A practitioner's guide to estimation of random-coefficients logit models of demand», *Journal of Economics and Management Strategy*, 9, 4, pp. 513-548.
  
- **Nevo, A. (2001)**; «Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry», *Econometrica*, 69(2), pp. 307-342.
  
- **Ohmori, T. (2003)**; «On Indirect Measurement Methods of Deposit and Loan Service Prices Using Published Interest Rate Data to Measure Deposit and Loan Services Prices, and Problems with this Method», Economic Statistics Division, Research and Statistics Department, Bank of Japan.
  
- **Shaffer, S. (1993)**; «Market conduct and excess capacity in banking: a cross-country comparison», Working Papers 93-28, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
  
- **Sigbjorn, A. B. y K. Moshe (1996)**; «Banks as multioutput oligopolies: an empirical evaluation of the retail and corporate banking markets», Proceedings, Federal Reserve Bank of Chicago, Mayo, pp. 183-201.
  
- **Streb, J. M., J. Bolzico, P. Druck, A. Henke, J. Rutman y W. Sosa Escudero (2002)**; «Bank relationships: effect on the availability and marginal cost of credit for firms in Argentina», CEMA Working Papers 216, Universidad del CEMA.
  
- **Suominen, M. (1994)**; «Measuring Competition in Banking: A Two -Product Model», *Scandinavian Journal of Economics*, Blackwell Publishing, Vol. 96(1), pp. 95-110.
  
- **Train, K. (2003)**; *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge University Press, 2003. <http://elsa.berkeley.edu/books/choice2.html>.
  
- **Wang, J. C. (2003)**; «Service Output of Bank Holding Companies in the 1990s and the Role of Risk», Federal Reserve Bank of Boston, Documento de Trabajo No. 03-6, Septiembre.

- **Whelan, C. (2003)**; «Is Equating Market Share to Market Power a Sound Economic Principle?», *Journal Of The Statistical and Social Inquiry Society Of Ireland*, Vol. 32, pp.109–127.

## Anexo A / Elasticidades de las demandas de mercado

La expresión de la participación de mercado de la entidad  $j$  que surge de una formulación multinomial *logit* se muestra en (1):

$$s_{jt}(\cdot) = \frac{\exp(\delta_{jt})}{1 + \sum_{r=1}^J \exp(\delta_{rt})} \quad (1)$$

donde:  $\delta_{jt} = \beta p_{jt} + \alpha r_{jt} + \lambda \ln(s_{jt-1}) + \gamma x_{jt} + \zeta_j + \xi_{jt}$

Para incluir un rezago de la dependiente como uno de los determinantes del grado de utilidad. Sin pérdida de generalidad, se asume que el parámetro  $\lambda$  para el *outside good* es cero. Ecuación (2):

$$s_{jt}(\cdot) = \frac{\exp(\beta p_{jt} + r_{jt} \alpha + \gamma x_{jt} + \zeta_j + \xi_{jt})(s_{jt-1})^\lambda}{1 + \sum_{r=1 \neq j}^J \exp(\beta p_{rt} + r_{rt} \alpha + \lambda \ln(s_{rt-1}) + \gamma x_{rt} + \zeta_r + \xi_{rt}) + \exp(\beta p_{jt} + r_{jt} \alpha + \gamma x_{jt} + \zeta_j + \xi_{jt})(s_{jt-1})^\lambda}$$

*Steady State* y estática comparada:

$$\begin{aligned} 1 + \sum_{r=1 \neq j}^J \exp(\delta_r) + \exp(\beta p_j + r_j \alpha + \gamma x_j + \zeta_j + \xi_j)(s_j)^\lambda &= \\ = \exp(\beta p_j + r_j \alpha + \gamma x_j + \zeta_j + \xi_j)(s_j)^{\lambda-1} & \quad (3) \end{aligned}$$

$$\frac{1 + \sum_{r=1 \neq j}^J \exp(\delta_r)}{\exp(\beta p_j + r_j \alpha + \gamma x_j + \zeta_j + \xi_j)} = (s_j)^{\lambda-1} [1 - (s_j)] \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \partial s_j / \partial r_j &\Rightarrow \frac{-\left(1 + \sum_{r=1 \neq j}^J \exp(\delta_r)\right) \exp(\beta p_j + r_j \alpha + \gamma x_j + \zeta_j + \xi_j) \alpha}{\left(\exp(\beta p_j + r_j \alpha + \gamma x_j + \zeta_j + \xi_j)\right)^2} = \\ &= (s_j)^\lambda (s_j)^{-2} \left( (\lambda-1) [1 - (s_j)] - (s_j) \right) \frac{\partial s_j}{\partial r_j} \quad (5) \end{aligned}$$

Reemplazo con  $1 + \sum_{r=1}^J \exp(\delta_{r0}) = \frac{\exp(\delta_{j0})}{s_{j0}(\cdot)}$  de (1)

$$\frac{\partial s_j}{\partial r_j} = \frac{-\alpha (s_j)^2}{\exp(\delta_j) (\lambda (1-s_j) - 1)} \frac{\exp(\delta_{jt})}{s_{jt}(\cdot)} = \frac{\alpha (s_j)}{(1 - \lambda (1-s_j))}$$

$$\Rightarrow \text{elasticidad: } \frac{\partial s_j}{\partial r_j} \frac{r_j}{s_j} = \frac{\alpha_1 r_j}{(1 - \lambda (1-s_j))} \quad (6)$$

Elasticidad Cruzada:

$$s_{jt}(\cdot) = \frac{\exp(\delta_{jt})}{1 + \sum_{r=1}^J \exp(\delta_{rt})} \quad (7)$$

donde:  $\delta_{jt} = \beta p_{jt} + r_{jt} \alpha + \lambda \ln(s_{jt-1}) + \gamma x_{jt} + \zeta_j + \xi_{jt}$

$$s_{jt}(\cdot) = \frac{\exp(\delta_{jt})}{1 + \sum_{r=1 \neq k}^J \exp(\delta_{rt}) + \exp(\beta_1 p_{kt} + r_{kt} \alpha + \gamma x_{kt} + \zeta_k + \xi_{kt}) s_{kt-1}^\lambda} \quad (8)$$

Steady State y estática comparada:

$$\frac{\partial s_j(\cdot)}{\partial r_k} = \frac{-\exp(\delta_j) \left( \exp(\delta_k) \alpha + \exp(\delta_k) \lambda \frac{\partial s_k}{\partial r_k} s_k^{-1} \right)}{\left( 1 + \sum_{r=1}^J \exp(\delta_r) \right)^2} \quad (9)$$

$$\frac{\partial s_j(\cdot)}{\partial r_k} = -s_k s_j \alpha \left( \frac{1 + \lambda s_k}{1 - \lambda (1-s_k)} \right)$$

$$\Rightarrow \text{elasticidad: } \frac{\partial s_j}{\partial r_k} \frac{r_k}{s_j} = -s_k r_k \alpha \left( \frac{1 + \lambda s_k}{1 - \lambda (1-s_k)} \right) \quad (10)$$

Resultados análogos se obtienen en el caso de las obligaciones.

## Anexo B / Descripción de las variables

### *Variables Principales*

**credit\_t:** Promedio trimestral de los préstamos y componentes seleccionados de otros créditos por intermediación financiera. Los préstamos considerados no incluyen los montos vinculados con los pagarés «bonos del gobierno nacional en pesos 2% 2007», los «Bonos del Gobierno Nacional en dólares estadounidenses Libor 2012» y las diferencias de cotización devengadas a cobrar. Por otro lado, las obligaciones por intermediación financiera incluidas consideran las aceptaciones; las operaciones por pases activos; el financiamiento de alquileres; los saldos pendientes de liquidación por permutas de tasas de interés y otros conceptos y los créditos, garantías y otros derechos en el BCRA.

**rec\_fin\_t:** Promedio trimestral de los depósitos y componentes seleccionados de otras obligaciones por intermediación financiera. Los depósitos considerados no incluyen las órdenes por pagar, las diferencias de cotización devengadas a pagar y el fondo de desempleo para los trabajadores de la industria de la construcción. Por otro lado, las obligaciones por intermediación financiera incluidas consideran las aceptaciones por transacciones, las operaciones de pases pasivos y préstamos de títulos públicos entre terceros, las obligaciones con el BCRA no vinculadas con las leyes 25.730 y 24.452, las financiaciones recibidas de otras entidades financieras, las obligaciones negociables, las obligaciones por financiaciones de compras, los saldos pendientes de liquidación por permutas, por intereses devengados y ajustes y las obligaciones con organismos internacionales.

**Pares\_cred:** Número de «hogares» de individuos cuyos ingresos se encuentran por encima de la línea de pobreza. Los «hogares» de individuos comprenden 4 individuos, el número se seleccionó para que aproximadamente los outside goods tomen valores porcentuales similares para la demanda de servicios de créditos y de inversiones financieras en las entidades de intermediación. Los individuos por debajo de la línea de pobreza se obtuvieron a partir del porcentaje de individuos por debajo de la línea de pobreza publicado con periodicidad semestral por el Ministerio de Economía en base a INDEC, EPH. La cantidad de población urbana para cada semestre se obtuvo del promedio trimestral de las estimaciones de la población urbana total (INDEC, Dirección de Estudios Poblacionales del INDEC). Las proyecciones de población urbana se construyen a partir de datos provisionales del Censo 2001 ajustados por subnumeración censal, en base a la tasa anual de crecimiento intercensal 1991-2001 (INDEC). El número de individuos por encima de la línea de pobreza para cada semestre se obtuvo de la población urbana total menos la población urbana por debajo de la línea de pobreza. Los valores trimestrales faltantes se calcularon por promedios simples de los valores semestrales consecutivos.

**Pares\_obl:** Número de «pares» de individuos cuyos ingresos se encuentran por encima de la línea de pobreza. Los «pares» de individuos son 2.5. Otros detalles idem Pares\_cred.

**prest\_sect\_privnofin:** Préstamos al sector privado no financiero. Promedio trimestral de la suma de los montos mensuales (stocks) correspondientes a los saldos efectivamente desembolsados por préstamos, los intereses y diferencias de cotización acordados con el sector privado no financiero y los residentes en el exterior.

**op\_prest\_secpriv:** Operaciones por préstamos al sector privado no financiero. Cantidad de operaciones por préstamos de firmas más individuos registrada en el cuadro de información adicional de entidades financieras relevado trimestralmente.

**Un\_op\_prest:** Promedio trimestral del monto de préstamos al sector privado no financiero, prest\_sect\_privnofin, sobre la cantidad de operaciones de crédito concedidas a firmas e individuos, op\_prest\_secpriv.

**Un\_prest\_Avmean:** Media para todo t, y para toda entidad, de la unidad de consumo de préstamos, Un\_op\_prest, ponderada por credit\_t, el promedio trimestral de los préstamos y componentes seleccionados de otros créditos por intermediación financiera.

**Market\_Cred:** Tamaño potencial del mercado para créditos. Pares\_cred por la unidad promedio de créditos otorgados, Un\_prest\_Avmean.

**Sh\_credit:** Porcentaje de credit\_t para cada entidad sobre el tamaño potencial del Mercado para créditos. Su logaritmo natural es ln\_sh\_cred.

**Sh\_Out\_Inv:** Porcentaje del outside good con respecto al tamaño potencial del mercado para créditos.

**Sh\_Out\_Crd:** Porcentaje del outside good con respecto al tamaño potencial del mercado para créditos.

**Un\_op\_inv\_w\_CAh:** Unidad de consumo de servicios de inversión financiera (base operaciones). Promedio trimestral de los ratios entre los montos en Plazo fijo, cajas de ahorro y cuentas corrientes del sector no financiero sobre la cantidad de operaciones registradas por cada concepto. La cantidad de operaciones se registra en el cuadro de información adicional de entidades financieras relevado trimestralmente.

**Un\_inv\_Avmean:** Media para todo t, y para toda entidad, de la unidad de fondeo, Un\_op\_inv\_w\_CAh, ponderada por rec\_fin\_t, el promedio trimestral de los depósitos y componentes seleccionados de otras obligaciones por intermediación financiera.

**Market\_Inv:** Tamaño potencial del mercado de fuentes de fondos. Pares\_obl por la unidad promedio de fuentes, Un\_op\_inv\_w\_CAh

**Sh\_Inv:** Porcentaje de rec\_fin\_compl\_t sobre el tamaño potencial del Mercado de fuentes de fondos. El logaritmo de esta variable es ln\_sh\_oblig.

**ra\_trim\_anlz:** Tasa activa implícita anualizada (ratio). Para el cálculo de la tasa activa implícita en primer lugar se obtuvo el ratio de la suma trimestral de los flujos de ingresos mensuales en concepto de intereses y ajustes (por préstamos y componentes seleccionados de otros créditos por intermediación financiera), sobre credit\_t. En segundo lugar, se mensualizó la tasa obtenida mediante un promedio geométrico en función de la cantidad de observaciones no missing durante el trimestre. Por último, se anualizaron las tasas mensuales obtenidas mediante una expansión geométrica. Los flujos de ingresos en concepto de intereses y ajustes se calcularon en base a las diferencias mensuales del acumulado de las cuentas de resultados según las fechas de cierre de balance de cada entidad. Las subcuentas seleccionadas de «Ingresos Financieros» se corresponden con las contrapartidas incluidas en credit\_t.

**rd\_trim\_anlz:** Tasa pasiva implícita anualizada (ratio). Idem tasa pasiva pero con egresos financieros sobre rec\_fin\_t.

## **Controles**

**Ing\_serv\_over\_prest\_anlz:** media trimestral anualizada de ingresos por servicios vinculados con créditos sobre préstamos

**Ing\_serv\_over\_dep\_anlz:** media trimestral anualizada de los flujos de ingresos por servicios vinculados con obligaciones sobre depósitos.

**In\_cred\_irrec\_s\_act:** Logaritmo de 1 más del promedio trimestral de créditos clasificados irrecuperables sobre activo neteado.

**In\_cgoss\_incob\_s\_act\_cens:** Logaritmo de uno más el promedio trimestral de los flujos por cargos de incobrabilidad sobre el activo neteado.

**In\_esd\_worst3\_t:** Logaritmo de uno más el promedio trimestral del porcentaje de financiaciones y garantías otorgadas a deudores con cumplimiento deficiente, de difícil recuperación o irrecuperable.

**prev\_Totnet\_s\_act:** Promedio trimestral de las provisiones constituidas sobre el correspondiente activo neteado.

**L\_x\_fil\_t:** Promedio trimestral de la cantidad de personal sobre el promedio trimestral de la cantidad de filiales habilitadas.

**In\_num\_Pcias\_t:** Logaritmo del promedio trimestral del número de provincias en donde la entidad tiene al menos una filial.

**dens\_fil:** promedio trimestral de la cantidad de filiales habilitadas sobre el número de provincias en donde la entidad tiene al menos una filial.

**fil\_GrProv\_t:** logaritmo de uno más la media trimestral de la cantidad de filiales ubicadas en Pcia. Y Ciudad de Bs. As., Sta. Fe y Córdoba.

**In\_fil\_Resto\_t:** log. de uno más la media trimestral de la cant. de filiales con excepción de las Pcia. y Ciudad de Bs. As., Sta. Fe y Córdoba.

**fil\_ext\_t:** Variable binaria de filiales ubicadas en el exterior. Toma el valor 1 si la entidad financiera es local y cuenta con al menos una filial ubicada fuera del país durante algún mes del trimestre.

**In\_depcia\_hab\_t:** Logaritmo del promedio trimestral del número de dependencias habilitadas más uno.

**ATM\_t:** Promedio trimestral del número de cajeros automáticos habilitados.

**Gtos\_des\_s\_fil:** media trimestral de Gastos de organización y desarrollo netos de su amortización acumulada sobre la cantidad de filiales habilitadas. Los gastos de organización y desarrollo se deflactaron por el promedio entre el índice de precios al consumidor y mayorista.

**Gtos\_perswS\_s\_L:** promedio trimestral de los flujos mensuales en concepto de gastos en personal sobre la cantidad de empleados.

**Gtos\_grl\_s\_fil:** media trimestral de los gastos generales sobre el promedio trimestral de la cantidad de filiales habilitadas. Excluye publicidad.

**bs\_uso\_s\_fil:** media trimestral del valor deflactado de los inmuebles, el mobiliario e instalaciones, las máquinas y equipos, los vehículos y otros bienes alquilados de uso (netos de sus amortizaciones) sobre la cantidad de filiales habilitadas.

**TotLiq\_L4\_t:** media trimestral del porcentaje de activos líquidos sobre el total de activos neteados. Indicador publicado por el BCRA.

**Hipot\_s\_cred\_t:** media trimestral del porcentaje de los préstamos hipotecarios ajustados sobre credit\_t.

**dummy\_Hipot:** Variable binaria, igual a uno si los préstamos hipotecarios superan o igualan el 25% de los créditos, en media trimestral.

**Person\_s\_cred\_t:** media trimestral del porcentaje de préstamos personales (neto de sus intereses documentados) sobre credit\_t.

**dummy\_person:** Variable binaria, igual a uno si los préstamos personales superan o igualan el 25% de los créditos, en media trimestral.

**prend\_aut\_s\_cred\_t:** media trimestral del porcentaje de préstamos prendarios sobre automotores sobre credit\_t.

**dummy\_prend:** Variable binaria, igual a uno si los préstamos prendarios sobre automotores superan o igualan el 25% de los créditos, en media trimestral.

**Prest\_Card\_s\_cred\_t:** media trimestral del monto de préstamos de tarjetas de crédito (ajustados por cláusula CER) sobre credit\_t.

**dummy\_Card:** Variable binaria, igual a uno si los préstamos por tarjetas de crédito excede el 18% de los créditos, en media trimestral.

**In\_dep\_s\_rec\_t:** Logaritmo de uno más la media trimestral del porcentaje de depósitos (excluidas ctas. corrientes sin interés) sobre rec\_fin\_t.

**pl\_fijo\_s\_rec\_fin\_compl\_t:** media trimestral del porcentaje de recursos en plazos fijos (sector privado no financiero) sobre rec\_fin\_t.

**In\_cctesinr\_s\_reccompl\_t:** logaritmo de uno más la media trimestral de cuentas corrientes sin Interés sobre rec\_fin\_t.

**Cja\_ah\_s\_rec\_fin\_compl\_t:** media trimestral del porcentaje de recursos en caja de ahorro (sector no financiero) sobre rec\_fin\_t.

**hand\_chge\_t:** Variable binaria, igual a uno cuando se produce un cambio de manos o de denominación durante algún mes del trimestre.

**Fil\_compet\_t:** media trimestral para cada entidad del total filiales competidoras en el mercado nacional.

**Dependenc\_compet\_t:** media trimestral para cada entidad del total de dependencias competidoras en el mercado nacional.

**Compet\_bs\_uso\_s\_fil:** media trimestral para cada entidad de los bs\_uso\_s\_fil de sus competidoras en el mercado nacional.

**dummy\_big:** Variable binaria, igual a uno si el promedio trimestral del activo neteado supera o iguala los 1200 millones.

**y0\*:** Conjunto de variables trimestrales temporales binarias.

## Anexo C / Tablas

**Tabla 1 / Promedio de las participaciones de mercado de las entidades incluidas en las bases de datos utilizadas**

Deciles*	Créditos		Recursos Financieros	
	Particip. de Mercado (%)	Particip. con <i>Outside Good</i> (%)	Particip. de Mercado (%)	Particip. con <i>Outside Good</i> (%)
1º	1,209	0,491	0,709	0,318
2º	0,784	0,315	4,641	2,071
3º	1,712	0,691	5,402	2,413
4º	3,914	1,578	5,407	2,418
5º	8,391	3,389	13,002	5,819
6º	7,722	3,215	5,74	2,573
7º	18,303	7,355	4,337	1,952
8º	23,562	9,444	42,163	18,872
9º	19,505	7,874	13,693	6,133
10º	21,947	8,843	58,577	26,206
Media**	100	40,3	100	44,7

\*Deciles según índice de Lerner, con idéntica composición de bancos igual a las correspondientes a las tablas 9 y 10 para GMM system, según corresponda para créditos o recursos. \*\* Media trimestral de la suma de participaciones.

**Tabla 2 / Estimaciones del modelo para la demanda de servicios de inversión financiera en entidades e instrumentos utilizados**

Sh_Inv_Sh_Out	GMM sys	GMM sin BLP	GMM sys sin BLP	Instrumentos	GMM sys	GMM sin BLP	GMM sys sin BLP
rd_trim_anlz	41.4115*** (9,9429)	38.8546* (20,0634)	38.5470** (16,8039)	ln_sh_oblig	+	+	+
L.ln_sh_oblig	0.9531*** (0,3386)	0.9857** (0,3999)	0.9382** (0,4298)	ln_cgoss_incob_s_act_cens	+	+	+
ln_lng_serv_over_dep_anlz	-1,2955 (4,1434)	-0,8619 (4,3262)	-0,6977 (3,7241)	ln_cred_irrec_s_act	+	+	+
L.ln_cgoss_incob_s_act_cens	-25,8682 (25,5335)	-30,7137 (27,9287)	-28,0451 (28,6395)	Person_s_cred_t	+	+	+
L.ln_esd_worst3_t	-0,1505 (0,1348)	-0,1333 (0,1201)	-0,1618 (0,1445)	ln_TotLiq_L4_t	+	+	+
L.ln_fil_GrProv_t	-0,4428 (1,0942)	-0,6624 (8,7399)	-0,0856 (1,8321)	prend_aut_s_cred_t	+	+	+
L.ln_fil_Resto_t	0,4435 (0,4491)	0,6998 (1,3585)	0,6259 (0,9849)	ln_esd_worst3_t	+	+	+
L.ln_dens_fil	0,9094 (1,4499)	0,6921 (7,0273)	-0,0514 (2,8682)	dummy_big	x	x	x
L.ln_num_Pcias_t	0,5614 (1,2597)	0,4107 (6,4274)	-0,0964 (2,2335)	dummy_person	x	x	x
ln_depcia_hab_t	-0,0496 (0,1290)	-0,097 (0,1834)	-0,0777 (0,2075)	L2.Prest_Card_s_cred_t	x	x	x
ATM_t	-0,0028** (0,0013)	-0,0028 (0,0020)	-0,0028* (0,0017)	L2.ln_cgoss_incob_s_act_cens	x	x	x
L.ln_L_x_fil_t	0,3186 (0,2938)	0,314 (0,4625)	0,2594 (0,4000)	L2.ln_cred_irrec_s_act	x	x	x
ln_bs_uso_s_fil	0,5579 (0,4759)	0,3778 (0,6340)	0,4791 (0,7465)	L2.ln_dens_fil	x	x	x
ln_Gtos_des_s_fil	-0,0722 (0,0465)	-0,0582 (0,0720)	-0,0589 (0,0677)	ln_fil_GrProv_t	x	x	x
L.Person_s_cred_t	0,0202 (0,0144)	0,0255 (0,0195)	0,0226 (0,0185)	L.ln_fil_Resto_t	x	x	x
L.prend_aut_s_cred_t	0,0931** (0,0442)	0,0979** (0,0464)	0,0941** (0,0471)	L.ln_num_Pcias_t	x	x	x
Prest_Card_s_cred_t	0,0131* (0,0071)	0,0142 (0,0119)	0,0143* (0,0081)	L.depcia_hab_t	x	x	x
L.hand_chge_t	0,2052** (0,0848)	0,1925 (0,1240)	0,1941* (0,1111)	ATM_t	x	x	x
dummy_person	-0,0482 (0,0373)	-0,056 (0,0511)	-0,0539 (0,0477)	ln_Gtos_persws_S_L	x	x	x
dummy_big	-0,0872** (0,0352)	-0,1 (0,0777)	-0,0781 (0,0715)	L.ln_Gtos_gri_s_fil	x	x	x
Observaciones	479	479	479	prev_Totnet_s_act	x	x	x
Número de Entidades	60	60	60	L.hand_chge_t	x	x	x
Número de Instrumentos	42	37	39	Fil_compet_t	xx		
Est. Hansen	7,142	7,458	7,33	Dependenc_compet_t	xx		
Prob > chi2	0,929	0,59	0,772	Compet_bs_uso_s_fil	xx		
Est. Sargan	9,028	8,734	9,045	y0*	xx	x	xx
Prob > chi2	0,829	0,462	0,618				
Wald	7222	308,2	2227				
Prob > chi2	0	0	0				
Est. Ar(2) en dif	0,793	0,844	0,832				
Pr > z	0,428	0,399	0,405				
Est. Ar(1) en dif	-1,6533	-1,6615	-1,663				
Pr > z	0,0983	0,0966	0,0963				

Errores Estándar entre Paréntesis. Niveles de significación: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Método: GMM en dos etapas robusto. Se incluyeron dummies temporales no reportadas en la tabla. El prefijo L. indica el valor rezagado un período de la variable, mientras el prefijo ln\_ indica su logaritmo natural. Sh\_Inv\_Sh\_out es el logaritmo de la variable Sh\_Inv menos el logaritmo de la variable Sh\_Out\_Inv.

**Tabla 3 / Estimaciones del modelo para la demanda de servicios de crédito de las entidades financieras**

<b>Sh_cred</b> <b>Sh_out</b>	<b>GMM sys</b>	<b>GMM sin BLP</b>	<b>GMM sys sin BLP</b>	<b>Instrumentos</b>	<b>GMM sys</b>	<b>GMM sin BLP</b>	<b>GMM sys sin BLP</b>
ra_trím_anlz	-11.1337*** (3,5897)	-9.3886*** (3,1106)	-12.0454*** (3,7821)	ln_sh_cred	+	+	+
L.ln_sh_cred	0.8474*** (0,1835)	0.6975*** (0,1431)	0.8717*** (0,1877)	ln_cred_irrec_s_act	+	+	+
L.ln_ing_serv_over_prest_an	-2,4321 (5,6478)	-3,393 (3,7209)	-4,3356 (4,7866)	prend_aut_s_cred_t	+	+	+
L.ln_cred_irrec_s_act	2.7077* (1,6300)	1,5134 (1,0926)	2.9460* (1,7774)	Prest_Card_s_cred_t	+	+	+
ln_fil_GrProv_t	-0,353 (0,3894)	-0,272 (0,7965)	-0,3881 (0,7368)	dep_s_rec_t	+	+	+
ln_fil_Resto_t	0,2854 (0,2811)	0,335 (0,3751)	0,6176 (0,4375)	ln_prev_Totnet_s_act	+	+	+
L.ln_num_Pcias_t	-0,3511 (0,3453)	-0,3781 (0,3924)	-0,4825 (0,4445)	cctesinr_s_recompl_t	+	+	+
depacia_hab_t	0,0082 (0,0053)	0,0036 (0,0051)	0,0062 (0,0056)	Cja_ah_s_rec_fin_compl_t	x	+	+
ln_L_x_fil_t	0,0795 (0,4215)	0,0689 (0,5324)	0,149 (0,4891)	L2.ln_ing_serv_over_prest_an	+	x	x
ATM_t	0,0025 (0,0017)	0,0024 (0,0024)	0,0036 (0,0028)	fil_ext_t	x	x	x
ln_bs_uso_s_fil	-0,0433 (0,1430)	-0,0367 (0,1660)	-0,0618 (0,1752)	L.dummy_prend	x	x	x
L.ln_Gtos_des_s_fil	0,0632 (0,0728)	0,0805 (0,0714)	0,0568 (0,0666)	L.dummy_person	x	x	x
dummy_person	-0,1775 (0,1567)	-0,0679 (0,1573)	-0,1373 (0,2301)	L.dummy_Card	x	x	x
L.dummy_prend	0.4301*** (0,1140)	0.3622*** (0,0934)	0.4326*** (0,1071)	L.dummy_Hipot	x	x	x
L.dummy_Card	0,3141 (0,3008)	0,1127 (0,3063)	0,2134 (0,3166)	depacia_hab_t	x	x	x
L.dummy_Hipot	-0,9252 (6,0183)		4,8242 (52,6233)	ln_L_x_fil_t	x	x	x
L2.ln_pl_fijo_s_rec_fin_comp	-0,1204 (0,0889)	-0,1469* (0,0814)	-0,1244 (0,0873)	ATM_t	x	x	x
fil_ext_t	-0,1354 (0,1795)	-0,1355 (0,2018)	-0,1526 (0,2217)	ln_bs_uso_s_fil	x	x	x
hand_chge_t	-1,1898 (1,5751)	-1,0981 (1,6021)	-1,4456 (2,0378)	L.ln_Gtos_des_s_fil	x	x	x
Observaciones	467	467	467	ln_Gtos_grl_s_fil	x	x	x
Número de Entidades	68	68	68	ln_Gtos_perswS_s_L	x	x	x
Número de Instrumentos	40	36	37	L.hand_chge_t	x	x	x
Est. Hansen	9,493	10,62	8,528	Fil_compet_t	xx		
Prob > chi2	0,798	0,388	0,665	ln_Dependenc_compet_t	xx		
Est. Sargan	10,71	7,909	5,012	ln_Compent_bs_uso_s_fil	xx		
Prob > chi2	0,709	0,638	0,931	y0*	xx	x	xx
Wald	8779	381	490,9				
Prob > chi2	0	0	0				
Est. Ar(2) en dif	-1,274	-1,333	-1,116				
Pr > z	0,203	0,183	0,264				
Est. Ar(1) en dif	-1,518	-1,498	-1,529				
Pr > z	0,129	0,134	0,126				

Referencias: Errores Estandar entre Paréntesis. Niveles de significación: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Método: GMM en dos etapas robusto. Se incluyeron dummies temporales no reportadas en la tabla. El prefijo L. y L2. indican el valor rezagado de la variable uno y dos períodos respectivamente, mientras el prefijo ln\_ indica su logaritmo natural. Sh\_Cred\_Sh\_out es el logaritmo de la variable Sh\_Cred menos el logaritmo de la variable Sh\_Out\_Crd.

**Tabla 4 / Entidades por Grupo Homogéneo para el período I 2005 – I 2007**

Años	2005 2006 2007			Años	2005 2006 2007		
	Frecuencia				Frecuencia		
<b>Entidades No Bancarias</b>				<b>Minoristas Medianos</b>			
Caja de Credito Coop. La Capital D.	4	4	1	Banco Banex S.A.	1		
Cofibal Compañía Financiera S.A.	1			Banco Comafi Sociedad A.	4	4	1
Compañía Financiera Argentina S.A.	4	4	1	Banco De San Juan S.A.	4	4	
Daimlerchrysler Comp. Financ. S.A.	4	1	1	Banco de Stgo. del Estero S.A.	4	4	1
Daimlerchrysler Financ. Services Comp.		3		Banco De Valores S.A.		4	1
Fiat Credito Compañía Financiera S.A.	4	4	1	Banco Del Tucuman S.A.	4		1
Ge Compañía Financiera S.A.	4	4	1	Banco Hipotecario S.A.	4	4	1
Masventas S.A. Compañía Financiera	4	4	1	Banco Macro Bansud S.A.	4	3	
Montemar Compañía Financiera S.A.	4	4	1	Banco Macro S.A.		1	1
Multifinanzas Compañía Financiera S.A.	4	4	1	Banco Societe Generale S.A.	2		
Toyota Compañía Fin. de Argentina	4	4	1	Banco Supervielle S.A.	2	4	1
Tutelar Compañía Financiera S.A.	4	4	1	Citibank N.A.	4	4	1
<b>Minoristas Grandes</b>				<b>Minoristas Pequeños</b>			
Banca Nazionale Del Lavoro S.A.	4	1		Hsbc Bank Argentina S.A.	4	4	
Banco Credicoop Cooperativo Limitado	4	4	1	Nuevo Banco Bisel S.A.		2	1
Banco De Galicia Y Buenos Aires S.A.	4	4	1	Nuevo Banco de Entre Ríos S.A.	2	4	1
Banco Itau Buen Ayre S.A.	4	4	1	Nuevo Banco de Santa Fe S. A.			1
Banco Patagonia S.A.	4	4	1	Nuevo Banco Indust. de Azul S.A.	4	4	1
Banco Rio De La Plata S.A.	4	4	1	<b>Minoristas Pequeños</b>			
Bankboston, National Association	4	4	1	Banco Banex S.A.	3	4	1
Bbva Banco Frances S.A.	4	4	1	Banco Columbia S.A.	4	4	1
Hexagon Bank Argentina S.A.		3		Banco De Formosa S.A.	4	4	1
Hsbc Bank Argentina S.A.			1	Banco De La Rep. Oriental Del Uru	4	4	1
Nuevo Banco De Santa Fe Sociedad A.	4	3	1	Banco De San Juan S.A.			1
Nuevo Banco Suquia S.A.	4	4	1	Banco De Santa Cruz S.A.	4	4	1
<b>Provinciales Municipales</b>				<b>Otros Mayoristas E Inversion</b>			
Banco De Corrientes S.A.	4	4	1	Banco De Valores S.A.	4		
Banco De La Ciudad De Buenos Aires	4	4	1	Banco Del Tucuman S.A.		4	
Banco De La Pampa Sociedad De Eco.	4	4	1	Banco Finansur S.A.	4	4	1
Banco De La Provincia De Buenos Aires	4	4	1	Banco Julio Sociedad Anonima	4	4	1
Banco De La Provincia De Cordoba S.A	4	4	1	Banco Mariva S.A.	1		
Banco Del Chubut S.A.	4	4	1	Banco Meridian S.A.	1		
Banco Municipal De Rosario	4	4	1	Banco Piano S.A.	4	4	1
Banco Provincia De Tierra Del Fuego	4	4	1	Banco Privado De Invers. Soc. A.	4	4	1
Banco Provincia Del Neuquén Sociedad	4	4	1	Banco Regional De Cuyo S.A.	4	4	1
Nuevo Banco Del Chaco S. A.	4	4	1	Banco Roela S.A.	4	4	1
<b>Mayoristas E Inversion Grandes</b>				<b>Otros Mayoristas E Inversion</b>			
Abn Amro Bank N. V.	4	4	1	Banco B.I. Creditanstalt Sociedad A.	3		1
Banco B.I. Creditanstalt Sociedad A.	4	1		Banco Cetelem Argentina S.A.	2	4	1
Banco Mariva S.A.	3	4	1	Banco De Srvs. Financieros S.A.	4	4	1
Mba Banco De Inversiones S. A.	1			Banco De Servicios Y Trans. S.A.	4	4	1
<b>Bancos Públicos Nacionales</b>				<b>Otros Mayoristas E Inversion</b>			
Banco De Inversion Y Comercio Exterior	4	4	1	Banco Meridian S.A.	3	4	1
Banco De La Nacion Argentina	4	4	1	Mba Banco De Inversiones S. A.	3	4	1
Nuevo Banco Bisel S.A.	4	2		Standard Bank Argentina S.A.	2		1
Nuevo Banco De Entre Ríos S.A.	2						

Referencias: Clasificación de Grupos según BCRA.

**Tabla 5 / Promedio de la elasticidad cruzada de la participación de mercado con respecto a la tasa de interés pasiva implícita**

Deciles*	GMM sys		GMM sys sin BLP	
	Elast. cruzada	Desvío	Elast. cruzada	Desvío
	<i>alpha: 41,41</i>		<i>alpha: 38,55</i>	
1°	-0,012	0,002	-0,008	0,002
2°	-0,088	0,014	-0,064	0,01
3°	-0,127	0,024	-0,134	0,027
4°	-0,109	0,025	-0,033	0,007
5°	-0,089	0,026	-0,132	0,028
6°	-0,134	0,023	-0,031	0,008
7°	-0,125	0,028	-0,121	0,026
8°	-0,057	0,014	-0,072	0,03
9°	-0,323	0,07	-0,166	0,021
10°	-0,753	0,095	-0,624	0,082
Media	-0,18	0,03	-0,14	0,02

\*Deciles según índice de Lerner corresp. con idéntica composición de bancos igual a las correspondientes a la tabla 10.

**Tabla 6 / Promedio de la elasticidad cruzada de la participación de mercado con respecto a la tasa de interés activa implícita**

Deciles*	GMM sys		GMM sys sin BLP	
	Elast. Cruz.	Desvío	Elast. Cruz.	Desvío
	<i>alpha: -11,13</i>		<i>alpha: -12,05</i>	
1°	0,019	0,005	0,154	0,024
2°	0,006	0,001	0,048	0,007
3°	0,009	0,001	0,055	0,016
4°	0,021	0,003	0,03	0,006
5°	0,047	0,016	0,051	0,013
6°	0,042	0,007	0,064	0,012
7°	0,088	0,014	0,045	0,009
8°	0,11	0,021	0,021	0,004
9°	0,08	0,018	0,072	0,013
10°	0,054	0,009	0,027	0,007
Media	0,046	0,009	0,058	0,011

\*Deciles según índice de Lerner corresp. con idéntica composición de bancos igual a las correspondientes a la tabla 9.

# Anatomía de los modelos de credit scoring

**Matías Alfredo Gutiérrez Girault\***

Banco Central de la República Argentina

## Resumen

Introducidas en los 70's, el uso de técnicas de *credit scoring* se generalizó en los 90's gracias al desarrollo de mejores recursos estadísticos y computacionales. Hoy en día prácticamente todas las entidades financieras emplean estas metodologías al menos para originar sus financiaciones. Dada su relevancia en el proceso de gestión crediticia, el objetivo de este trabajo es clarificar algunos aspectos asociados a los modelos de *credit scoring*: qué son, qué técnicas se pueden usar para construirlos y cuáles son más convenientes, qué variables emplean, qué aplicaciones se han desarrollado a partir de ellos y, sobre todo, cómo funcionan y deben interpretarse sus resultados. Con el sólo propósito de servir como ejemplo, con datos de la Central de Deudores del Sistema Financiero se construyó un modelo de *credit scoring* que facilita entender el funcionamiento de estas herramientas.

*Clasificación JEL:* C25, G32.

*Palabras clave:* riesgo de crédito, credit scoring, probit binario.

---

\* Analista Principal. Gerencia de Investigación y Planificación Normativa, Subgerencia General de Normas, Banco Central de la República Argentina. Una versión preliminar y más extensa de este documento (Modelos de Credit Scoring. Qué, Cómo, Cuándo y Para Qué) se encuentra en [www.bcra.gov.ar](http://www.bcra.gov.ar) en la sección Publicaciones, Regulación y Supervisión, Documentos Técnicos. Agradezco la revisión y comentarios de Fernando Castelpoggi, Verónica Balzarotti, Cristina Pailhé y un referí anónimo, y el apoyo brindado por José Rutman para su realización. También agradezco a Marcelo Ktenas y Karina Manzaraz Nóbrega, quienes me facilitaron los datos. Las opiniones vertidas en este trabajo son de mi autoría y no expresan una posición oficial del BCRA. Cualquier error remanente es de mi absoluta responsabilidad. Email: [mggirault@bcra.gov.ar](mailto:mggirault@bcra.gov.ar).



# Anatomy of credit scoring models

**Matías Alfredo Gutiérrez Girault**

Central Bank of Argentina

## Summary

Introduced in the 70's, the use of credit scoring techniques became widespread in the 90's thanks to the development of better statistical and computational resources. Nowadays almost all the financial intermediaries use these techniques, at least to originate the credits they grant.

Credit scoring models are algorithms that in a mechanical way assess the credit risk of a loan applicant or an existing bank client, by means of statistical, mathematic, econometric or artificial intelligence developments. They are focused on the borrower's creditworthiness or credit risk, regardless of his interaction with the rest of the portfolio. Although all of them yield fairly similar results, those most commonly used are probit and discriminant analysis models, lineal and logistic regressions, and decision trees.

Credit scoring models can be used to evaluate retail and corporate obligors. However, in general they are used to evaluate the retail portfolio, whereas corporate obligors are assessed with rating systems. Besides using different explanatory variables, the assessment of corporate borrowers implies revising qualitative aspects of their business that are difficult to standardize. Therefore the result of their assessment is better expressed with a rating.

When financial institutions use these models to grant credits, they are referred to as application scorings. Banks use behavioral scorings to manage their loan portfolio, for example in setting credit limits, marketing products and evaluating the risk and risk adjusted profitability of existing clients. Financial

intermediaries commonly use generic credit scores, which evaluate the overall credit risk of a loan applicant, without taking into consideration the characteristics of the requested credit. However, some credit scores are aimed at getting more precision in the risk estimates: they are designed to forecast the risk of individuals applying for specific credits, such as residential mortgages. Credit scores can be estimated with external or pooled data, such as bureau scores, or with internal data by the banks themselves or external consultants.

Regardless of how credit scores are constructed, their result is condensed in a credit risk measure that allows to compare and rank order the individuals according to their perceived risk, as well as to quantify it. In general, they assign a score, classification or rating.

To clarify how credit scores are constructed and used, with the information contained in the BCRA's public credit registry (*Central de Deudores del Sistema Financiero* (CENDEU)) we estimate a sample credit score and show how it operates with a probit model. The CENDEU has detailed information of all borrowers in the financial system, such as their ID, business sector, type of borrower, risk rating, outstanding debt with each bank, type of credits, amount of financial and real collateral, etc. This credit score predicts the repayment behavior of retail borrowers in the financial system: individuals and small and medium enterprises. The only purpose of this model is to show some stylized facts of credit scores, and by no means seeks to establish or indicate what are the best practices in their use, construction or interpretation.

To estimate the model, for each of the years in the 2000-2006 period we chose those retail borrowers that at the beginning of each year were not in default. Having defined our target population, comprised by slightly more than 32.600.000 borrowers, we draw a random sample of 20%. Although it is not the purpose of this paper to discuss how these models can be validated, the remaining 80% of the data can be used to perform *out-of-sample* tests to evaluate the reliability of the model. The variable to be explained is the situation of default (or not) of the borrowers by the end of each year, which gives the probability of default (*PD*) an annual dimension. Some explanatory variables are: risk rating at the outset of each year, credit history, worst rating in the financial system, type of creditor, type of borrower, number of banks with which the borrower has debts, GDP growth, outstanding debt with the bank, outstanding debt with the financial

system, degree of collateralization of the exposures. All these variables were computed with the information at the CENDEU.

In general, all the estimated coefficients have the expected sign. For example, borrowers that at the beginning of each year were risk classified as 2 are riskier than those that were rated as 1: their *PD* is 22,7% higher. Estimates also show that the worse the borrower's rating in the financial system, the higher his *PD*. The dummy for the existence of real or financial collateral indicates that these borrowers have a lower *PD*. Finally, estimates for GDP growth indicate that on average higher economic growth reduces the *PD* in approximately 36%.

*JEL:* C25, G32.

*Key words:* credit risk, credit scoring, binary probit.

## I. Introducción

La utilización de modelos de *credit scoring* para la evaluación del riesgo de crédito, es decir, para estimar probabilidades de *default* y ordenar a los deudores y solicitantes de financiamiento en función de su riesgo de incumplimiento, comenzó en los 70's pero se generalizó a partir de los 90's. Esto se ha debido tanto al desarrollo de mejores recursos estadísticos y computacionales, como por la creciente necesidad por parte de la industria bancaria de hacer más eficaz y eficiente la originación de financiaciones, y de tener una mejor evaluación del riesgo de su portafolio. Estos modelos generalmente se asocian a lo que se ha dado en llamar *data mining* (minería de datos), que son todos aquellos procedimientos que permiten extraer información útil y encontrar patrones de comportamiento de los datos. Por este motivo, la «minería de datos» no es una disciplina en sí, sino un conjunto de técnicas con origen diverso, pero en general con raíz estadístico matemática.

A pesar de la proliferación de los modelos de *credit scoring*, el juicio humano (o juicio del analista) continúa siendo utilizado en la originación de créditos, en algunos casos expresado como un conjunto de reglas que la entidad aplica de manera sistemática para filtrar solicitudes o deudores. De hecho, en la práctica ambas metodologías muchas veces coexisten y se complementan, definiendo sistemas híbridos. En el caso de la Argentina, un estudio realizado por el Banco Central de la República Argentina (BCRA)<sup>1</sup>, mostró la amplia difusión que tienen estas técnicas para evaluar al portafolio minorista en la originación y, en menor medida, en el seguimiento de los créditos. Los resultados también mostraron que estas técnicas no han desplazado al juicio humano en la originación de los créditos: en general un *score* o puntaje adverso determina la denegación de una solicitud de financiamiento, mientras que un *score* por encima del mínimo admitido por la entidad financiera dispara análisis posteriores con los que la evaluación continúa. A su vez, la regulación del BCRA admite que, sujeto a ciertos límites y condiciones, las entidades que en la originación de sus créditos a personas físicas empleen modelos de *credit scoring* apropiados puedan solicitarles menos requisitos<sup>2</sup>.

El objetivo de este documento es clarificar diversos aspectos de los modelos de *credit scoring*: qué son, qué tipos de modelos hay y qué variables emplean,

---

<sup>1</sup> Ver BCRA (2006).

<sup>2</sup> Ver comunicaciones «A» 4325, 4559 y 4572.

cómo se construyen y cuándo y para qué se usan. Un aspecto de vital importancia, pero que por su extensión merece un tratamiento aparte y no se discute aquí, es el de su validación<sup>3</sup>. La validación es, en pocas palabras, un proceso por el cual la entidad financiera, de manera periódica, revisa y evalúa diversos aspectos del modelo, como por ejemplo: su diseño, variables empleadas, la calidad de los datos y otros aspectos cualitativos, su eficacia para ordenar en función del riesgo (poder discriminatorio), la precisión en sus estimaciones de tasa de mora (calibración), etc.

Para clarificar aspectos del desarrollo y utilización de los modelos de *credit scoring*, con información de la Central de Deudores del Sistema Financiero (CENDEU) construimos un ejemplo y mostramos su funcionamiento. Este modelo debe tomarse solamente como un ejemplo muy sencillo orientado a ilustrar algunas características básicas de los modelos de *credit scoring*, que de ninguna manera busca establecer o señalar cuáles son las mejores prácticas ni lineamientos para su construcción.

La CENDEU es una base de datos administrada por el BCRA que contiene información de todas las deudas y deudores del sistema financiero, y que a través de la página web del BCRA da cierta información al público acerca de sus financiaciones y calificación crediticia. En la práctica, los registros públicos de deudas, como la CENDEU, son administrados por superintendencias y bancos centrales y no proveen servicios de *scoring* sino que se limitan a dar una información muy básica, ya que en general están más enfocados en facilitar la supervisión y regulación del sistema financiero. Por otro lado, las empresas de información crediticia, conocidas como burós de crédito, además de tener información detallada de los deudores del sistema financiero, reciben información de otras fuentes, como por ejemplo los juzgados comerciales y las tiendas minoristas. Con este *set* de información brindan, además de informes comerciales, servicios de *credit scoring*, de detección de fraudes y robo de identidad, etc. De todos modos, la naturaleza de los datos empleados en el ejemplo lo asemeja a un *score* de buró, ya que también se estima sobre un *pool* o repositorio común de información crediticia.

A continuación, en la sección II se introduce y define el concepto de *credit scoring*, mientras que en la sección III se comentan las técnicas frecuente-

---

<sup>3</sup> Para una descripción de diversas técnicas para validar estos modelos, ver Basel Committee on Banking Supervision (2005).

mente empleadas para construirlos. La sección IV explica cuáles son las variables que comúnmente emplean, mientras que luego en la sección V se discuten diversas aplicaciones de estas metodologías, es decir, se explica cuándo se usan. En la sección VI se construye un modelo de *credit scoring* a partir de una metodología muy difundida, la familia de modelos econométricos *probit-logit*. Allí se describe la muestra y metodologías empleadas, y se analizan los resultados. La sección VII contiene las conclusiones. El documento contiene un anexo con estadísticas descriptivas de las variables empleadas en la estimación del modelo de la sección VI.

## II. ¿Qué es un modelo de *credit scoring*?

Los métodos o modelos de *credit scoring*, a veces denominados *score-cards* o *classifiers*, son algoritmos que de manera automática evalúan el riesgo de crédito de un solicitante de financiamiento o de alguien que ya es cliente de la entidad. Tienen una dimensión individual, ya que se enfocan en el riesgo de incumplimiento del individuo o empresa, independientemente de lo que ocurra con el resto de la cartera de préstamos. Este es uno de los aspectos en los que se diferencian de otras herramientas de medición del riesgo de crédito, como son los modelos de cartera y los VaR marginales, que tienen en cuenta la correlación de la calidad crediticia de los deudores de una cartera de préstamos.

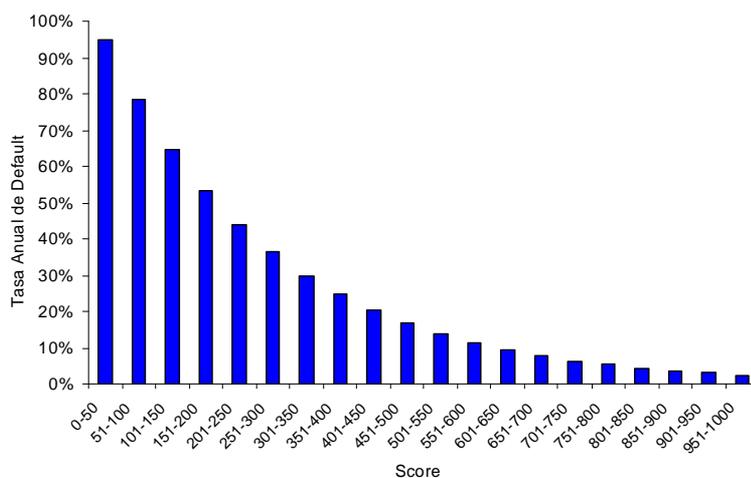
En una primera aproximación a los mismos, se los puede definir como «métodos estadísticos utilizados para clasificar a los solicitantes de crédito, o incluso a quienes ya son clientes de la entidad evaluadora, entre las clases de riesgo ‘bueno’ y ‘malo’» (Hand y Henley, 1997). Aunque originalmente en los 70's se basaban en técnicas estadísticas (en particular, el análisis discriminante), en la actualidad también están basados en técnicas matemáticas, econométricas y de inteligencia artificial. En cualquier caso, los modelos de *credit scoring* emplean principalmente la información del evaluado contenida en las solicitudes de crédito y/o en fuentes internas y/o externas de información.

El resultado de la evaluación se refleja en la asignación de alguna medida que permita comparar y ordenar a los evaluados en función de su riesgo, a la vez que cuantificarlo. Por lo general, los modelos de *credit scoring* le asignan al evaluado un puntaje o *score*, o una calificación, clasificación o *rating*. Algunos métodos los asignan a grupos, en donde cada grupo tiene un perfil de riesgo

distinto; sin embargo, en la práctica esto equivale a una calificación. A su vez, estos ordenamientos de los deudores permiten obtener estimaciones más concretas del riesgo; en general se busca obtener alguna estimación de la probabilidad de incumplimiento del deudor (*PD*, por probabilidad de *default*) asociada a su *score*, *rating* o calificación. Esta estimación se puede obtener directamente del *score* en el caso de los modelos econométricos, o también en función de la tasa de incumplimiento (*TD*, por tasa de *default*) histórica observada en el grupo de deudores con la misma calificación o *score* similar.

El Gráfico 1 muestra un ejemplo artificial de una salida de un modelo de *credit scoring*, que muestra la *TD* histórica<sup>4</sup> asociada a cada rango del *score*. La relación entre ambos se muestra para intervalos del puntaje, ya que es una variable continua, y se observa que el riesgo cae de manera exponencial a medida que mejora el *score*. Esta es una regularidad de las técnicas de *credit scoring* y sistemas de *rating*: a medida que mejora el *score* o calificación, la caída marginal en el riesgo es cada vez menor.

**Gráfico 1/ Score y cuantificación del riesgo**



Si bien en el ejemplo del Gráfico 1 la escala del *score* oscila entre 0 y 1.000, la misma es arbitraria y depende en última instancia de la construcción del modelo. También podría concebirse un modelo en el cual el riesgo baja a medida que baja el *score* (al revés que en el Gráfico 1), pero en la práctica predominan aquellos que presentan una relación inversa entre el *score* y el riesgo.

<sup>4</sup> También podría ser la *PD*.

### III. Técnicas empleadas

Para evaluar el riesgo crediticio o la conveniencia de otorgar un crédito, hay una gran variedad de metodologías disponibles (para una comparación de enfoques alternativos ver Srinivasan y Kim, 1987; Mester, 1997; Hand y Henley, 1997; y Thomas, 2000): análisis discriminante, regresión lineal, regresión logística, modelos *probit*, modelos *logit*, métodos no paramétricos de suavizado, métodos de programación matemática, modelos basados en cadenas de Markov, algoritmos de particionamiento recursivo<sup>5</sup> (árboles de decisión), sistemas expertos, algoritmos genéticos, redes neuronales y, finalmente, el juicio humano, es decir, la decisión de un analista acerca de otorgar un crédito. Aunque esta última presenta la ventaja de ser más eficaz en tratar las excepciones a la experiencia pasada, los métodos de *credit scoring* son más eficientes a la vez que sus predicciones más objetivas y consistentes, por lo que pueden analizar y tomar decisiones sobre una gran cantidad de solicitudes de crédito en poco tiempo y a un bajo costo. La literatura sugiere que todos los métodos de *credit scoring* arrojan resultados similares, por lo que la conveniencia de usar uno u otro depende de las características particulares del caso.

Dentro de los enfoques econométricos, los modelos de probabilidad lineal han caído en desuso por sus desventajas técnicas (ver sección VI). Los modelos *probit*, *logit* y la regresión logística son superiores al análisis discriminante ya que proveen para cada deudor una probabilidad de *default*, en tanto que este último sólo separa la muestra en dos grupos: los que presumiblemente harán o no *default*<sup>6</sup>. A pesar de que los *probit*, *logit* y la regresión logística son, en teoría, herramientas econométricas más apropiadas que la regresión lineal, ésta arroja estimaciones similares a las de los anteriores cuando sus probabilidades estimadas se ubican entre el 20% y el 80%.

Los modelos no paramétricos y los de inteligencia artificial como, por ejemplo, los árboles de clasificación o decisión, las redes neuronales y los algoritmos

---

<sup>5</sup> Los métodos como el análisis discriminante, la regresión lineal y logística y los modelos *probit* pueden ser considerados como métodos de particionamiento simultáneo, ya que consideran a todas las variables explicativas de manera simultánea al «asignar a los individuos a distintos grupos», mientras que los algoritmos recursivos de partición lo hacen de manera secuencial.

<sup>6</sup> Además, el análisis discriminante asume que las matrices de varianzas y covarianzas de quienes hacen *default* y quienes no hacen *default* son iguales y normales. Estos supuestos se violan cuando las variables explicativas no son normales y cuando son más volátiles en los deudores o empresas que hacen *default* (Boral, Carty y Falkenstein, 2000).

genéticos, son superiores a los modelos estadísticos cuando se desconoce la probable forma de la relación funcional y se presume que no es lineal. En el caso de los árboles, tres algoritmos frecuentemente empleados para construir (entrenar) árboles son ID3, C4.5 y C5: en todos los casos buscan cuál es la partición óptima de la muestra tal que, dada la variable objetivo o *target variable* (el incumplimiento), los distintos grupos o particiones (nodos) presentan distintos perfiles de riesgo. Los árboles tienen la ventaja de que no requieren la formulación de supuestos estadísticos sobre distribuciones estadísticas o formas funcionales. A su vez, presentan la relación entre las variables, los grupos y el riesgo de manera visual, con lo cual si el conjunto de variables en el análisis es reducido, facilita entender cómo funciona el *scoring*. Este tipo de árboles, aplicados a variables objetivo categóricas como el incumplimiento, se denominan árboles de clasificación (*classification trees*), mientras que cuando se aplican a variables continuas, como puede ocurrir al intentar inferir ingresos, se trata de árboles de regresión (*regression trees*). Las redes neuronales y los algoritmos genéticos, a pesar de las ventajas mencionadas al principio del párrafo, son poco intuitivos y de difícil implementación.

Los modelos que utilizan programación matemática permiten diseñar *score-cards*<sup>7</sup> mejor adaptadas a las necesidades de la entidad crediticia y manejar una gran cantidad de variables, y se basan en optimizar un criterio objetivo como, por ejemplo, el porcentaje de solicitantes bien clasificados. Finalmente, los sistemas expertos tienen como atractivo la capacidad para justificar sus recomendaciones y decisiones, lo cual puede ser importante por cuestiones legales vinculadas al acceso al crédito.

Srinivasan y Kim (1987) comparan diversas técnicas y encuentran que los árboles de decisión superan a las regresiones logísticas, mientras que éstas arrojan mejores resultados que el análisis discriminante. De hecho, sugieren que la superioridad de los árboles está en relación directa a la complejidad de los datos bajo estudio.

El objetivo de un banco es maximizar los beneficios derivados de la intermediación crediticia, lo cual no necesariamente tiene que estar relacionado directamente con el riesgo. Es decir, que un solicitante de crédito presente cierto riesgo no necesariamente implica que no conviene otorgarle financiamiento.

---

<sup>7</sup> Planillas o programas para asignar un puntaje o *rating*.

Probablemente un cliente de una entidad que se financia con tarjeta de crédito y que es relativamente riesgoso, es más rentable que uno que no es para nada riesgoso pero que nunca se financia con la tarjeta. Por lo tanto, a la hora de determinar qué solicitudes aceptar y cuáles rechazar, la entidad tiene en cuenta los beneficios esperados de los solicitantes de distinto tipo de riesgo. Por ejemplo, Srinivasan y Kim (1987) analizan el problema de una empresa comercial que debe determinar el límite crediticio óptimo para cada cliente. Para estimarlo, resuelven un problema dinámico que integra la evaluación de riesgo del cliente con los beneficios potenciales que de él se derivarían y muestran los resultados para distintos métodos de *credit scoring*. Éstos proveerán distintas estimaciones de riesgo que, insertadas en el programa dinámico, permitirán obtener estimaciones del límite crediticio óptimo para cada cliente.

Entre todas las metodologías disponibles, los modelos *probit*, junto con las regresiones lineal y logística, el análisis discriminante y los árboles de decisión, se encuentran entre los métodos más usados en la industria para confeccionar estos modelos. Boyes, Hoffman y Low (1987) y Greene (1992) utilizan un *probit* bivariado para evaluar solicitudes de tarjeta de crédito, teniendo en cuenta no sólo la probabilidad de *default* del deudor, sino también el beneficio esperado para el banco derivado de la utilización de la tarjeta por parte del solicitante. Gordy (2000), al comparar modelos de cartera de riesgo crediticio, utiliza modelos *probit* para estimar la probabilidad de *default* de cada exposición en la cartera. Cheung (1996) y Nickell, Perraudin y Varotto (1998) utilizan modelos *probit* ordenados, de los cuales los *probit* bivariados son un caso particular, para estimar la futura probable calificación de títulos públicos. Boral, Carty y Falkenstein (2000) presentan el modelo empleado por Moody's para predecir el *default* de empresas que no cotizan en bolsa, RiskCalc™. Allí explican cómo seleccionan y transforman las variables explicativas, cómo estiman un *score* para las empresas con un *probit* y cómo validan la calibración y el poder discriminatorio del modelo. También describen la transformación de estos *scores* en una medida de probabilidad de *default*, a la que denominan Frecuencia Esperada de *Defaults* y su posterior transformación o «mapeo» en la calificación de riesgo de la agencia.

Aunque los métodos señalados en el párrafo anterior (*probit*, *logit*, regresiones lineal y logística, análisis discriminante y árboles de decisión) son los más utilizados, frecuentemente se emplean de manera combinada. En primer lugar, como se mencionó en la introducción, en general en el sistema financiero

argentino estos modelos no se usan de manera mandatoria para aceptar una solicitud, sino que sus resultados se combinan con revisiones posteriores. En otros casos, previo al cálculo del *score* se aplican filtros que acotan el universo de solicitantes a ser evaluados con estos modelos. En ocasiones se articulan diversas metodologías, como por ejemplo en los árboles de regresión: a través de un árbol se segmenta la muestra de deudores y luego a los deudores de cada segmento se les estima una regresión logística o modelo *probit* con distintas características.

#### IV. Variables empleadas

En las diversas aplicaciones de modelos de *credit scoring*, el tipo de variables utilizadas varía significativamente según se trate de modelos para la cartera *retail* (individuos y PyMEs), donde generalmente se usan variables socioeconómicas o datos básicos del emprendimiento productivo, o de grandes empresas (*corporates*). En este caso, se utilizan variables extraídas de los estados contables, información cualitativa acerca de la dirección, el sector económico, proyecciones del flujo de fondos, etc.

Para hacer *credit scoring* de *corporates*, RiskCalc™ de Moody's (Boral, Carty y Falkenstein, 2000) utiliza: activos/IPC, inventarios/costo de mercaderías vendidas, pasivos/activos, crecimiento de los ingresos netos, ingresos netos/activos, prueba ácida, ganancias retenidas/activos, crecimiento en las ventas, efectivo/activos y ratio de cobertura del servicio de la deuda. También señalan que (i) la selección de las variables y sus transformaciones son frecuentemente la parte más importante al modelar el riesgo de *default*; (ii) las variables con mayor poder predictivo son ganancias, apalancamiento, tamaño de la empresa y liquidez; y (iii) si bien la teoría recomienda utilizar ratios de apalancamiento y rentabilidad en un modelo de *scoring*, la experiencia sugiere usar ratios de liquidez. Srinivasan y Kim (1987), al comparar la *performance* de distintos modelos para deudas *corporate* usan: activo corriente/pasivo corriente, prueba ácida, patrimonio neto/deuda, logaritmo de los activos, ingresos netos/ventas, ingresos netos/activos. Finalmente, el *Z-score* (Altman, 1968) utiliza: capital de trabajo/activos, ganancias retenidas/activos, EBIT/activos, valor de mercado del patrimonio neto/valor libros de la deuda y ventas/activos.

Dentro de los modelos para deudas *retail*, Boyes, Hoffman y Low (1989) y Greene (1992) utilizan variables socioeconómicas: edad, estado civil, cantidad de personas a cargo, tiempo de permanencia en el domicilio actual y en el empleo actual, nivel educativo, si es propietario de la vivienda que habita, gastos mensuales promedio/ingresos mensuales promedio, tipo de ocupación, si tiene tarjeta de crédito, cuenta corriente o caja de ahorro, número de consultas en los *credit bureaus* y cómo está calificado en ellos. Dentro de los modelos utilizados en la industria, *Fair Isaac Corporation* desarrolló uno que es empleado por los tres mayores burós de crédito de Estados Unidos de Norteamérica para calcular sus *scores* (de buró). Se trata del *FICO credit risk score*, que es empleado por los burós Equifax, Experian y Transunion para calcular sus *scores*: Beacon, Experian/Fair Isaac Risk Model y FICO Risk Score/Classic respectivamente. Estos *scores* tienen una amplia difusión para evaluar solicitudes de crédito y fluctúan entre un mínimo de 300 puntos y un máximo de 850. Aunque los tres emplean el mismo modelo, una misma persona puede tener distintos puntajes si su información difiere en dichos burós de crédito.

El *FICO credit risk score* utiliza principalmente variables asociadas al comportamiento de pagos actual y pasado, y refleja la idea de que el comportamiento pasado es el mejor predictor del comportamiento futuro. Los grupos de variables empleadas, junto con su incidencia en el *score*, son: historia de pagos (35%), monto adeudado (30%), largo de historia crediticia (15%), nuevo crédito (10%) y tipo de crédito usado (10%). A diferencia de las aplicaciones más académicas, y por motivos legales<sup>8</sup>, no utiliza variables como raza, religión, nacionalidad, sexo y estado civil. Tampoco emplea la edad, los ingresos, la ocupación y antigüedad en el empleo, el domicilio, la tasa de interés y el número de consultas realizadas al buró por el deudor, por entidades financieras para ofrecer productos pre-aprobados o para monitorear a sus deudores, o por empleadores. La cantidad de consultas realizadas en respuesta a solicitudes de crédito sí influye en el *score*.

La información que se emplea para hacer *scoring* del portafolio *retail* usualmente se clasifica en positiva y negativa. La información negativa es aquella asociada a los incumplimientos y atrasos en los pagos, mientras que la positiva es la información de los pagos a término y otra información descriptiva de las deudas, como montos de préstamos, tasas de interés y plazo de las

---

<sup>8</sup> La Consumer Credit Protection Act prohíbe que el *credit scoring* utilice esta información.

financiaciones. La evidencia empírica muestra que la inclusión de la información asociada al buen comportamiento de pagos mejora sustancialmente la *performance* de estos modelos. Por ejemplo, con datos de Argentina, Brasil y México, Powell *et al* (2004) cuantifica la mejora en el poder predictivo de estos modelos al incluir la información positiva respecto a modelos que sólo usan información negativa, y muestra que su utilización por parte de los dadores de crédito facilita el acceso al crédito y mejora la calidad de los portafolios de préstamos de las entidades financieras.

Por último, los modelos de *credit scoring* para microemprendimientos y PyMEs tienden a combinar información personal del titular del emprendimiento y del negocio. Uno de los primeros desarrollos fue el *Small Business Scoring Solution* que Fair Isaac Corporation introdujo en 1995, que fue pionero en combinar información de los principales dueños de la empresa y del negocio mismo. Dentro de los desarrollos académicos más recientes, Miller y Rojas (2005) hacen *credit scoring* de PyMEs de México y Colombia, mientras que Milena, Miller y Simbaqueba (2005) hacen lo mismo para microfinancieras de Nicaragua.

## V. Aplicaciones

Tanto en el ámbito teórico como en la práctica de la industria bancaria, los modelos de *credit scoring* se pueden emplear para evaluar la calidad crediticia de clientes de todo tamaño: *retail* (individuos y PyMEs) y *corporate*. Sin embargo, en la práctica predominan para evaluar el portafolio *retail*, mientras que los deudores *corporate* se evalúan con sistemas de *rating*. Además de las diferencias en las variables empleadas para uno y otro tipo de cliente (ver sección III), la evaluación de grandes empresas implica la revisión de aspectos cualitativos de difícil estandarización, por lo cual el resultado se expresa como una calificación y no como un *score*. De todos modos, Ridpath y Azarchs (2001) estiman modelos de *credit scoring* para empresas grandes que cotizan en bolsa, mientras que Jennings (2001) discute las ventajas de su aplicación en PyMEs. En el resto del documento se analizan modelos diseñados para la banca minorista exclusivamente.

Las entidades pueden emplear estos modelos en la originación, es decir, para resolver solicitudes de crédito. En este caso se trata de modelos reactivos o de *application scoring*. También se emplean para administrar el portafolio de

créditos, en cuyo caso se trata de modelos de seguimiento, proactivos o de *behavioural scoring*, y se pueden emplear para: administrar límites de tarjetas y cuentas corrientes, analizar la rentabilidad de los clientes, ofrecer nuevos productos, monitorear el riesgo y detectar posibles problemas de cobranza, entre otras aplicaciones.

En el caso de los modelos de *application scoring*, las entidades financieras generalmente determinan un *cut off* o punto de corte para determinar qué solicitudes se aceptan (por tener un puntaje mayor o igual al *cut off*) y cuáles no. Como se mencionó en la sección II, la fijación del mismo no responde a consideraciones de riesgo exclusivamente sino que depende de la tasa de beneficios deseada por la entidad y su apetito por el riesgo. A su vez, para la misma rentabilidad deseada, una entidad con una mejor gestión de recuperos o un mejor sistema de administración de límites o de alertas tempranas, podría trabajar con menor *cut off* ya que compensa el mayor riesgo con una menor exposición al mismo o una mejor gestión de recuperos. La relación entre la política de crédito de un banco y su manejo del *scoring* se esquematiza en la Tabla 1.

**Tabla 1 / Fijación del *cut off* y política de crédito**

Score	Banco conservador - minimiza riesgo -	Banco estándar	Banco agresivo - maximiza colocaciones -
1000 riesgo bajo ↑ ↓ riesgo alto 0	<b>Acepta automáticamente</b>	<b>Acepta automáticamente</b>	<b>Acepta automáticamente</b>
	Revisión		
	<b>Rechaza automáticamente</b>	Revisión	Revisión
		<b>Rechaza automáticamente</b>	<b>Rechaza automáticamente</b>

En la práctica, sin embargo, la aplicación no es tan directa. Como se comentó en la introducción, los resultados de un relevamiento en el sistema financiero argentino (ver BCRA, (2006) indican que los *scores* se emplean, en general, de manera mandatoria pero en forma asimétrica: los solicitantes de crédito con un *score* inferior al *cut off* son rechazados, mientras que aquellos con

valores superiores pasan a etapas posteriores de análisis previo al otorgamiento de la financiación.

Por otro lado, en la mayoría de los casos se trata de *scorings* genéricos, es decir, que evalúan la capacidad de pago de un solicitante de crédito sin tener en cuenta las características de la financiación solicitada. Sin embargo, existen desarrollos que apuntan a una mayor precisión en los resultados y están diseñados para solicitantes de un tipo de financiación en particular, como ser prendarios o hipotecarios para la vivienda. La dimensión del tipo de financiación solicitada es relevante, ya que distintos deudores con idéntica capacidad de pago e historial crediticio probablemente muestren distintos patrones de pago según el tipo y plazo de la financiación que soliciten.

Por último, los modelos pueden ser desarrollados con datos externos, como es el caso de los *scores* de buró, o con datos internos de la entidad por ella misma o por consultores externos.

## **VI. Ejemplo: un modelo de *credit scoring* para banca minorista**

### ***VI.1. Descripción de los datos***

El BCRA administra, a través de la Superintendencia de Entidades Financieras y Cambiarias (SEFyC), la *Central de Deudores del Sistema Financiero* (CENDEU), una base de datos que concentra, mes a mes, millones de datos sobre el grado de cumplimiento en los pagos y la calidad crediticia de todos los deudores del sistema financiero con deudas consolidadas superiores a los \$50 con alguna entidad crediticia<sup>9</sup>. La CENDEU posee información detallada de todo deudor del sistema financiero: identificación, sector (privado no financiero, etc.), tipo de deudor (consumo o vivienda, comercial asimilable a consumo y comercial), actividad económica, clasificación de riesgo, entidad acreedora, deuda, tipo de financiación<sup>10</sup> y cobertura con garantías preferidas, entre otras.

---

<sup>9</sup> Por entidades crediticias la normativa se refiere, además de las entidades financieras bancarias y no bancarias, a otras, como las entidades no financieras emisoras de tarjetas de crédito en la modalidad de «sistema cerrado».

<sup>10</sup> El concepto «financiación» incluye, además de los préstamos (hipotecarios, personales, etc.) a las responsabilidades eventuales: garantías otorgadas y adelantos en cuenta corriente (saldos no utilizados), entre otros. El monto acordado como descubierto en cuenta corriente suma en la deuda consolidada y es calificado.

Según las normas del BCRA, todos los deudores del sistema financiero deben ser clasificados en una escala de 1 a 5<sup>11</sup> en función de su riesgo de crédito, para lo cual el principio básico es la capacidad de pago futura de sus obligaciones con la entidad. La capacidad de repago de los deudores minoristas se aproxima en función de los días de atraso y de su situación judicial, mientras que para los comerciales, en función de su flujo financiero proyectado y, de manera secundaria, teniendo en cuenta la posibilidad de liquidar activos. Las reglas también difieren en relación a la periodicidad del proceso: la clasificación se revisa mensualmente para los deudores de consumo o vivienda y asimilables y con una frecuencia variable según su importancia<sup>12</sup> (trimestral, semestral o anual) para los comerciales.

## **VI.2. Metodología empleada: modelo probit**

Cuando al plantear un modelo la variable dependiente o a explicar toma valores discretos, se emplean modelos de regresión discreta. El caso más simple se da cuando ella es binaria y toma los valores 0 o 1, y se puede estimar con distintos enfoques como el modelo de probabilidad lineal, análisis discriminante, los modelos de tipo *probit* y *logit* o con una regresión logística.

Sea  $Y$  una variable aleatoria binaria que toma el valor 1 si ocurre el evento (el deudor cumple con los pagos normalmente) y 0 si entra en mora, se cuenta con una muestra aleatoria de  $n$  observaciones,  $Y_i, i: 1, \dots, n$ , y se define como  $\Omega_i$  al conjunto de información relevante asociado con el individuo  $i$ , que se utilizará para explicar a  $Y_i$ .

Un modelo de elección binaria es un modelo de la probabilidad de ocurrencia del evento  $Y_i$  condicional en el conjunto de información  $\Omega_i$ :

$$P_i = Pr(Y_i = 1 | \Omega_i) \tag{1}$$

---

<sup>11</sup> Hay una sexta calificación, *situación 6, irrecuperables por disposición técnica*, para deudores con cierto riesgo debido a situaciones particulares, aunque no necesariamente más riesgosos que los deudores en situación 5. Por tratarse de pocos deudores y muy heterogéneos, no se los incorporó en la estimación.

<sup>12</sup> Medida por la relación entre sus financiaciones comprendidas (con la entidad) y su Responsabilidad Patrimonial Computable o Activo, según se trate de entidades o fideicomisos financieros.

Dado que  $Y_i$  toma los valores 0 y 1, la esperanza de  $Y_i$  condicional en  $\Omega_i$  es:

$$E(Y_i|\Omega_i) = 1P_i + 0(1 - P_i) = P_i = Pr(Y_i = 1|\Omega_i) \quad (2)$$

En consecuencia, cuando la variable a explicar es binaria, su esperanza condicional es la probabilidad condicional de ocurrencia del evento.

### VI.2.a. El modelo de probabilidad lineal

Supóngase que  $\Omega_i$  está constituido por un vector columna  $X_i$  compuesto por  $k$  variables explicativas, incluyendo a la ordenada al origen,  $\beta$  es un vector columna que contiene los parámetros correspondientes a las variables explicativas, y que se intenta modelar a la variable  $Y_i$  a través del modelo de probabilidad lineal, postulando la siguiente relación:

$$Y_i = \beta^T X_i + \varepsilon_i, \quad \text{donde } E(\varepsilon_i|X_i) = 0 \text{ y } E(\varepsilon_i) = 0, \quad (3)$$

y usando (2),

$$E(Y_i|X_i) = P_i = \beta^T X_i \quad (4)$$

El modelo de probabilidad lineal, como se observa en la ecuación (3), implica estimar un modelo lineal en los parámetros para  $Y_i$ . Los valores predichos deberían **en su mayoría** ubicarse en el intervalo  $[0,1]$ , pudiendo ser interpretados como la probabilidad de que la variable a explicar tome alguno de estos valores.

Mientras que su estimación e interpretación es simple, su utilización se ha visto desalentada por dos problemas en la metodología. En primer lugar, como la esperanza condicionada de  $Y_i$  es igual a la probabilidad condicionada de ocurrencia del evento (de  $Y_i=1$ ), ella debería estar restringida al intervalo  $[0,1]$ . Sin embargo, el modelo lineal no impone ninguna restricción sobre  $\beta^T X_i$ , asumiendo implícitamente que la variable dependiente puede tomar cualquier valor. Es por esto que el modelo puede estimar probabilidades negativas o mayores que uno, lo cual carece de significado económico. A su vez, el término de error de este modelo no es homocedástico, ya que la varianza condicional varía según las observaciones, por lo que las estimaciones de  $\beta$  no son eficientes.

Para resolver estos inconvenientes hay modelos econométricos, generalmente estimados por máxima verosimilitud, que tienen en cuenta la naturaleza discreta de la variable dependiente: se trata de los modelos de respuesta o elección binaria. Ellos utilizan ciertas funciones de distribución para la innovación, con el objetivo de limitar las probabilidades estimadas al intervalo [0,1]: las más usadas son la función de probabilidad acumulada normal estándar y la función logística. Cuando se usa la normal estándar se trata de un modelo *probit*, y *logit* cuando se usa la función logística<sup>13</sup>.

### VI.2.b. Los modelos *probit* y *logit*

El modelo *probit* es una de varias alternativas para estimar modelos de respuesta binaria. La idea consiste en utilizar una función de transformación  $F(x)$  que tenga las siguientes propiedades:

$$F(-\infty) = 0, \quad F(\infty) = 1 \quad \text{y} \quad f(x) \equiv \frac{dF(x)}{dx} > 0 \quad (5)$$

$F(x)$  es una función monótona creciente que «mapea» de la línea real al intervalo [0,1]. Varias funciones de distribución acumulada tienen estas propiedades: la normal, la logística, la de Cauchy y la de Burr, entre otras. Estas distintas alternativas para los modelos de respuesta binaria consisten en una función de transformación  $F(x)$  aplicada a una función índice que depende de las variables explicativas del modelo y que tiene las propiedades de una función de regresión, pudiendo ser lineal o no lineal.

La siguiente es una especificación general para cualquiera de los modelos de elección binaria:

$$E(Y_i | \Omega_i) = F(h(X_i)), \quad \text{donde } h \text{ es la función índice.} \quad (6)$$

---

<sup>13</sup> La función logística es la distribución acumulada de la distribución *sech*<sup>2</sup>, la secante hiperbólica al cuadrado. La ventaja de esta distribución es que tiene una expresión sencilla. Salvo por esta diferencia, que con los recursos computacionales disponibles en la actualidad no es significativa, ambas distribuciones difieren muy poco y sólo en las colas: la función logística tiene colas levemente más gordas. Al comparar los resultados obtenidos con ambas funciones, se debe tener en cuenta que la varianza de la normal estándar es 1, en tanto que la de la distribución *sech*<sup>2</sup> es  $\pi^3$ . Para obtener coeficientes comparables se debe multiplicar a los del modelo *logit* por  $\pi/(3^{1/2})$ . Amemiya (1981) sugiere multiplicarlos por 0,625 ya que esta transformación acerca más la función logística a la función de distribución de la normal estándar.

Si bien  $h$  puede ser cualquier tipo de función, generalmente se utiliza una especificación lineal:

$$E(Y_i | \Omega_i) = F(\beta^T X_i), \quad (7)$$

por lo cual el modelo de elección binaria es simplemente una transformación no lineal de una regresión lineal, y si bien  $\beta^T X_i$  puede tomar cualquier valor sobre la línea real,  $F(\beta^T X_i)$  está limitado al intervalo  $[0,1]$ . En el modelo *probit*, la función de transformación  $F(x)$  es la función de distribución acumulada normal estándar, y por definición satisface las condiciones impuestas en (5). En este caso, el modelo de elección binaria puede escribirse de la siguiente manera:

$$P_i = E(Y_i | \Omega_i) = F(\beta^T X_i) = \Phi(\beta^T X_i) \equiv \int_{-\infty}^{\frac{\beta^T X_i}{\sigma}} \frac{e^{-\frac{s^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} ds \quad (8)$$

Cuando se trata de modelos *logit*,  $F(x)$  es la función logística y el modelo de respuesta binaria se escribe como:

$$P_i = E(Y_i | \Omega_i) = F(\beta^T X_i) = \frac{e^{\beta^T X_i}}{1 + e^{\beta^T X_i}} \quad (9)$$

Los modelos *probit* y *logit* pueden ser derivados de otro modelo que introduce una variable no observada o latente  $y^*$ , de la siguiente manera. Sea,

$$y_i^* = \beta^T X_i + \varepsilon_i, \text{ con } \varepsilon_i \sim iid(0,1) \quad (10)$$

Si bien  $y^*$  no se observa, decimos que:

$$Y_i = 1 \text{ si } y_i^* > 0 \text{ y } Y_i = 0 \text{ si } y_i^* \leq 0 \quad (11)$$

Luego, la probabilidad que  $Y_i=1$  viene dada por:

$$\begin{aligned} P(Y_i = 1) &= P(y_i^* > 0) = P(\beta^T X_i + \varepsilon_i > 0) = 1 - P(\beta^T X_i + \varepsilon_i \leq 0) = \\ &= 1 - P(\varepsilon_i \leq -\beta^T X_i) = 1 - F(-\beta^T X_i) = F(\beta^T X_i) \end{aligned} \quad (12)$$

ya que se supone que  $\varepsilon_i$  tiene una distribución simétrica. Cuando  $\varepsilon_i \sim N(0,1)$ ,  $F$  es  $\phi$ , la función de distribución de probabilidades acumuladas normal estándar y se trata del modelo *probit*, mientras que si  $F$  es la función logística se trata de un *logit* y su densidad también es simétrica alrededor de cero.

Luego, y tomando como ejemplo el modelo *probit*,

$$\begin{aligned} P(Y_i = 1) &= F(\boldsymbol{\beta}^T X_i) = \Phi(\boldsymbol{\beta}^T X_i) \quad \text{y} \\ P(Y_i = 0) &= 1 - \Phi(\boldsymbol{\beta}^T X_i) \end{aligned} \quad (13)$$

### VI.2.c. Estimación de los modelos logit y probit

La estimación de estos modelos se hace por máxima verosimilitud. Con métodos numéricos se buscan los valores de  $\boldsymbol{\beta}$  que maximizan la siguiente función logarítmica de verosimilitud:

$$\ell(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^n (Y_i \log(F(\boldsymbol{\beta}^T X_i)) + (1 - Y_i) \log(1 - F(\boldsymbol{\beta}^T X_i))) \quad (14)$$

Las condiciones de primer orden para un máximo en (14) son:

$$\sum_{i=1}^n \frac{(Y_i - \hat{F}_i) \hat{f}_i X_{ij}}{\hat{F}_i (1 - \hat{F}_i)} = 0, \quad j = 1, \dots, k \quad (15)$$

donde,

$$\hat{F}_i \equiv F_i(\mathbf{b}^T X_i) \quad \text{y} \quad \hat{f}_i \equiv f_i(\mathbf{b}^T X_i),$$

siendo  $\mathbf{b}$  el vector de estimativos máximo verosímiles. Cuando (14) es globalmente cóncava, satisfacer las condiciones de primer orden asegura que el máximo es único. Los modelos *probit*, *logit* y otros tipos de modelos de respuesta binaria satisfacen las condiciones de regularidad necesarias para que las estimaciones de los parámetros sean consistentes y asintóticamente normales, con la matriz de covarianzas asintótica dada por la inversa de la matriz de información.

### VI.3. Interpretación del modelo

En el contexto de los modelos de *credit scoring* se puede asociar  $\boldsymbol{\beta}^T X_i$  a la calidad crediticia del individuo (variable latente o no observada). Cambiando su denominación por  $Z_i$ , esta variable representa la calidad crediticia del individuo, que se puede suponer el resultado de una función lineal en sus parámetros, como por ejemplo:

$$Z_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \varepsilon_i \quad (16)$$

Las estimaciones de los parámetros  $\beta_j$  se obtienen por máxima verosimilitud como se explicó en los párrafos anteriores, y las variables  $X_j$  contienen la información de los deudores. Habiendo obtenido las estimaciones  $b_j$ , el modelo empírico con el que trabajará el analista de riesgo es:

$$z_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + \dots + b_5 X_{5i} \quad (17)$$

cuando se trata de un modelo que emplea cinco variables ( $j=5$ ). La variable  $Z_i$  es el *score* estimado del deudor, una medida de su calidad crediticia obtenida a partir de los parámetros estimados y de su propia información. Este *score*, aplicado a las funciones de distribución de probabilidades acumuladas normal o logística, permite conocer la probabilidad de incumplimiento y en consecuencia el riesgo del deudor.

### VI.3.a. Relación entre el score y el riesgo

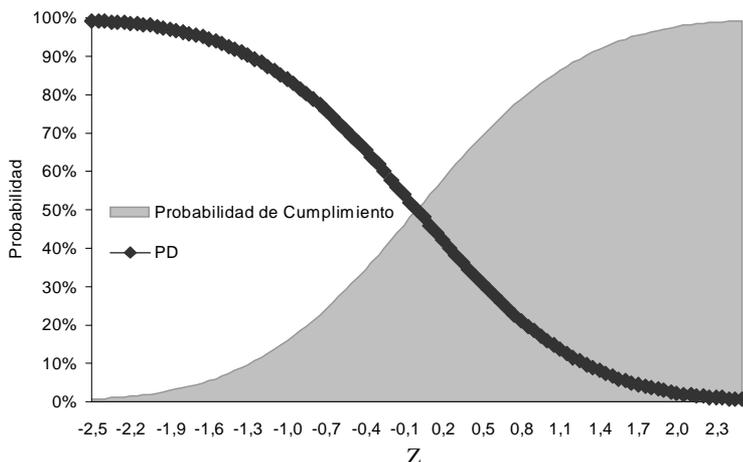
Habiendo definido al *score*, se puede reescribir (13) como:

$$P(Y_i = 1) = F(Z_i) = \Phi(Z_i) \quad \text{y} \quad (18)$$

$$P(Y_i = 0) = 1 - \Phi(Z_i)$$

donde queda claro que cambios en  $Z_i$  implican cambios en la *PD* del individuo.

**Gráfico 2 / Relación entre el score y el riesgo**



Como se observa en el Gráfico 2, la relación entre *score* y riesgo (la *PD*) no es lineal, por lo que el cambio en el riesgo derivado de un cambio en el *score* depende de los valores que este último tome. Para valores del *score* muy bajos, un aumento en el mismo produce una rápida subida en la probabilidad de cumplimiento y una rápida disminución de la *PD*, mientras que para valores del *score* altos, una mejora en el mismo hace que la probabilidad de cumplimiento aumente poco y genera una leve caída en el riesgo. Es decir, cuanto mayor es el *score*, menor es la caída en el riesgo derivada de un aumento en el primero.

### VI.3.b. Efectos Marginales

Los  $\beta_j$  (o su estimación  $b_j$ ) no tienen una interpretación directa como en mínimos cuadrados ordinarios, ya que sólo representan el efecto que un cambio en  $X_j$  tiene sobre el *score* del individuo, a la vez que su signo muestra si la relación con la *PD* es directa o inversa. Sin embargo, para **cuantificar** el efecto de  $X_j$  sobre la *PD* se debe computar su **efecto marginal**.

Dado que  $F$  es una función no lineal, cambios en los valores de cualquiera de las variables explicativas, si bien afectan linealmente a la función índice, tienen un efecto no lineal sobre la probabilidad estimada de ocurrencia del evento.

El **efecto marginal** de  $X_{ij}$  indica el cambio en la probabilidad de ocurrencia del evento (el cambio en la probabilidad de cumplimiento de las obligaciones) para el individuo  $i$ , ante un pequeño cambio en el valor de la variable  $X_j$ .

$$\text{Como, } E(Y_i|\Omega_i) = P_i = F(Z_i), \quad (19)$$

$$\frac{\partial P_i}{\partial X_{ij}} = \frac{\partial F(Z_i)}{\partial X_{ij}} = \frac{dF(Z_i)}{dZ_i} \frac{\partial Z_i}{\partial X_{ij}} = f(Z_i) \frac{\partial Z_i}{\partial X_{ij}} = f(Z_i) \beta_{ij} \quad (20)$$

En este caso, el evento se definió como el cumplimiento normal de las obligaciones, por lo que (20) muestra cómo cambia la probabilidad de cumplir con el pago de la financiación en respuesta a un cambio pequeño en  $X_{ij}$ . Sin embargo, como  $PD_i = 1 - P_i$ ,

$$\frac{\partial PD_i}{\partial X_{ij}} = - \frac{\partial F(Z_i)}{\partial X_{ij}} = - \frac{dF(Z_i)}{dZ_i} \frac{\partial Z_i}{\partial X_{ij}} = -f(Z_i) \frac{\partial Z_i}{\partial X_{ij}} = -f(Z_i) \beta_{ij} \quad (21)$$

La expresión en (21) cuantifica cuánto cambia la *PD* del individuo *i* ante cambios pequeños en la variable continua  $X_j$ . De derecha a izquierda, la primera derivada (parcial) o  $\beta_j$  muestra el efecto de un cambio en  $X_j$  sobre el *score* del individuo *i*, mientras que la segunda muestra el efecto de un cambio en el *score* sobre la probabilidad de *default*, dado por el valor de la función de densidad evaluado en  $Z_i$ . Empleando la expresión de la función de densidad normal y reemplazando  $Z_i$  y  $\beta_j$  por sus estimaciones ( $z_i$  y  $b_j$  respectivamente), la estimación del efecto marginal viene dada por:

$$\frac{\partial \hat{PD}_i}{\partial X_{ij}} = -\frac{e^{-\frac{z_i^2}{2}}}{\sqrt{2\pi}} b_j \quad (22)$$

Como el cociente es positivo, un valor negativo de  $b_j$  hará que aumentos en  $X_j$  bajen el *score* y a su vez aumenten la *PD*.

#### VI.4. Ejemplo<sup>14</sup>

En esta sección se estima un modelo de *credit scoring* con la técnica del probit. Con datos de la CENDEU, se construye un modelo que predice el comportamiento de los deudores *retail* del sistema financiero: individuos y PyMEs. Los primeros corresponden a los categorizados como deudores de consumo o vivienda, mientras que las PyMEs se asocian a los deudores comerciales asimilables a consumo. Por tratarse de un modelo para deudores del sistema financiero, se trata de un modelo de comportamiento, no de originación.

La muestra empleada en la estimación se construyó de la siguiente manera. Para cada uno de los años comprendidos en el período 2000-2006 se seleccionaron los deudores no comerciales del sector privado no financiero que a comienzos de cada año no se encontraban en *default*. Se definió *default* como estar en situación 3, 4 o 5 en la entidad, ya que para estos deudores implica en general un atraso superior a los 90 días, que es el período que comúnmente se emplea para identificar el *default*.

Habiendo definido la población objetivo, conformada por poco más de 32.600.000 deudores, se tomó una muestra aleatoria del 20% de la misma, con informa-

---

<sup>14</sup> Para la estimación del modelo presentado en esta sección se utilizaron los programas EVIEWS 4.1 y SAS 9.1.

ción sobre aproximadamente 6,5 millones de deudores. Aunque no es el objetivo de este trabajo discutir técnicas de validación de modelos, el 80% restante de los datos se puede emplear para hacer ejercicios *out-of-sample* que permitan evaluar la *performance* del modelo.

La variable a explicar es la situación de *default* o no *default* de los deudores (ninguno de los cuales estaba en *default* al comienzo de cada uno de los períodos analizados) al cierre de cada año, lo cual le otorga a la *PD* estimada una dimensión anual<sup>15</sup>. Las variables explicativas se tomaron todas, directa o indirectamente, de la CENDEU<sup>16</sup>, y son las siguientes:

- *calificación inicial*: la calificación asignada al deudor al comienzo de cada período, que puede ser 1 o 2 por los filtros impuestos en la muestra;
- *historia crediticia*: aproximada por la calificación que tenía el deudor en la entidad 180 días antes de cada período;
- *peor calificación sistema*: la peor calificación que, al comienzo de cada período, tiene el deudor en el sistema financiero (puede o no coincidir con la calificación en la entidad);
- *tipo de entidad*: es una variable categórica que busca controlar por distintos criterios o políticas en la evaluación del riesgo, que puedan afectar el perfil de riesgo de las carteras de préstamos. La variable identifica si el banco es público, de capital extranjero, etc;
- *tipo de deudor*: busca controlar por tipo de deudor, consumo o vivienda o asimilable;
- *clean*: es una variable *dummy* que toma un valor 0 si la deuda está cubierta con garantías preferidas A o B, y 1 de lo contrario. Por tratarse de deudores minoristas, es de esperar que refleje la existencia de garantías preferidas B,

---

<sup>15</sup> En otras palabras, la variable dependiente es la clasificación que obtendrá cada «deudor-banco» dentro de 12 meses, mapeada a una escala binaria. Si un mismo individuo tiene deudas con dos bancos distintos, para cada una de ellos se pronosticará su comportamiento futuro.

<sup>16</sup> Las variables fueron seleccionadas con el propósito de que el modelo fuera simple y fácil de entender, y no para construir un modelo que fuera a ser usado en la práctica. Existen muchas otras variables que podrían haberse incluido para incrementar el poder discriminatorio del modelo.

como es el caso de las financiaciones cubiertas con garantías prendarias o hipotecarias;

- *total de bancos*: es una variable categórica que indica con cuántas entidades el deudor tiene obligaciones (1 o 2, 3 o 4, 5 o 6, 7 u 8, más de 8);
- *crecimiento PBI*: la tasa de crecimiento del PBI, durante cada período;
- *deuda banco*: total de financiamiento tomado de la entidad, incluyendo responsabilidades eventuales;
- *deuda sistema*: ídem anterior, computada para el total del sistema financiero;
- *cobertura*: el cociente entre garantías preferidas y la deuda con la entidad;
- *significancia*: el cociente entre la deuda con la entidad y la deuda total en el sistema, busca capturar la importancia que el endeudamiento con la entidad tiene en relación a su endeudamiento con el total del sistema financiero.

Los resultados de las estimaciones se presentan en la Tabla 2, junto con el cómputo de los efectos marginales<sup>17</sup>. En el anexo se muestran estadísticas descriptivas de las variables empleadas en la estimación del modelo.

En general los coeficientes estimados (los  $b_j$ s) tienen los signos esperados. En el caso de las variables que reflejan el comportamiento corriente y pasado de pagos, los deudores que al comienzo de cada período están en situación 2 son sensiblemente más riesgosos que aquellos en situación 1. En promedio, dos deudores idénticos en todo salvo en su situación inicial, el que se encuentra en situación 2 tiene una *PD* un 22,7% mayor que el que está en situación 1. Un resultado similar se obtiene para la variable *peor calificación sistema*: cuanto más baja es la peor calificación en el sistema financiero, mayor la probabilidad de que el deudor haga *default* en la entidad financiera.

---

<sup>17</sup> El concepto de efecto marginal corresponde a las variables continuas. En el caso de las variables categóricas, en general se compara cómo cambia la *PD* cuando la variable toma distintos atributos.

**Tabla 2 / Estimación del Modelo de Credit Scoring: Resultados**

Variable	Coefficiente estimado ( $b_j$ )	Efecto marginal
ordenada al origen	-1,36 ***	
crecimiento PBI	3,59 ***	-36%
crecimiento PBI <sub>-1</sub>	0,05 **	-0,5%
calificación inicial: 1	1,10 ***	-
calificación inicial: 2	0,00 ***	22,7%
peor calificación sistema: 1	0,82 ***	-
peor calificación sistema: 2	0,30 ***	7,0%
peor calificación sistema: 3	-0,07 ***	15,4%
peor calificación sistema: 4	-0,11 ***	16,7%
peor calificación sistema: 5	0,00 ***	13,6%
historia crediticia: 0	0,80 ***	2,5%
historia crediticia: 1	1,03 ***	-
historia crediticia: 2	0,68 ***	4,2%
historia crediticia: 3	0,29 ***	11,7%
historia crediticia: 4	0,09 ***	17,1%
historia crediticia: 5	0,00 ***	19,8%
tipo de entidad : Caja de Crédito	-0,26 ***	3,3%
tipo de entidad : Comp. Fin. Capital Extranjero	-0,33 ***	4,4%
tipo de entidad : Comp. Fin. Capital Nacional	-0,17 ***	2,1%
tipo de entidad : Local de Capital Extranjero	-0,01 ***	0,2%
tipo de entidad : Privado de Capital Nacional	0,10 ***	-0,9%
tipo de entidad : Público Municipal	0,13 ***	-1,3%
tipo de entidad : Público Nacional	0,05 ***	-0,5%
tipo de entidad : Público Provincial	0,10 ***	-1,0%
tipo de entidad : Sucursal Capital Extranjero	0,00 ***	-
tipo de deudor : Consumo o Vivienda	0,00 ***	-
tipo de deudor : Asimilable	-0,06 ***	0,6%
total de bancos: 1 - 2	0,50 ***	-
total de bancos: 3 - 4	0,40 ***	1%
total de bancos: 5 - 6	0,21 ***	4%
total de bancos: 7 - 8	0,00 ***	7%
total de bancos: + de 8	-0,31 ***	14%
<i>clean</i>	0,00 ***	2,3%
<i>no clean</i>	0,28 ***	-
deuda banco	-0,00 ***	0,0%
deuda banco <sup>2</sup>	0,00 ***	
deuda banco <sup>3</sup>	0,00 ***	
deuda sistema	0,00 ***	0,0%
deuda sistema <sup>2</sup>	0,00 ***	
deuda sistema <sup>3</sup>	0,00 ***	
cobertura	-1,82 ***	14,8%
cobertura <sup>2</sup>	2,38 ***	
cobertura <sup>3</sup>	-0,49 ***	
significancia	-2,20 ***	9,3%
significancia <sup>2</sup>	4,67 ***	
significancia <sup>3</sup>	-2,86 ***	

Nota: \*\*\* y \*\* indican significatividad estadística al 99,9% y 99% respectivamente.

En el caso del comportamiento de pagos histórico, la variable *historia crediticia* tiene el resultado esperado: los deudores que 6 meses antes estaban en situación irregular en la entidad, tienen más probabilidad de hacer *default* que los que no tuvieron ningún problema (estaban en situación 1). El resultado para los deudores «nuevos», cuya calificación histórica es 0, refleja que su calidad crediticia es peor que la de los deudores con buen comportamiento histórico, y que son mejores que los que tuvieron algún problema.

El coeficiente de la variable *dummy* para los deudores de consumo o vivienda, normalizado a cero en la estimación, es mayor que el coeficiente de los deudores comerciales asimilables a consumo. Esto implica que las PyMEs tendrán, en promedio y en comparación a los individuos, una *PD* un 0,6% mayor. Por otro lado, la variable *total de bancos* muestra que para los deudores *retail* ser deudor de una mayor cantidad de entidades está asociado a un mayor riesgo. El último control, que refleja si la financiación está cubierta o no con garantías preferidas, como son los créditos hipotecarios para la vivienda y los prendarios automotor en el caso de las familias, indica que las financiaciones con este tipo de cobertura presentan una menor probabilidad de incumplimiento. O sea, las financiaciones *clean* son más riesgosas: en promedio el riesgo aumenta un 2,3%.

En relación a los coeficientes estimados de las variables *deuda banco* y *deuda sistema*, si bien son estadísticamente significativos, sus efectos marginales evidencian que el impacto de estas variables en el riesgo del deudor es muy bajo. Las variables continuas que, además de ser estadísticamente significativas, tienen efectos marginales relevantes son *crecimiento económico*, *cobertura* y *significancia*.

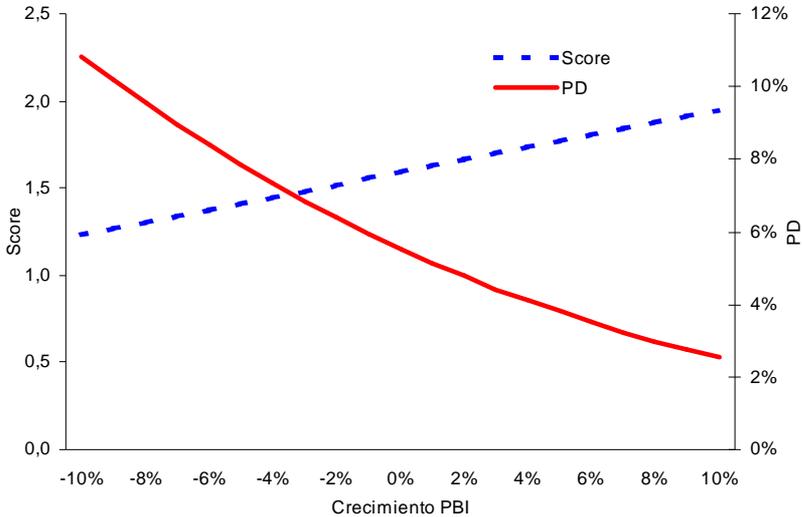
Los resultados para el crecimiento del PBI<sup>18</sup> muestran que en promedio un aumento en la tasa de crecimiento del PBI reduce el riesgo del deudor en un 36% aproximadamente. Este efecto marginal es sin embargo un promedio, ya que en la práctica el efecto real depende de las otras características del deudor incluidas en el modelo. A continuación, el Gráfico 3 es un gráfico de efec-

---

<sup>18</sup> El comportamiento observado durante el período 2002-2003 eventualmente podría distorsionar la relación entre el riesgo de crédito y las variables empleadas en la estimación. Para verificar la confiabilidad de las estimaciones, un ejercicio consiste en estimar una versión alternativa del modelo sin la información del período 2002-2003, y comparar los parámetros estimados con los del modelo completo.

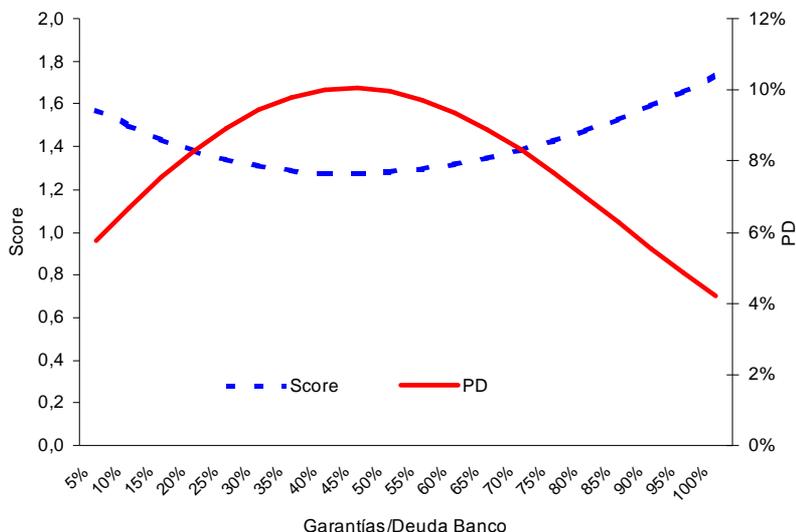
tos marginales: muestra cómo cambian el *score* y la *PD* del deudor promedio a medida que se acelera el crecimiento de la economía.

**Gráfico 3 / Crecimiento económico y *PD***



El efecto marginal de la variable *significancia* es de 9,3%. Esto indica que la *PD* aumenta en promedio un 9,3% cuando la deuda en la entidad gana participación en su endeudamiento total en el sistema. Sin embargo, esta variable tiene un efecto no lineal sobre el riesgo, por lo que el efecto marginal es sólo un promedio que debe complementarse con el análisis de gráficos marginales. Por último, la variable *cobertura* tiene un efecto marginal estimado de 14,9%. Esto indicaría que en la medida que la cobertura con garantías preferidas aumenta, también lo hace el riesgo. Sin embargo, esto se debe a que la relación es no lineal: el impacto de la cobertura sobre la *PD* depende del nivel de cobertura, como se ve en el Gráfico 4.

**Gráfico 4 / Cobertura con Garantías Preferidas y PD**



La relación entre cobertura con garantías preferidas y riesgo no es lineal: para porcentajes bajos la relación es creciente, un aumento en el porcentaje cubierto con garantías preferidas está asociado a una mayor *PD*, mientras que esta relación se invierte cuando la cobertura es superior al 50% aproximadamente. Una interpretación plausible para el tramo creciente es que frecuentemente, y sobre todo para los deudores de naturaleza comercial<sup>19</sup> con líneas *revolving*, cuando muestran signos de deterioro se les pide que entreguen garantías para mantener las líneas activas. Por otro lado, el tramo decreciente seguramente refleja el comportamiento de los deudores cuyas financiaciones están cubiertas con garantías de tipo prendario o hipotecario.

## VII. Conclusiones

El trabajo revisó y buscó clarificar distintos aspectos asociados a los modelos de *credit scoring*. Aunque nada impide que estas técnicas se apliquen a grandes empresas, y de hecho existen algunos desarrollos para ellas, los modelos de *credit scoring* se emplean mayormente para evaluar individuos y pequeñas y medianas empresas, mientras que las grandes empresas se analizan a

<sup>19</sup> La muestra empleada en la estimación incluye deudores PyME.

través de sistemas de *rating*. Si bien su aplicación más conocida es en la originación de financiaciones, las entidades financieras emplean estas herramientas también con otros propósitos, como por ejemplo en el diseño de estrategias de *marketing* para ofrecer productos de manera proactiva y masiva.

Los modelos de *credit scoring* difieren en la información que emplean, en función del sujeto evaluado (individuos o PyMEs) y del desarrollador del modelo (con datos de buró o de la entidad financiera). En cualquier caso, la revisión de la literatura especializada muestra que en su construcción predominan los enfoques econométricos (regresión logística, modelos *probit*) y desarrollos de inteligencia artificial, como los árboles de decisión. Los motivos para su predominio son básicamente dos: en general las metodologías relevadas muestran resultados similares, por lo que tienden a emplearse aquellas cuyo funcionamiento e interpretación son más sencillos, en contraposición a enfoques más sofisticados y de difícil interpretación, como ser las redes neuronales.

Los resultados del modelo estimado con datos de la CENDEU, construido con el sólo propósito de funcionar como ejemplo, muestran la relevancia de las siguientes variables para predecir el comportamiento de los deudores: la historia de pagos y el comportamiento corriente en otras entidades financieras; la «búsqueda de financiamiento», aproximada por la cantidad de entidades con la que los deudores operan; si la deuda está cubierta con garantías preferidas (como los hipotecarios y prendarios) y el grado de cobertura. Otra variable que tiene una importancia significativa, y cuya inclusión en cualquier modelo es crítica, es el nivel de actividad o PBI. Su rol en el modelo estimado es el esperado: en los años buenos la creación de empleo y el aumento en las ventas mejoran la calidad crediticia de individuos y PyMEs, por lo que su riesgo disminuye.

## Referencias

- **Altman, E. (1968).** «Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy», *Journal of Finance*.
- **Amemiya, T. (1981).** «Qualitative Response Models: A Survey», *Journal of Economic Literature*, Vol. 19, N° 4, pp. 1483-1536.
- **Banco Central de la República Argentina, comunicaciones «A» 4325, 4559 y 4572.**
- **Banco Central de la República Argentina (2006).** «Sistemas de Información para la Administración del Riesgo de Crédito. Relevamiento en el Sistema Financiero Argentino», Gerencia de Investigación y Planificación Normativa y Gerencia de Régimen Informativo.
- **Basel Committee on Banking Supervision (2005).** «Studies on the Validation of Internal Rating Systems», BCBS Publications N°14.
- **Boral, A., L.V. Carty y E. Falkenstein (2000).** «RiskCalc™ For Private Companies: Moody's Default Model. Rating Methodology», Moodys Investor Service, Global Credit Research.
- **Boyes, W. J., D. L. Hoffman y A. S. Low (1989).** «An Econometric Analysis of the Bank Credit Scoring Problem», *Journal of Econometrics*, 40, pp. 3-14.
- **Cheung, S. (1996).** «Provincial Credit Ratings in Canada, An Ordered Probit Analysis», Bank of Canada, Working Paper 96-6.
- **Gordy, M. B. (2000).** «A Comparative Anatomy of Credit Risk Models», *Journal of Banking & Finance*, 24, pp. 119-149.
- **Greene, W. H. (1992).** «A Statistical Model for *Credit Scoring*», Mimeo.
- **Hand, D. J. y W. E. Henley (1997).** «Statistical Classification Methods in Consumer *Credit Scoring*: a Review», *Royal Statistical Society*, 160, Part 3, pp. 523-541.

- **Jennings, A. (2001).** «The Importance of Credit Information and Credit Scoring for Small Business Lending Decisions», Proceedings from the Global Conference on Credit Scoring, Washington, D.C.
  
- **Mester, L. J. (1997).** «What's the Point of *Credit Scoring?*», Federal Reserve Bank of Philadelphia, pp. 3-16.
  
- **Milena, E., M. Miller y L. Simbaqueba (2005).** «The Case for Information Sharing by Microfinance Institutions: Empirical Evidence of the Value of Credit Bureau-Type Data in the Nicaraguan Microfinance Sector», The World Bank, Mimeo.
  
- **Miller, M. y D. Rojas (2005).** «Improving Access to Credit for SMEs: An Empirical Analysis of the Feasibility of Pooled Data Small Business Credit Scoring Models in Colombia and Mexico», The World Bank, Mimeo.
  
- **Nickell, P., W. Perraudin y S. Varotto (1998).** «Stability of Rating Transitions», Bank of England.
  
- **Powell, A., N. Mylenko, M. Miller y G. Majnoni (2004).** «Improving Credit Information, Bank Regulation, and Supervision: On the Role and Design of Public Credit Registries», World Bank Policy Research Working Paper N° 3443.
  
- **Srinivasan, V. y Y. H. Kim (1987).** «Credit Granting: A Comparative Analysis of Classification Procedures», *The Journal of Finance*, Vol. XLII, N° 3.
  
- **Ridpath, B. and T. Azarchs (2001).** «Standard & Poor's Response to the New Basel Capital Accord», Standard & Poor's.
  
- **Thomas, L. C. (2000).** «A Survey of credit and behavioral scoring: forecasting financial risk of lending to consumers», *International Journal of Forecasting*, 16, pp. 149-172.

## Anexo

**Tabla A / Distribución de frecuencias muestrales de las variables categóricas empleadas**

Valor de variable categórica	Período						
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
<b>Calificación Inicial</b>							
1	95,1%	94,8%	94,3%	94,2%	94,3%	98,3%	98,5%
2	4,9%	5,2%	5,7%	5,8%	5,7%	1,7%	1,5%
<b>Peor Calificación en el Sistema</b>							
1	87,0%	86,4%	86,1%	83,8%	83,9%	93,8%	94,9%
2	6,8%	7,1%	6,8%	6,0%	5,9%	2,3%	2,2%
3	1,8%	1,8%	1,8%	1,9%	1,9%	0,4%	0,5%
4	2,0%	2,0%	2,2%	2,8%	2,8%	0,4%	0,5%
5	2,4%	2,7%	3,1%	5,5%	5,5%	3,0%	2,0%
<b>Historia Crediticia</b>							
0	42,1%	19,7%	15,3%	13,2%	13,1%	23,3%	23,9%
1	54,7%	76,5%	80,7%	80,2%	80,4%	74,7%	74,9%
2	2,3%	2,7%	2,8%	4,3%	4,2%	1,1%	0,8%
3	0,5%	0,6%	0,7%	1,2%	1,2%	0,3%	0,2%
4	0,3%	0,3%	0,3%	0,9%	0,9%	0,3%	0,1%
5	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,3%	0,2%
<b>Tipo de Deudor</b>							
Comercial asimilable a Cons.	NA*	4,0%	3,6%	2,4%	2,4%	5,1%	4,2%
Consumo o Vivienda	NA*	96,0%	96,4%	97,6%	97,6%	94,9%	95,8%
<b>Total de Bancos</b>							
1-2	71,6%	71,5%	71,4%	82,6%	82,6%	84,8%	81,3%
3-4	23,7%	24,1%	24,4%	15,7%	15,8%	14,0%	16,9%
5-6	3,9%	3,8%	3,6%	1,5%	1,5%	1,1%	1,6%
7-8	0,6%	0,5%	0,5%	0,1%	0,1%	0,1%	0,1%
más de 8	0,2%	0,1%	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
<b>Default</b>							
Calif. Final 3, 4 o 5	9,0%	9,8%	14,6%	5,5%	3,1%	3,4%	9,0%
<b>Deudores en Situaciones 1 y 2 al comienzo de cada período en la muestra</b>							
Calif. Inicial 1 o 2	1.123.166	1.116.028	1.009.579	644.222	643.578	862.229	1.109.465

Nota: elaboración propia en base a datos de la Central de Deudores del Sistema Financiero. Los datos corresponden a principios de enero de cada año. Para que las distribuciones sean más informativas, se calcularon controlando por el período al que corresponden. \* En este período la información sobre tipo de deudor no se reportaba al BCRA.

**Tabla B / Estadísticas descriptivas de la muestra empleada – variables continuas**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
<b>Crecimiento PBI</b>	-0,8%	-4,4%	-10,9%	8,8%	9,0%	9,2%	8,5%
<b>Deudores muestrados</b>	1.123.166	1.116.028	1.009.579	644.222	643.578	862.229	1.109.465
<b>Deuda Banco (\$ miles)</b>							
<b>Máximo</b>	199,9	75.527	3.947	4.470	34.483	15.496	19.018
<b>Media</b>	5,1	4,9	4,7	4,0	4,0	3,9	4,8
<b>Mediana</b>	1,2	1,1	1,0	0,8	0,8	1,1	1,4
<b>Mínimo</b>	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
<b>Desvío Estándar</b>	13,4	72,9	13,7	12,7	44,5	22,5	28,7
<b>Kurtosis</b>	56,5	1.030.740	8.386	24.398	559.747	265.589	182.409
<b>Asimetría</b>	6,5	995,5	39,0	77,1	722,8	408,7	310,1
<b>Deuda Sistema (\$ miles)</b>							
<b>Máximo</b>	324.634	274.532	305.644	468.961	536.892	438.191	779.753
<b>Media</b>	22,6	19,8	16,1	12,7	15,2	13,2	18,4
<b>Mediana</b>	2,8	2,7	2,6	1,6	1,6	2,1	2,8
<b>Mínimo</b>	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
<b>Desvío Estándar</b>	880,4	857,7	632,0	874,3	1.410,7	933,3	1.511,2
<b>Kurtosis</b>	44.915	51.446	141.933	156.713	106.676	116.372	162.459
<b>Asimetría</b>	185,3	211,0	343,5	356,1	310,2	310,1	368,6
<b>Cobertura (%)</b>							
<b>Máximo</b>	1,0	1,0	4,0	1,2	1,1	1,5	1,3
<b>Media</b>	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
<b>Mediana</b>	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
<b>Mínimo</b>	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
<b>Desvío Estándar</b>	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,2	0,2
<b>Kurtosis</b>	2,3	3,1	4,2	4,6	4,6	10,7	13,1
<b>Asimetría</b>	2,1	2,2	2,4	2,6	2,6	3,6	3,9
<b>Significancia (%)</b>							
<b>Máximo</b>	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
<b>Media</b>	0,6	0,6	0,6	0,7	0,7	0,7	0,7
<b>Mediana</b>	0,7	0,7	0,7	1,0	1,0	1,0	1,0
<b>Mínimo</b>	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
<b>Desvío Estándar</b>	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,3	0,4
<b>Kurtosis</b>	-1,5	-1,5	-1,5	-1,0	-1,2	-0,9	-1,1
<b>Asimetría</b>	-0,4	-0,3	-0,3	-0,8	-0,8	-0,9	-0,7

Nota: elaboración propia en base a datos de la Central de Deudores del Sistema Financiero. Los datos corresponden a principios de enero de cada año. Para que las estadísticas sean más informativas, se calcularon controlando por el período al que corresponden.

# Contabilidad del ciclo económico para la Argentina utilizando la utilización del capital\*

**Tiago V. de V. Cavalcanti**

University of Cambridge

**Pedro Elosegui**

**George McCandless**

**Emilio Blanco**

Banco Central de la República Argentina

## Resumen

Mediante una variación del método contable del ciclo económico de Chari, Kehoe y McGrattan (2007) se estudia el ciclo económico de la Argentina en el período comprendido entre 1972 y 2006. El método supone una descomposición contable del ciclo en cuatro brechas. La utilización del capital se emplea como una variable de decisión de los hogares para poder extraer mejor la brecha que funciona como un impuesto al capital. Al aplicar el modelo a la Argentina, comprobamos que la totalidad de las cuatro brechas son importantes para explicar la evolución del producto durante el período considerado (aunque el factor «exportaciones netas» es el menos importante). Los principales sub-períodos políticos pueden caracterizarse por la importancia relativa de cada una de las brechas. Comparamos los resultados de esta técnica con la narrativa convencional.

*Clasificación JEL:* E22, E32, N16.

*Palabras clave:* ciclo económico, utilización de capital, medición de distorsiones.

---

\* Los autores agradecen a Ricardo Bebczuk, Sebastián Katz, Carlos Zarazaga y a los referís anónimos quienes aportaron valiosos comentarios. También a Abel Viglioni quien facilitó los datos de utilización de capital. Las opiniones expresadas en este trabajo son de los autores y no reflejan necesariamente las del BCRA.



# Business cycle accounting for Argentina utilizing capital utilization\*

**Tiago V. de V. Cavalcanti**

University of Cambridge

**Pedro Elosegui**

**George McCandless**

**Emilio Blanco**

Central Bank of Argentina

## Summary

We use a variation on the business cycle accounting method of Chari, Kehoe and McGrattan (CKM) to study the business cycle in Argentina from 1972 to 2006. The method uses real data together with the equilibrium conditions of a prototype growth model to measure four wedges that are explained by the variables of the model. These wedges can be viewed as distortions from a perfectly competitive economy and represent the result of a set of policies and institutions which affect productivity and factors input.

The accounting procedure allows us to analyze the Argentine economy over a time period that has been subjected to several structural breaks that can be associated with different economic regimes. CKM show that a large class of economic models, including those with various additional features (e.g., financial frictions, nominal rigidities, entrepreneur decisions, and monetary shocks) are equivalent to a prototype growth model with time-varying wedges. Institutions, public policies, fiscal, monetary, income and labor policies affect the four wedges and therefore affect the allocations of capital and labor, net exports and productivity in the economy. In their standard model for business cycle accounting, CKM use four wedges that are explained by

---

\* We are grateful to Sabastián Katz, Carlos Zarazaga and the referees who provided helpful comments. Also to Abel Viglioni who provided the data base of capital utilization. The opinions expressed here are those of the authors and should not be taken to represent those of the Banco Central de la República Argentina.

four variables of the model. In our paper we emphasize the evolution of labor and capital wedge as well as that of factor productivity.

The growth accounting technology provides an alternative window through which we can decompose the economic history of a country. The narrative of economic history frequently points out that particular policies were favorable to one or another factor or that much of the evolution of the period was based on Solow residuals or total factor productivity. The growth accounting technique allows us to decompose the business cycle and growth of Argentina into a net export component, a total factor productivity component, and components that functions as taxes on labor and on capital.

Determining which wedges are most important for explaining the Argentine business cycle is a first step towards determining which frictions are most important in generating a productive RBC model of Argentina, especially if these models are to be used for forecasting or for analyzing monetary policy and monetary transmission channels.

This paper makes two contributions to the literature. First, we provide a method for extracting the wedge that functions as a capital tax by adding to the model capital utilization as a household decision variable and then applying the data on capital utilization to the wedge extraction process.

Applying the model to Argentina, we find that all four wedges are important in explaining the evolution of output over this period (although net exports is the least important). With this method, the wedge for the tax on capital makes a substantial contribution in the explaining the business cycle of Argentina (while the earlier method resulted in very little explanatory power for the capital wedge for the United States). This result may come from the method or may come from the greater importance that the capital wedge has in Argentina. Notable is the large negative correlation between total factor productivity wedge and the capital tax wedge. The second contribution is applying this method to Argentina and comparing the results of the growth accounting technique to the narrative history. The major political subperiods can be characterized by the relative importance of each wedge.

*JEL:* E22, E32, N16.

*Key words:* bussiness cycle, capital utilization, distortion measures

## I. Introducción

Empleando un modelo de crecimiento prototípico, Chari, Kehoe y McGrattan (2007) (de ahora en más CKM) proponen un procedimiento contable que permite guiar a los investigadores en el desarrollo y el análisis de modelos cuantitativos de las fluctuaciones económicas. Dicho procedimiento se basa en el uso de datos reales, acompañados de las condiciones de equilibrio de un prototipo de modelo de crecimiento para medir cuatro brechas que están explicadas por las variables del modelo. Dichas brechas pueden considerarse distorsiones de una economía perfectamente competitiva y representan políticas e instituciones que afectan la productividad y la utilización eficiente de los factores.<sup>1</sup> Los autores demuestran que una amplia gama de modelos económicos, incluidos aquellos con diversas características adicionales (v.g., fricciones financieras, rigideces nominales, decisiones de los emprendedores y shocks monetarios) son equivalentes a un modelo económico prototipo con brechas o cuñas variables en el tiempo. Las instituciones, las políticas públicas, las políticas fiscal, monetaria, de ingresos y laboral afectan las cuatro brechas y, por ende, las asignaciones de capital y de trabajo, las exportaciones netas y la productividad de la economía.

En su modelo contable convencional del ciclo económico, CKM utilizan cuatro brechas que están explicadas por las cuatro variables endógenas del modelo. El valor del período  $t$  para tres de las brechas, gasto público y exportaciones netas, productividad total de los factores y trabajo, se determinan empleando el modelo y los datos del período. La cuarta brecha, el capital, se determina utilizando las relaciones intertemporales del modelo y la sumatoria de sus efectos en el producto se determinan como un valor residual de los efectos de las otras tres brechas. Para los datos de Estados Unidos utilizados por CKM, se advierte que la brecha de capital es bastante pequeña. No obstante, no queda claro si se trata de una característica de los datos estadounidenses utilizados o si se debe el resultado a su técnica de cálculo.

El empleo de datos sobre la utilización del capital proporciona una vía alternativa para determinar la brecha de capital. La información acerca de la utilización del capital puede emplearse en forma directa en la función de producción

---

<sup>1</sup> Estas son brechas en el sentido que miden que tan distinta es la economía de una cerrada, no estocástica y perfectamente competitiva.

(dado que es el capital utilizado el que crea la producción) y en la restricción presupuestaria de los hogares (dado que es el capital utilizado el que genera rentas). Además, es bastante natural imaginar a la depreciación como una función de la utilización del capital, ya que cuanto más se utilice el capital en un período, mayor será su probabilidad de desgaste y la necesidad de reposición o mantenimiento. Dadas estas características, la utilización del capital se transforma en una variable de elección de los hogares, puesto que son las familias quienes deciden qué cantidad de capital enviarán al mercado durante cada período, agregando una condición de primer orden adicional al modelo. Se puede utilizar esta condición de primer orden extra para despejar, empleando datos del período  $t$  la brecha de capital para el período  $t$ .

CKM brindan, por cierto, una especificación alternativa en la que aplican la variable utilización del capital para reajustar el stock de capital. Lo que ellos no hacen, y nosotros sí hacemos aquí, es convertir a la utilización del capital en una variable de elección para los hogares, obteniendo así una condición de primer orden adicional y utilizando esta ecuación extra para despejar el impuesto al capital y construir la brecha de capital. Una vez construidas las brechas, es posible evaluar qué fracción de la oscilación del producto puede atribuirse a cada una por separado y en combinación.

En el presente trabajo, aplicamos un modelo con utilización endógena de capital a la economía argentina<sup>2</sup> desde 1972 hasta fines de 2006. El procedimiento contable nos permite analizar la economía argentina durante un período sujeto a varios quiebres estructurales y a un entorno donde estos últimos pueden asociarse a diferentes regímenes económicos. La descomposición de la brecha ayuda a explicar varias características que definen cada uno de los diversos regímenes económicos. Se pone énfasis en la evolución de la brecha tanto de capital y trabajo, como de productividad de los factores. En este modelo, la productividad total de los factores se basa en el trabajo y la utilización del capital.

Cabe destacar que muchas de las fricciones nominales y reales que a menudo se agregan a los modelos de RBC convencionales pueden capturarse con

---

<sup>2</sup>Métodos similares al básico de Chari, Kehoe y McGrattan fueron aplicados tanto a la economía japonesa contemporánea y a la de preguerra por Hayashi y Prescott (2002) y (2006), como a la economía francesa por Prescott (2002). Cole y Ohanan (2002) aplicaron el modelo básico a los Estados Unidos y al Reino Unido, mientras que Cavalcanti (2007) lo aplicó a Portugal.

una de las cuatro brechas. CKM dan mucha importancia a este punto en su trabajo. Determinar cuáles son las brechas principales para explicar el ciclo económico argentino es un primer paso hacia la determinación de cuáles son las fricciones más importantes para generar un modelo RBC útil para la Argentina, especialmente si esos modelos deberán emplearse para pronosticar o para analizar la política monetaria y los canales de transmisión monetaria.

## II. El modelo con utilización del capital

Suponemos que la depreciación del capital,  $\delta_t$ , es una función de la utilización del capital,  $\mu_t$ . Consideremos que la depreciación del período  $t$  está dada por:

$$\delta_t = \bar{\delta} \exp(a(\mu_t - \bar{\mu}))$$

donde  $\bar{\delta}$  es la tasa de depreciación promedio,  $a$  mide la fortaleza con que la depreciación responde ante la utilización del capital, y  $\bar{\mu}$  es la utilización promedio. Esta formulación conduce a la tasa de depreciación promedio cuando la utilización es promedio y hace de la depreciación una función creciente de la utilización. Con esta ecuación adicional, escribimos el modelo CKM de la siguiente manera:

$$U = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(c_{t+i}, h_{t+i})$$

sujeto a:

$$c_t + k_{t+1} - \left(1 - \bar{\delta} \exp(a(\mu_t - \bar{\mu}))\right) k_t = (1 - \tau_t^h) w_t h_t + (1 - \tau_t^k) r_t \mu_t k_t + T_t$$

y una función de producción de las empresas perfectamente competitivas:

$$Y_t = A_t (\mu_t K_t)^\theta (\gamma^t H_t)^{1-\theta}$$

La utilidad esperada para un hogar representativo es una función de un factor de descuento constante,  $\beta$ , y una función de subutilidad intraperíodo que depende del consumo de los hogares,  $c_t$ , y del trabajo que ofrece,  $h_t$ . Los hogares acumulan capital,  $k_t$ , y pagan impuestos de suma fija,  $T_t$ . En la restricción presupuestaria del hogar las variables  $\tau_t^h$  y  $\tau_t^k$  son impuestos im-

plícitos fijados por políticas no observables sobre el trabajo y el capital, respectivamente. El producto de un bien es competitivo y depende del nivel de la tecnología (la productividad total de los factores),  $A_t$ , el capital agregado que efectivamente se está usando,  $\mu_t K_t$ , y la oferta agregada,  $H_t$ , ajustada por el crecimiento en la tecnología (*labour augmenting technology*)<sup>3</sup>,  $\gamma^t$ .

Las condiciones de primer orden de las firmas (y de los mercados de factores) son:

$$w_t = (1-\theta)\gamma^t A_t (\mu_t K_t)^\theta (\gamma^t H_t)^{1-\theta} \quad \text{y} \quad r_t = \theta A_t (\mu_t K_t)^{\theta-1} (\gamma^t H_t)^{1-\theta}.$$

Nótese que la tasa de alquiler del capital calculada aquí,  $r_t$ , es la que se pagó sobre el capital utilizado y no sobre el capital total; lo cual se toma en cuenta en la restricción presupuestaria de los hogares.

Las condiciones de primer orden para los hogares (quienes, en el período  $t$ , eligen  $c_t$ ,  $h_t$ ,  $k_{t+1}$ , y  $\mu_t$ ) son:

$$\begin{aligned} \frac{u_h(c_t, h_t)}{u_c(c_t, h_t)} &= -(1-\tau_t^h)w_t \\ (1-\tau_t^k)r_t &= a\bar{\delta} \exp(a(\mu_t - \bar{\mu})) \\ u_c(c_t, h_t) &= \beta E_t u_c(c_{t+1}, h_{t+1}) \left( (1-\bar{\delta} \exp(a(\mu_{t+1} - \bar{\mu}))) - (1-\tau_{t+1}^k)r_{t+1}\mu_{t+1} \right) \end{aligned}$$

Los tres *shocks* del período  $t$  (o brechas como son llamados en la literatura),  $\tau_t^h$ ,  $\tau_t^k$ , y  $A_t$ , pueden determinarse en términos de observaciones del período  $t$  sobre los datos procedentes de las primeras dos de estas condiciones de primer orden y de la función de producción como:

$$\frac{u_h(C_t, H_t)}{u_c(C_t, H_t)} = -(1-\tau_t^h)(1-\theta)\gamma^t A_t (\mu_t K_t)^\theta (\gamma^t H_t)^{1-\theta}, \quad (1)$$

$$a\bar{\delta} \exp(a(\mu_t - \bar{\mu})) = (1-\tau_t^k)\theta A_t (\mu_t K_t)^{\theta-1} (\gamma^t H_t)^{1-\theta}, \quad (2)$$

y

---

<sup>3</sup>La tecnología se introduce de manera que aumenta la eficiencia del factor trabajo.

$$A_t = \frac{Y_t}{(\mu_t K_t)^\theta (\gamma^t H_t)^{1-\theta}}. \quad (3)$$

Además, la restricción de recursos válida es:

$$C_t + K_{t+1} + G_t = Y_t + \left(1 - \bar{\delta} \exp(a(\mu_t - \bar{\mu}))\right) K_t.$$

Adviértase que con la variable de elección extra, de utilización del capital, es posible despejar la totalidad de los cuatro shocks del período  $t$  utilizando solamente datos del período  $t$  sobre  $C_t$ ,  $H_t$ ,  $K_t$ ,  $G_t$ , y  $\mu_t$ .  $G_t$  procede directamente de los datos sobre gasto público y exportaciones netas.  $A_t$  se calcula en función del producto, la función de producción y los datos sobre el stock de capital, la utilización del capital y el trabajo (junto con el crecimiento de la productividad de la mano de obra). Luego  $\tau_t^h$  y  $\tau_t^k$  se calculan a partir de las dos condiciones de primer orden restantes.

En la implementación real, tomamos  $K_0$  como supuesto y empleamos los datos sobre inversión bruta,  $I_t$ , y la utilización del capital para calcular la secuencia del stock de capital a partir de:

$$K_{t+1} = \left(1 - \bar{\delta} \exp(a(\mu_t - \bar{\mu}))\right) K_t + I_t.$$

Nótese que el sendero del stock de capital depende principalmente del parámetro  $a$  de la función de depreciación.

La función de subutilidad<sup>4</sup> empleada en el proceso de implementación es:

$$u(C_t, H_t) = \log C_t + \psi \log(\bar{H} - H_t)$$

entonces:

$$\frac{u_h(C_t, H_t)}{u_c(C_t, H_t)} = -\frac{\psi C_t}{\bar{H} - H_t}.$$

---

<sup>4</sup>La función de sub-utilidad que se emplea en Kydland y Zarazaga (2002b) es:

$$\frac{(c_t^\alpha (\bar{h} - h_t)^{1-\alpha})^{1-\sigma}}{1-\sigma}$$

que arroja exactamente las mismas condiciones marginales cuando  $\psi = \frac{1-\alpha}{\alpha}$ .

Con esta función de utilidad tipo Cobb-Douglas, determinamos las cuatro brechas. Para establecer el impacto de cada una de las brechas en forma independiente, fijamos los valores de tres de ellas en su valor promedio, utilizamos la serie temporal para el stock de capital que determinamos arriba y empleamos un *solver* de sistemas no lineales en Matlab a fin de determinar los valores de  $C_t$ ,  $H_t$ ,  $\mu_t$ , y  $Y_t$  como los ceros para el sistema.

$$0 = -\frac{\psi C_t}{H - H_t} + (1 - \tau_t^h)(1 - \theta)\gamma^t A_t (\mu_t K_t)^\theta (\gamma^t H_t)^{-\theta}$$

$$0 = a\bar{\delta} \exp\left(a(\mu_t - \bar{\mu})\right) - (1 - \tau_t^k)\theta A_t (\mu_t K_t)^{\theta-1} (\gamma^t H_t)^{1-\theta}$$

$$0 = A_t - \frac{Y_t}{(\mu_t K_t)^\theta (\gamma^t H_t)^{1-\theta}}$$

$$0 = Y_t + \left(1 - \bar{\delta} \exp\left(a(\mu_t - \bar{\mu})\right)\right) K_t - C_t - K_{t+1} - G_t.$$

Por otro lado, calculamos el sendero temporal para el producto que procede de utilizar la brecha de productividad total de los factores y la brecha de impuesto al capital en forma conjunta, manteniendo las otras dos brechas en su valor promedio.

### III. Los datos y las brechas

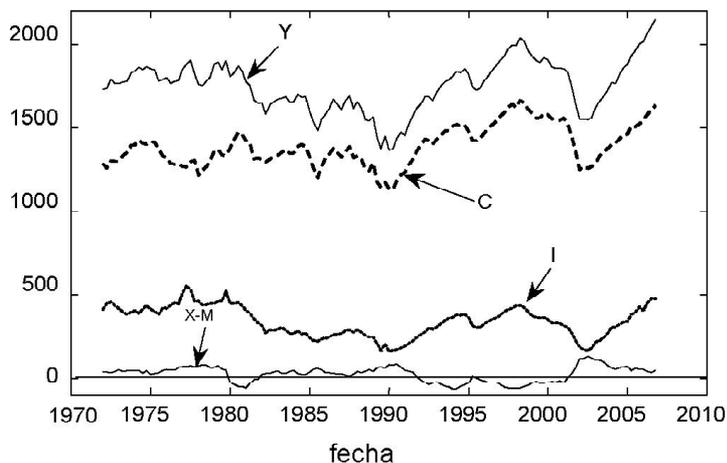
Los datos utilizados son trimestrales y van desde 1972.1 a 2006.4, un período relativamente largo para realizar estudios sobre la Argentina. Los datos para las cuatro variables macroeconómicas se expresan en términos *per cápita* a precios constantes de 1993 y se muestran en el Gráfico 1 mientras que los datos relativos a la utilización y el trabajo<sup>5</sup> se reflejan en el Gráfico 2. Siguiendo a Baer, Elosegui y Gallo (2002), el período podría definirse como un tiempo

---

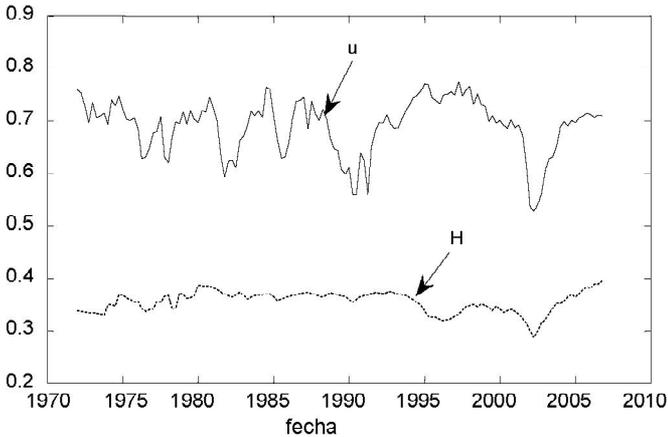
<sup>5</sup> La serie  $H_t$  (trabajo) esta construida como:  $H_t = \text{empleados} / \text{población total}_t$ , donde:  $\text{empleados}_t = (1 - D) * \text{población en edad laboral}$ . Las fuentes principales de información son la EPH (encuesta permanente de hogares, de periodicidad trimestral que releva 29 aglomerados urbanos) y las cifras de cuentas nacionales de INDEC. Primero se separa a la porción desempleada y subempleada de la población (empleando el supuesto de que la mitad de los subempleados pueden ser clasificados como desempleados) y se utiliza esto para obtener una tasa equivalente de desempleo ( $D$ ). Se adopta esta metodología por la falta de una serie larga de horas trabajadas (el índice de horas trabajadas del INDEC comienza en 1997). Tal como lo destacó un referí anónimo, el uso de esta metodología probablemente subestima la variación en las horas trabajadas y tiene como resultado una brecha de PTF que sobreestima la variación en la PTF.

de turbulencia política y económica. La primera década, de 1972 a 1982, se caracterizó por una serie de políticas llamadas de *stop and go* y el período que se denominó de «plata dulce», con un tipo de cambio excesivamente sobrevaluado, lo cual desembocó en una crisis de la deuda. La década «perdida» de los años 1980 se caracteriza por la creciente inflación sistémica y un período final de hiperinflación combinado con una cantidad de intentos fallidos de introducir programas de estabilización. El problema de la inflación recién se domina en 1991, con la implementación del «Plan de Convertibilidad», un sistema de caja de conversión que caracterizó a la década hasta su colapso a fines de 2001. Desde 2003, la economía viene recuperándose de esa crisis. Los datos abarcan una serie de diferentes regímenes de política, con sustanciales variaciones durante los ciclos económicos y una tendencia de largo plazo prácticamente plana. La construcción de las brechas debería ayudarnos a analizar cada uno de estos períodos y el impacto de las diversas políticas preponderantes sobre el capital, el trabajo y la productividad.

**Gráfico 1 / Datos macro desestacionalizados  $Y$ ,  $C$ ,  $X-M$  e  $I$**



## Gráfico 2 / Datos para la utilización del trabajo



Empleamos series de producto *per cápita* real, de consumo (en este caso, el consumo público-privado combinado), de exportaciones netas, de inversión, de la cantidad normalizada de horas trabajadas y de un índice de utilización del capital.<sup>6</sup> Los datos anteriores a 1993 no contemplan el consumo público-privado por separado, de manera que suponemos que el consumo del gobierno entra en la función de utilidad combinado con el consumo privado. Dado que el consumo del gobierno es un dato que no está disponible para todo el período, la variable  $G_t$  en las ecuaciones precedentes, sólo contiene información sobre las exportaciones netas. La serie para el *stock* de capital se construye empleando

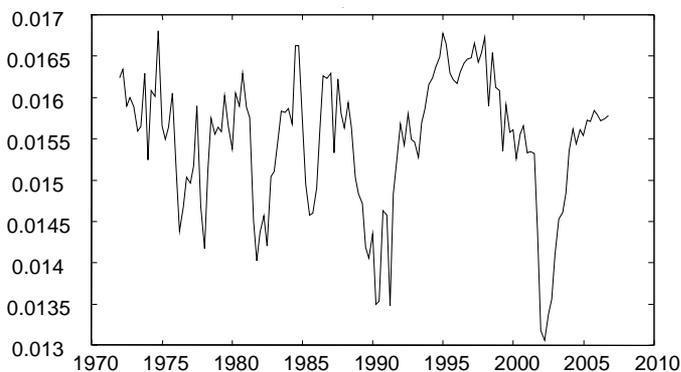
$$K_{t+1} = Y_t + \left(1 - \bar{\delta} \exp(a(\mu_t - \bar{\mu}))\right) K_t - C_t - G_t$$

Se utiliza un valor de 21.490 para el *stock* de capital *per cápita* de 1980.1. A partir de este valor se calcula hacia atrás desde 1972.1 y hacia delante hasta 2006.4. Empleamos en los cálculos los siguientes valores para los parámetros  $\theta=0,57$ ,  $\bar{\delta} = 0,06174/4$ ,  $\gamma^t=1$ ,  $\bar{\mu}=0,6878$ ,  $\psi=0,75$ , y  $a = 1$ . La serie de depreciación (en términos trimestrales) que procede de la función se refleja en el Gráfico 3. La serie de tiempo para el capital (medida en términos trimestrales *per cápita* a precios de 1993) que obtenemos al efectuar estos cálculos se

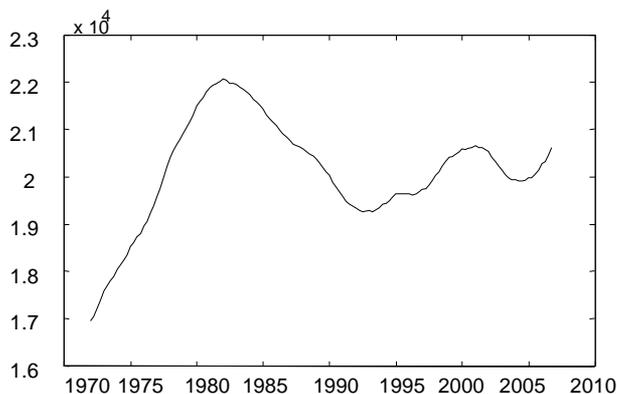
<sup>6</sup>El índice de utilización del capital procede de FIEL (Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas). Los demás datos provienen del INDEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos de la Argentina) excepto que el producto se define a partir de la identidad contable del ingreso nacional,  $Y = C + I + G + X_{netas}$ . Las variables reales se expresan en términos de precios de 1993 y se relacionaron con series reales más tempranas haciendo un promedio a lo largo de las fechas de superposición.

muestra en el Gráfico 4. Para los años en que ambos estudios se superponen, nuestro sendero temporal del *stock* de capital es generalmente similar al contemplado en Kydland and Zarazaga (2002a).

**Gráfico 3 / Depreciación**



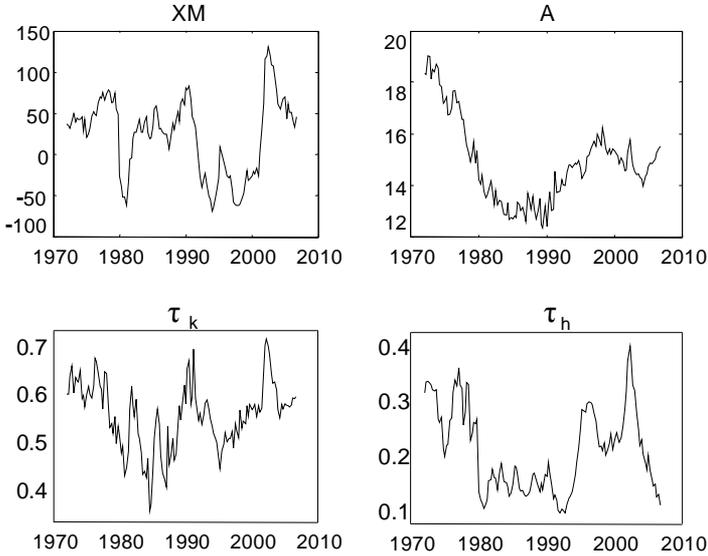
**Gráfico 4 / Stock de capital calculado**



Empleando estos datos, determinamos:  $A_t$  utilizando la ecuación de la función de producción (3);  $\tau_t^h$ , utilizando la ecuación de brecha de trabajo (1); y  $\tau_t^k$  de la ecuación (2). La brecha de exportaciones netas,  $G_t$ , procede directamente de los datos, en términos *per cápita* a precios de 1993. Las brechas que resultan de estos cálculos se muestran en el Gráfico 5. Las brechas de

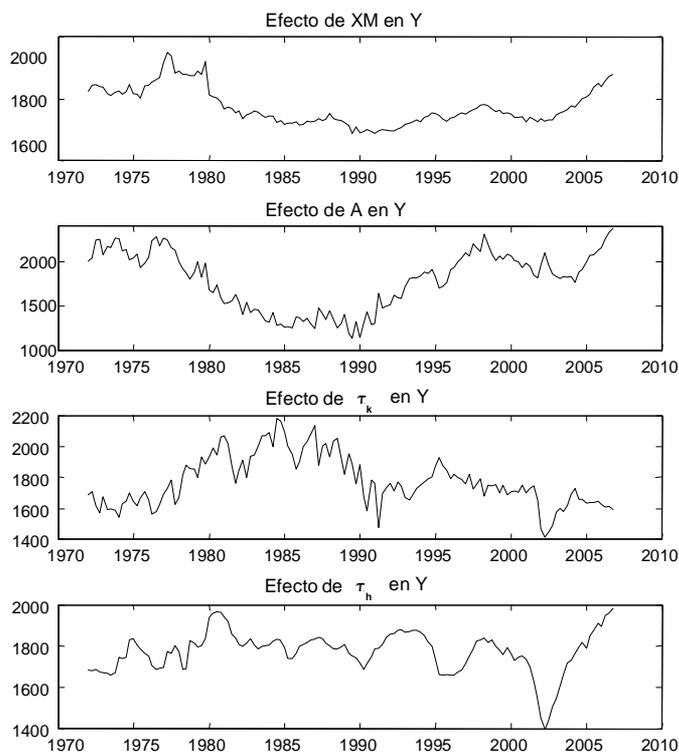
trabajo y capital se miden como la fracción de ingreso de cada fuente pagado como un impuesto implícito.

**Gráfico 5 / Las cuatro brechas para Argentina**



Tomando cada una de estas brechas por separado y utilizando el valor medio para las tres restantes, calculamos la importancia que ha tenido cada una de ellas en la producción de ciclos en la economía argentina. La contribución al producto bruto argentino de cada una de las cuatro brechas durante los últimos 35 años se refleja en el Gráfico 6, siendo datos trimestrales expresados en términos *per cápita* a precios de 1993.

## Gráfico 6 / Efecto de las cuatro brechas en el producto



En el Gráfico 6, se observa que la brecha de productividad total de los factores,  $A_t$ , captura gran parte del ciclo de largo plazo que se compone de la decadencia de los años 1980, del crecimiento de la década de 1990 y de parte del derrumbe y la recuperación de los años 2000<sup>7,8</sup>. Es interesante destacar

<sup>7</sup> La aplicación de este método a los datos con los factores estacionales incluidos pone el acento de la mayor parte de la variación estacional en la productividad total de los factores. La variación estacional más grande para la Argentina es una caída abrupta del producto causada por las vacaciones durante el primer trimestre de cada año. Las exportaciones netas explican en cierta medida los factores estacionales causados por las exportaciones de productos primarios.

<sup>8</sup> El movimiento en la PTF que encontramos es mucho mayor al hallado por Coremberg. Esta diferencia puede estar causada por la técnica que él emplea para calcular el capital agregado a partir de *stocks* de capital subsectoriales. En su método de agregación los *stocks* subsectoriales son ponderados por el costo de uso del capital. Dado que el costo de uso del capital iguala a la renta del capital, lo cual a su vez equipara al producto marginal del capital en equilibrio, el costo de uso del capital ya tiene incorporado un ajuste por PTF. La subestimación potencial que surge de calcular la PTF de esta manera varía desde un 35% hasta más de 50%, dependiendo de la participación del ingreso del capital en el producto. Como se mencionó previamente en una nota al pie, dado el método utilizado para el cálculo de la variable  $H_t$ , probablemente se sobreestime de cierta manera la variación de la PTF.

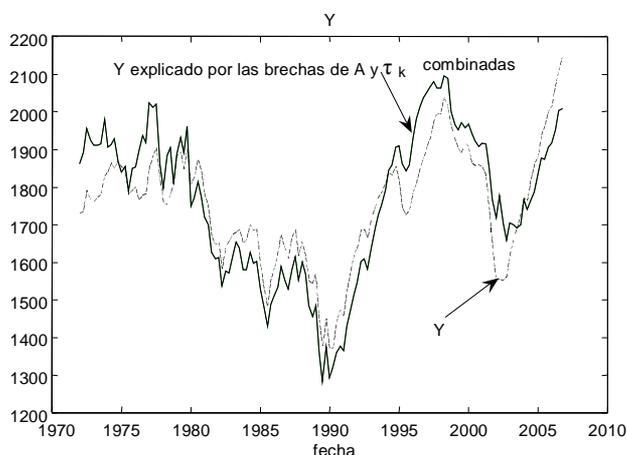
que se registró un pico en la productividad total de los factores en 2002 dado que la reducción del trabajo y de la utilización del capital significó que los factores que aún se empleaban eran altamente productivos. La productividad total de los factores explica un ciclo más profundo del que se refleja en los datos y está compensado en gran medida por los efectos del impuesto al capital.

La parte del ciclo económico explicada por las exportaciones netas es considerablemente pequeña, aunque captura una lenta declinación hacia 1993 y luego experimenta un aumento gradual. La contribución relativamente menor de las exportaciones netas en la explicación de los ciclos parecería oponerse a los argumentos de que los *shocks* internacionales reales son importantes para explicar el ciclo económico argentino.

Los dos gráficos al pie del Gráfico 6 muestran los efectos de  $\tau_t^k$  y  $\tau_t^h$ . Ninguno de los dos explica mucho el ciclo de largo plazo y la parte del producto que se explica por la brecha de capital está correlacionada negativamente con ese ciclo durante la mayor parte del período. La brecha de capital captura una serie de acontecimientos importantes en la historia económica de la Argentina. El capital sufrió claramente las hiperinflaciones de 1989 y 1991, así como la inflación que condujo al Plan Austral en 1985 y a la crisis de la deuda de 1981- 1982. Es interesante mencionar que el capital no pareció sufrir durante la crisis del Tequila alrededor de 1995, donde la mayoría de los cambios aparentan reflejarse a través de la brecha de trabajo. El capital también sufrió los embates de la crisis de 2002, pero se recuperó a un nivel similar al que tenía antes de la crisis. Esto último sugiere que el crecimiento del producto en los últimos años del período analizado no parecería ser el resultado de políticas que benefician particularmente al capital. La brecha de trabajo indica que la parte del producto explicada por el trabajo sufrió una larga y lenta declinación durante los años 80s, aunque fue mucho menos sensible a los ciclos económicos que el capital, sufrió en medio de las hiperinflaciones a principios de la década de 1990, se recuperó levemente después pero luego sufrió los embates de la crisis del Tequila en 1995. Este panorama es consecuente con el gran salto del desempleo observado en la Argentina a mediados de los años 1990. La crisis de 2001-2002 al principio tuvo un impacto tan grande en el trabajo como el que produjo en el capital, pero los efectos en el producto de la brecha de trabajo continúan reflejando una mejora hasta las últimas observaciones disponibles.

El Gráfico 7 muestra lo bien que los efectos combinados de la brecha de productividad total de los factores,  $A_t$ , y la brecha de impuesto al capital,  $\tau_t^k$ , explican el producto. Como se observa en los dos gráficos de la parte central del Gráfico 6, el efecto de la productividad total de los factores en forma independiente se traduce en un ciclo muy grande y prolongado, y el efecto del impuesto al capital en forma independiente se traduce en un ciclo similar pero orientado en dirección opuesta. Cuando las dos brechas se toman en forma conjunta, capturan una fracción grande del movimiento registrado en el producto. En función de cómo se construye el método contable, lo poco que queda por explicar debería ser capturado por las otras dos brechas.

**Gráfico 7 / El efecto combinado de la brecha de PTF y la brecha de capital**



Una segunda manera para estudiar la bondad con la cual cada brecha explica el producto consiste en observar el coeficiente de correlación entre el producto y la parte del ciclo económico explicada por cada brecha por separado. La Tabla 1 muestra esos coeficientes de correlación. El número en la parte superior de cada casillero indica el coeficiente de correlación entre la variable de la izquierda y la variable de arriba a partir de los datos en niveles. Dado que no podemos refutar la hipótesis de que el producto en la Argentina tiene una raíz unitaria,<sup>9</sup> el número en la parte inferior de cada casillero indica los coeficientes de correlación para las primeras diferencias de las mismas variables.

<sup>9</sup>Utilizando un test de raíz unitaria aumentado de Dickey-Fuller.

**Tabla 1 / Correlaciones del producto y la parte explicada por cada brecha**

	$Y$	$Y_{XM}$	$Y_A$	$Y_{\tau^k}$	$Y_{\tau^h}$
$Y$	1.0000	0.6111	0.7971	-0.2439	0.3282
	1.0000	0.5288	0.5641	-0.0946	0.4616
$Y_{XM}$	0.6111	1.0000	0.6663	-0.2582	0.0941
	0.5288	1.0000	0.4685	-0.0796	0.0138
$Y_A$	0.7971	0.6663	1.0000	-0.7052	-0.1702
	0.5641	0.4685	1.0000	-0.7729	-0.0483
$Y_{\tau^k}$	-0.2439	-0.2582	-0.7052	1.0000	0.4088
	-0.0946	-0.0796	-0.7729	1.0000	0.0794
$Y_{\tau^h}$	0.3282	0.0941	-0.1702	0.4088	1.0000
	0.4616	0.0138	-0.0483	0.0794	1.0000

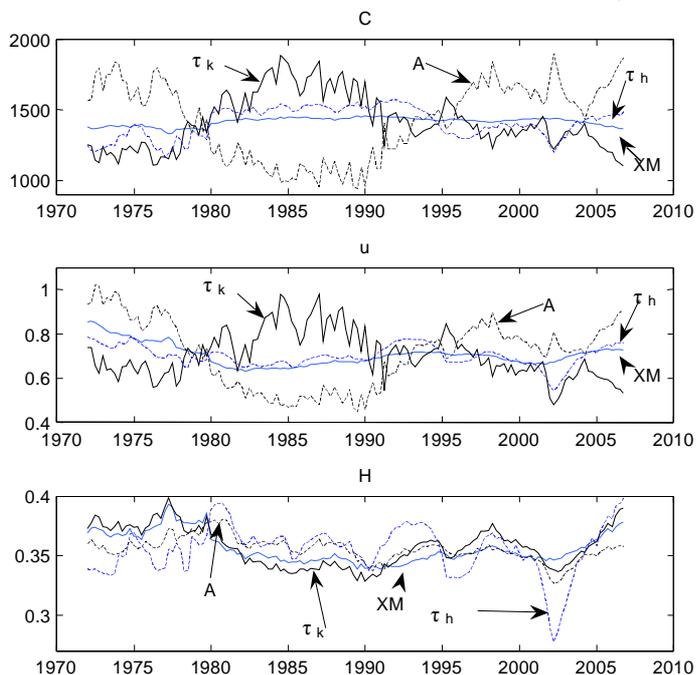
Uno de los rasgos más interesantes de la Tabla 1 es la correlación entre la parte del producto explicada por la productividad total de los factores y la explicada por el impuesto al capital. Esta correlación tiene fuerte signo negativo, medida ya sea en niveles o en primeras diferencias. Como se indica arriba, estas dos brechas combinadas explican una gran fracción del movimiento del producto. El sendero del producto que resulta de los efectos combinados de la brecha de productividad total de los factores y de la brecha de impuesto al capital tiene una correlación de 90,17% con los datos de producto cuando es medido en niveles y una correlación de 81,04% cuando se lo mide en primeras diferencias. Este resultado sugiere que en la Argentina, toda vez que se registra un aumento de la productividad total de los factores, se comprueba un incremento de las políticas que operan como un impuesto al capital.<sup>10</sup> Al observar las brechas del Gráfico 5, el impuesto al capital se mueve en forma muy similar a la productividad total de los factores excepto durante las hiperinflaciones de 1989 y 1991, cuando el impuesto al capital aumenta sin registrarse una suba compensatoria de la productividad total de los factores, y en medio de la crisis del Tequila en 1995, cuando el impuesto al capital cae en forma espectacular pero sólo se produce una pequeña baja de la productividad total de los factores.

<sup>10</sup> Una hipótesis alternativa plantea que toda vez que las políticas van en contra del capital, las empresas responden aumentando la productividad total de los factores.

Los efectos de cada una de las brechas en  $C$ ,  $\mu$ , y  $H$  se muestran en el Gráfico 8. Como cabe esperar, dada la importancia del producto en la determinación del consumo, el efecto de cada brecha en la explicación del consumo es muy similar a su efecto en la explicación del producto. El efecto de las exportaciones netas -la línea sin rotular en cada gráfico- es pequeño en todos los casos, aunque es más importante -y estacional- en la explicación de los movimientos del trabajo. Al explicar la utilización del capital, no causa sorpresa advertir que la brecha de capital captura algunos movimientos importantes, especialmente la caída producida en 2002. La tecnología,  $A$ , captura las tendencias prolongadas en la utilización del capital, así como también algunos factores estacionales. La brecha del impuesto al trabajo no explica mucho la utilización, aunque sin duda refuerza la declinación durante la crisis de 2002.

La mayor parte del movimiento registrado en el empleo se explica mediante la brecha de impuesto al trabajo. La brecha de exportaciones netas refleja el movimiento, parte estacional y parte de largo plazo, pero la misma es pequeña. El impacto de la brecha de tecnología ( $A$ ) y de la brecha de capital en el trabajo es similar, a tal punto que no pueden separarse bien en los gráficos.

**Gráfico 8 / Efecto de cada brecha por separado en  $C$ ,  $\mu$ , y  $H$**



#### **IV. Análisis histórico más detallado del ejercicio contable de crecimiento para la Argentina**

Durante el período analizado se produjeron crisis de envergadura con cierta regularidad. La grave inflación de los años 1975-1976 desembocó en un golpe militar (un potencial cambio de régimen).<sup>11</sup> Al período de sobrevaluación del peso (denominado la Tablita) siguió una crisis cambiaria. El retorno a la democracia fue testigo de una inflación alta y creciente que en 1985 se trató de paliar con el Plan Austral. La transición de la década de 1980 a la de 1990 padeció dos hiperinflaciones. La crisis bancaria de 1995 originó el cierre o la consolidación de gran parte del sistema bancario. La recesión que comenzó a fines de 1998 se transformó en una crisis bancaria y cambiaria generalizada en 2002. Cada uno de esos hechos desencadenantes de crisis se reflejan en el Gráfico 6 con un mayor o menor impacto cortoplacista en el producto. Es interesante destacar el modo en que se diferencian esas crisis y el mensaje que transmiten nuestras brechas acerca de sus diferencias.

El retorno de Perón al poder en 1973 está marcado por una reducción importante del impuesto al trabajo y por una baja relativamente pequeña de la productividad total de los factores, según se advierte en el Gráfico 5. El impuesto al trabajo regresa a su nivel original con el golpe militar de 1976 y se mantiene alto durante la mayor parte del gobierno militar (cae al final del período cuando los militares dejan el gobierno). Se produce una caída sostenida del impuesto al capital durante el régimen militar que está acompañada de una baja secular de la productividad total de los factores. El peso sobrevaluado de la Tablita permitió la acumulación de capital; lo cual se observa en el efecto positivo de las exportaciones netas en el producto durante el período inmediatamente anterior a 1980. Esa acumulación de capital también se advierte en el aumento del producto a partir del impuesto al capital, pero no se refleja en la productividad total de los factores.

El bajo nivel del impuesto al trabajo se mantiene a lo largo de la presidencia de Alfonsín. Durante la primera parte de este período, la productividad total de los factores continúa declinando y luego se mantiene en un nivel bajo durante la segunda mitad de los años 80s (la llamada «década perdida»). El impuesto al

---

<sup>11</sup> Zablotsky (1992) considera que los golpes militares de la Argentina son cambios de régimen con gobiernos democráticos que aumentan los impuestos a la propiedad de la tierra y regímenes militares que favorecen su reducción.

capital aumenta durante la mayor parte de ese período, aunque con variaciones sustanciales. Los efectos de las exportaciones netas en el producto se mantienen relativamente constantes durante la gestión de Alfonsín. La hiperinflación de 1989 genera aumentos en las exportaciones netas (a medida que caen las importaciones) y subas del impuesto al capital, pero tiene pocos efectos en el impuesto al trabajo o en la productividad total de los factores.

La hiperinflación de 1991, a principios del gobierno de Menem, fue algo diferente de la registrada en 1989. Los efectos de ambas brechas, de capital y de trabajo, en el producto son negativos y el impuesto al capital es particularmente alto. Este momento también es uno de los picos de la brecha de exportaciones netas. El comienzo del período de convertibilidad<sup>12</sup> está marcado por una baja del impuesto al trabajo (y por una suba del producto a partir de la brecha de trabajo) y un aumento secular de la productividad total de los factores. La crisis del Tequila de 1995 asestó un duro golpe al trabajo, pero casi no produjo efecto alguno en las demás brechas. Esa circunstancia es consecuente con los grandes aumentos del desempleo que acompañaron y siguieron a dicha crisis.

La tendencia general de la recesión desde 1999 hasta 2002 y la recuperación posterior está capturada en la brecha de exportaciones netas. La crisis de 2002 asesta un duro golpe a ambas brechas, de trabajo y de capital, con subas pronunciadas en las brechas y bajas marcadas en la parte del ciclo económico explicada por dichas brechas. Esos dos efectos son tan fuertes que la productividad total de los factores aumenta durante la crisis. La recuperación producida durante la gestión de Kirchner está asociada a una importante reducción del impuesto al trabajo, un incremento de la productividad total de los factores y una merma de las exportaciones netas. El impuesto al capital asciende a un nivel similar al registrado durante la presidencia de Perón al comienzo de la muestra (mediados de los años 1970's). En el Gráfico 6, el efecto de la brecha de trabajo y de la productividad de factores es el más alto registrado a lo largo de la muestra y el efecto de las exportaciones netas se acerca al valor máximo. El efecto de la brecha de capital es una pequeña declinación luego de la recuperación inicial de la crisis de 2002. Estos resultados son consecuentes con la percepción de que el gobierno de Kirchner se abocó a beneficiar a los trabajadores con políticas que tienden a aumentar los

---

<sup>12</sup> Véase Baer, Elosegui y Gallo (2002) para una explicación en detalle del plan de convertibilidad.

salarios y promover la formalización laboral, mientras se elevó la presión impositiva a los propietarios del capital y de la tierra. En un modelo tan simple como el mencionado, lo que llamamos *stock* de capital se compone del capital físico y de la propiedad de la tierra.

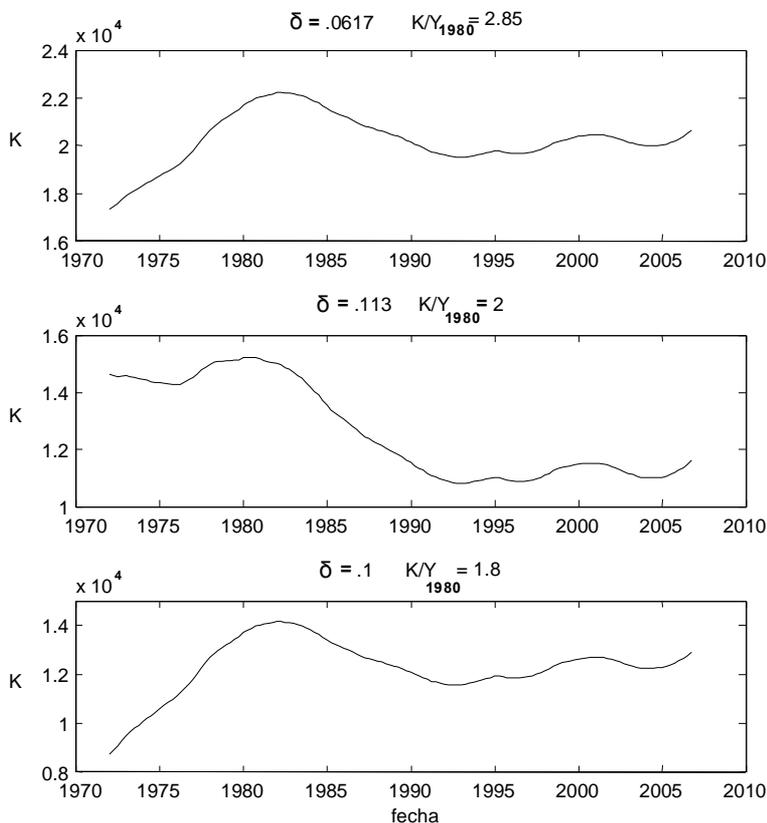
## V. Acerca de la importancia del sendero de *stock* de capital

El cálculo del sendero temporal del capital es uno de los aspectos más difíciles de este análisis. El sendero del capital es importante en la determinación de dos de las brechas, la de productividad total de los factores y la de impuesto al capital, así como también es importante para determinar el sendero temporal del producto que procede de cada una de las brechas. Los datos sobre el *stock* de capital no son confiables y las series de *stock* de capital se crean a partir de las series de inversión, un valor estimado de cierto *stock* de capital inicial, la tasa de depreciación promedio y la función de la tasa de utilización del capital.

El sendero temporal del capital que proviene de la serie de inversión es sensible a la elección de una tasa de depreciación promedio y al *stock* de capital inicial, aunque la importancia del *stock* de capital inicial disminuye con el tiempo. El Gráfico 9 muestra los senderos temporales del capital calculados para tres valores  $\delta$  y de  $K/Y_{1980}$ . En el gráfico superior se utiliza una tasa de depreciación de 6,17% por año y un *stock* de capital para 1980 de 2,85 veces el producto. Esta serie para el capital es consecuente con la literatura que brinda estimaciones del *stock* de capital para la Argentina que son altas según los estándares internacionales, y donde se atribuye este *stock* de capital a una combinación de proteccionismo y de reglamentaciones del gobierno que encarecen el trabajo y dificultan su cambio. En un entorno en el que los costos de despido laboral suben conforme la antigüedad en el trabajo y pueden adquirir grandes proporciones, la optimización de las empresas marca una tendencia a mantener reducido el tamaño de la fuerza laboral y utilizar grandes cantidades de capital. En los gráficos segundo y tercero se emplean las tasas de depreciación y las relaciones capital-producto de manera más acorde con los promedios mundiales. En el segundo gráfico se aplican los valores propuestos por Kydland y Zarazaga (2002a). Lo que resulta muy diferente en este gráfico es la primera década del período: se registra mucho menos crecimiento del *stock* de capital durante los años 1970. El tercer gráfico muestra cómo un nivel levemente menor

de la tasa de depreciación y del *stock* de capital inicial origina como resultado un sendero temporal que no difiere mucho del primero, aunque conforme una relación capital-producto más baja.

**Gráfico 9 / Tres cálculos distintos del *stock* del capital**

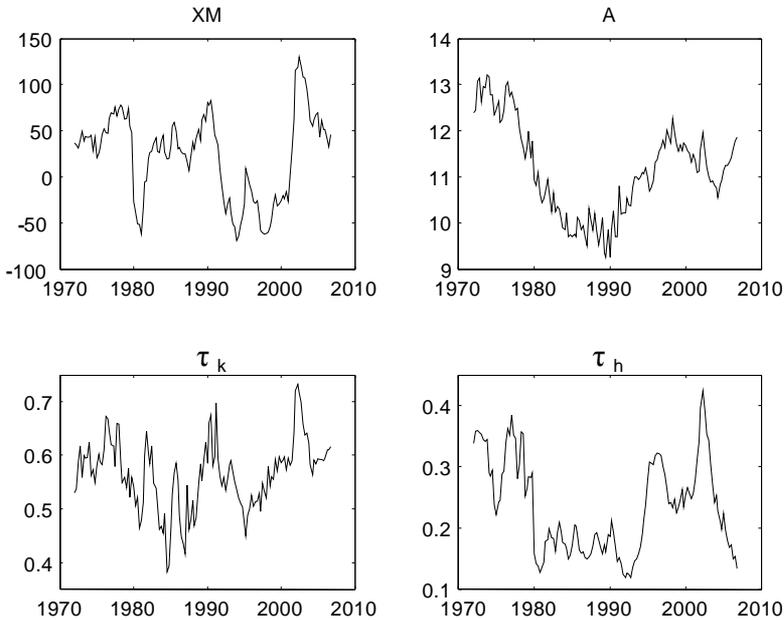


El conjunto de brechas que se obtiene al aplicar la primera serie de capital se refleja en el Gráfico 10, los de la segunda serie de capital en el Gráfico 11, y los de la tercera serie de capital en el Gráfico 12. Adviértase que el *stock* de capital no tiene efecto alguno en las brechas relacionadas con las exportaciones netas y el impuesto al trabajo. Los únicos efectos se producen en la productividad total de los factores ( $A$ ) y en el impuesto al capital. Para las series de capital primera y tercera, los cambios son sumamente menores. La caída relativa de la productividad total de los factores durante el período comprendido entre 1970 y 1990 es bastante grande, mientras que la tercera serie del *stock* de capital y el

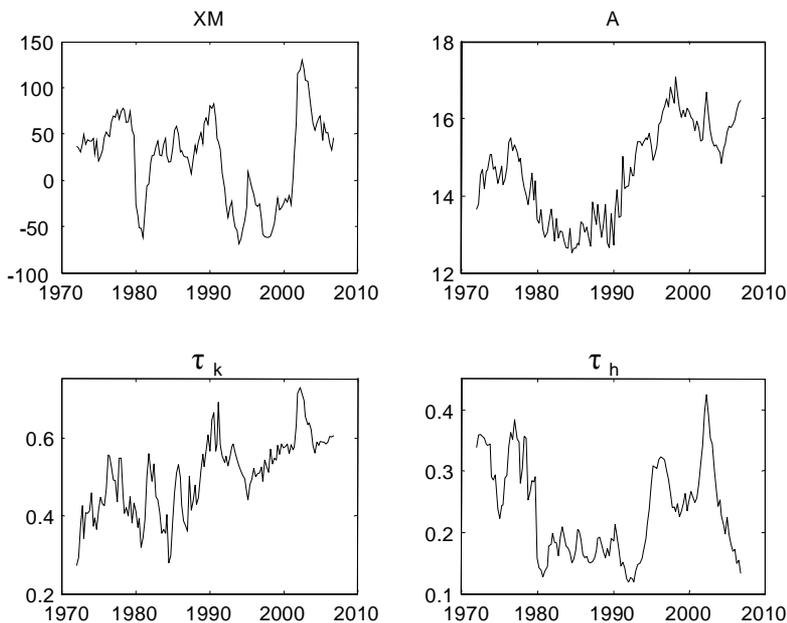
aumento de la PTF durante la década de 1990 es algo menor. La serie del impuesto al capital también es muy similar para estas dos últimas.

Para la segunda serie de capital (la que se acerca más a la propuesta por Kydland y Zarazaga, 2002a), la caída de la PTF durante los primeros 20 años es menor y el crecimiento durante la década de 1990 es definitivamente mayor que las que resultan de las otras dos series de *stock* de capital. El impuesto al capital asociado a esta serie del *stock* de capital implica una pequeña reducción del impuesto durante los años 1980 y una tendencia ascendente más secular con posterioridad (aunque con variaciones similares).

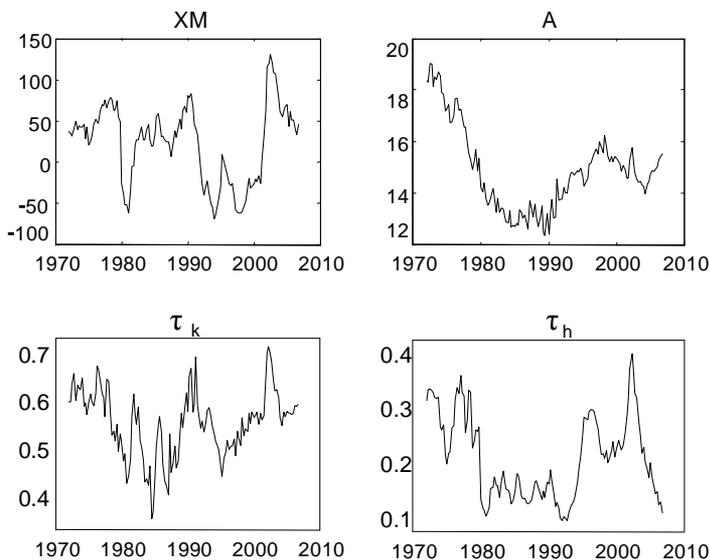
**Gráfico 10 / Brechas para  $\delta = 0,0617$  y  $K / Y_{1980} = 2,85$**



**Gráfico 11 / Brechas para  $\delta = 0,113$  y  $K / Y_{1980} = 2$**



**Gráfico 12 / Brechas para  $\delta = 0,1$  y  $K / Y_{1980} = 1,8$**



La totalidad de las tres series del *stock* de capital aquí expuestas producen un resultado que Kydland y Zarazaga (2002b) denominan la poca profundidad del capital de la Argentina. Estos autores destacan que hubo una recuperación relativamente menor del *stock* de capital en la época de auge durante los noventa después del largo período de deterioro del *stock* de capital experimentado en los ochenta. Su modelo predice un *stock* de capital como mínimo 20% más alto que el observado. El auge del producto de la década de 1990 parece estar motivado más en los aumentos de la productividad total de los factores y las reducciones tempranas del impuesto al capital que en la acumulación del capital. Durante la primera mitad de los noventa, hubo una gran actividad de constitución de nuevas empresas, la mayoría de ellas concentrada en los sectores comercial y de servicios, mientras que muchas de las antiguas plantas productoras por sustitución de importaciones cerraban sus puertas (véase Escudé *et al*, 2001). Dado que los sectores comercial y de servicios tienden a demandar una menor intensidad de capital, el viraje que experimentó la producción al alejarse de la actividad manufacturera puede explicar al menos en parte la poca profundidad del capital observada.

## VI. Conclusiones

La técnica de contabilidad del crecimiento proporciona otra alternativa mediante la cual podemos descomponer la historia económica de un país. La narrativa de la historia económica con frecuencia señala que determinadas políticas resultaron favorables para uno u otro factor o que gran parte de la evolución del período se basó en el residuo de Solow o en la productividad total de los factores.<sup>13</sup>

La técnica contable del crecimiento nos permite descomponer el ciclo económico y el crecimiento de la Argentina en un componente de exportaciones netas, un componente de productividad total de los factores y en componentes que funcionan como impuestos al trabajo y al capital.

El presente trabajo realiza dos aportes a la literatura especializada. Primero, brinda un método para despejar la brecha que funciona como un impuesto al capital añadiendo al modelo la utilización del capital como una variable de

---

<sup>13</sup> Un trabajo de particular agudeza sobre la productividad total de los factores en América Latina fue elaborado por Elías (1992).

decisión de los hogares y luego aplicando los datos sobre utilización del capital al proceso de cálculo de la brecha. Con este método, la brecha del impuesto al capital efectúa una contribución fundamental para explicar el ciclo económico de la Argentina (mientras que el método anterior no generaba resultados suficientemente explicativos acerca de la brecha de capital para los Estados Unidos). Dicho resultado puede proceder del método o de la mayor importancia que tenga la brecha de capital en la Argentina. Es notable la gran correlación negativa que existe entre la brecha de la productividad total de los factores y la brecha del impuesto al capital. Además con esta metodología, podrían realizarse estudios entre países para determinar la importancia de los impuestos en el capital durante los diferentes ciclos económicos y su relación con el crecimiento. El segundo aporte consiste en aplicar este método a la Argentina y comparar los resultados de la técnica contable de crecimiento a la narrativa de la historia económica.

## Referencias

- **Baer, W., P. Elosegui y A. Gallo (2002):** «The Achievements and Failures of Argentina´s Neo-liberal Economic Policies», *Oxford Development Studies*. Volume 30, Number 1, February.
- **Cavalcanti, T. (2007):** «Business Cycle and Level Accounting: The Case of Portugal», *Portuguese Economic Journal*, 6(1), 6:4764.
- **Chari, V., V. Patrick, J. Kehoe y E. McGrattan (2007):** «Business Cycle Accounting», *Econometrica*, 75(3), 781-836.
- **Cole, H. y L. Ohanain (2002):** «The U.S. and U.K. Great Depressions through the Lens of Neoclassical Growth Theory», *American Economic Review*, 92(2), 28-32.
- **Coremberg, Ariel (2004):** «Estimación del Stock de Capital Fijo de la República Argentina», 1990-2003, INDEC.
- **Coremberg, Ariel (2007):** «Fuentes del Crecimiento Económico en Argentina 1990-2003. ¿Otro Caso de la Tiranía de los Números?», *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, 2.
- **de Pablo, Juan Carlos (2005):** *La Economía Argentina en la Segunda Mitad del Siglo XX*, Vol. I y II, La Ley, Buenos Aires.
- **Elias, V. (1992):** *Sources of Growth: A Study of Seven Latin American Economies*, ICS Press, San Francisco.
- **Escudé, G., T. Burdisso, M. Catena, L. D'Amato, G. McCandless, y T. Murphy (2001):** «Las MIPyMES y el mercado de crédito en Argentina», Working paper, Banco Central de la República Argentina.
- **Hayashi, F. y E. Prescott (2002):** «The 1990s in Japan: A Lost Decade», *Review of Economic Dynamics*, 5, 206-235.
- **Hayashi, F. y E. Prescott (2006):** «The Depressing Effect of Agricultural Institutions on the Pre-war Japanese Economy», Working Paper, University of Tokyo.

- **Kydland, F. y C. E. J. M. Zarazaga (2002a):** «Argentina's Lost Decade», *Review of Economic Dynamics*, 5(1), pp. 152-165.
- **Kydland, F. y C. E. J. M. Zarazaga (2002b):** «Argentina's Recovery and Excess Capital Shallowing of the 1990's», *Estudios de Economía*, 29(1), Junio, pp. 35-45.
- **Neumeyer, P. y F. Perri (2005):** «Business Cycles in Emerging Economies: The Role of Interest Rates», *Journal of Monetary Economics*, 52(2), pp. 345-380.
- **Prescott, E. (2002):** «Prosperity and Depression», *American Economic Review*, 92(2), pp. 1-15.
- **Zablotsky, E. (1992):** «A Public Choice Approach to Military Coups d'Etat», CEMA Working Papers: Serie Documentos de Trabajo 85, Universidad del CEMA.



# Dinámica inflacionaria y persistencia: Implicancias para la política monetaria\*

**Laura D'Amato**

**Lorena Garegnani**

**Juan M. Sotes**

Banco Central de la República Argentina

## Resumen

Estudiamos la persistencia de la inflación en Argentina entre 1980 y 2007 mediante dos enfoques: el de series de tiempo y el análisis en el dominio de la frecuencia. Utilizando métodos recursivos y los *tests* de cambio estructural desarrollados por Bai y Perron, identificamos quiebres en la tasa media de inflación que coinciden con cambios en el régimen monetario: la adopción de la Convertibilidad en 1991 y el abandono de ese régimen en enero de 2002. Encontramos que la inflación fue un proceso altamente persistente durante el período de alta inflación. Con el descenso de la inflación a partir de la adopción del régimen de Convertibilidad, su persistencia se redujo marcadamente. Luego de la introducción del régimen de flotación administrada y controlando por el episodio inflacionario desatado por la devaluación del peso en 2002, la inflación vuelve a mostrar un comportamiento más persistente. El análisis en el dominio de la frecuencia revela que la variabilidad total de la tasa de inflación se incrementó luego de la devaluación de 2002 y que la contribución del componente de alta frecuencia, asociado a movimientos tendenciales en los precios, cobró importancia luego de ese cambio de régimen, debido posiblemente a un ajuste lento

---

\* Agradecemos muy especialmente los valiosos comentarios a este trabajo de Andrew Levin, Carlos Capistrán, en el Seminario sobre «Persistencia de la Inflación en Latinoamérica: aprendiendo de la experiencia en la Euro Area», relizado en el BCRA agosto de 2007, como así también las enriquecedoras sugerencias y opiniones de Daniel Heymann, Fernando Navajas y Emilio Fernández Corugedo. Las opiniones expresadas en este trabajo son de los autores y no reflejan necesariamente las del BCRA.

de precios relativos luego de la devaluación. Estos resultados confirman que en el caso argentino la persistencia no es una característica intrínseca de la inflación, sino una dependiente del régimen monetario.

*Clasificación JEL:* C22, E31, E52.

*Palabras clave:* persistencia inflacionaria, media variable, series de tiempo, análisis en el dominio de la frecuencia.

# Inflation persistence and changes in the monetary regime: The Argentine case\*

**Laura D'Amato**

**Lorena Garegnani**

**Juan M. Sotes**

Central Bank of Argentina

## Summary

For many years, a prevalent stylized fact in the literature on inflation dynamics has been that inflation is a highly persistent process, sometimes close to a random walk. This feature of the inflation process has several important implications for monetary policy modeling and conducting. From the point of view of policy modeling, persistence is a feature of inflation closely related to the assumptions on price formation in which the standard models currently used for policy modeling are based. From a more practical perspective it is clear that having a good knowledge of how rapidly inflation approaches its equilibrium level is crucial for the effectiveness of policy actions.

Recent empirical evidence has shed light on the close relationship between inflation persistence and monetary policy regime. These studies revealed the importance of evaluating the presence of breaks in the mean of inflation and considering a time varying mean, if necessary, to adequately measure persistence. They also provided evidence that changes in the mean of inflation appear to be related to regime shifts.

---

\* We thank Andrew Levin and Carlos Capistrán for their enriching comments at the Seminar on «Inflation Persistence in Latin America: Learning for Research in the Euro Area», held at BCRA in August 23 - 24, 2007. We are also indebted to Daniel Heymann, Fernando Navajas and Emilio Fernández-Corugedo for their insightful comments. The views expressed here are those of the authors and do not necessarily reflect the opinions of the Central Bank of Argentina.

The assumption of a constant mean is clearly not plausible for Argentina, a country that has experienced a period of high and persistent inflation during the 80's, a hyperinflation episode by the end of this decade and a period of low inflation from then on. Inflation was very high during the 80's, a period in which monetary policy was quite exogenously determined because of fiscal dominance. This high inflation period ended in a hyperinflation episode after which a currency board regime was adopted. Under this regime monetary policy was passive and the dynamics of inflation was, to a certain extent, exogenously driven. Inflation remained at very low levels during this period which ended with the abandonment of Convertibility in January 2002. Following the sharp devaluation of the peso, which led to a dramatic change in relative prices, inflation raised, reaching a peak in April 2002. It then returned to lower levels, although a bit higher than those of Convertibility. The historical behavior of inflation in Argentina suggests that modeling inflation dynamics is not an easy task. Structural breaks make it quite difficult to obtain a unique model for a long period of time.

We study the issue of inflation persistence in Argentina for the period 1980-2007 from two perspectives: univariate time-series and disaggregate frequency-domain analysis of the Consumer Price Index (CPI) inflation. From the first viewpoint the appropriateness of considering a time-varying mean is evaluated by comparing measures of persistence for both a constant and a time-varying mean. The second approach focuses on a spectral decomposition of CPI sub-indexes' monthly price changes during the last two monetary regimes in Argentina (Convertibility and post-Convertibility regimes) in order to get a deeper insight into the differences between the dynamic features of both inflation processes.

We are able to identify significant changes in mean and persistence of inflation in Argentina during the period 1980-2007. Breaks in mean inflation are clearly related to regime shifts: the hyperinflation period in 1989, when the whole sample is considered; and the abandonment of the Convertibility regime in 2002, when we analyze the low inflation period separately.

Given the presence of breaks we differentiate inflation with respect to a time varying mean to measure persistence. Only by subtracting a time varying mean to inflation the estimated persistence decreases significantly.

We find that inflation was highly persistent during the high inflation period, but strongly declined when inflation lowered after the adoption of Convertibility regime in 1991. Then, it increased slightly after the adoption of a managed float in 2002.

Regarding the comparison between inflation dynamics during the Convertibility and post-Convertibility regimes, frequency-domain analysis provided us with some interesting insights. Overall volatility in prices is significantly higher in the recent period, though the contribution of high-frequency (temporary and seasonal) movements to this volatility was relatively more important during the Convertibility regime. That said, persistence is key to explain price dynamics during the post-Convertibility regime, while that was not necessarily the case in the previous period.

Summing up, we find that, in line with the empirical evidence, changes in persistence in Argentina are related to monetary regime changes.

*JEL:* C22, E31, E52.

*Key words:* inflation persistence, mean inflation, time series, frequency domain analysis.

## I. Introducción

El logro de una adecuada comprensión de la dinámica inflacionaria es indispensable para la modelación y la formulación de la política monetaria. La evidencia en la literatura reciente sugiere que con el descenso de la inflación en el mundo, fenómeno atribuible en una medida importante a mejoras sustanciales en las políticas fiscal y monetaria, la dinámica de la inflación ha cambiado. En particular su persistencia, definida ésta como la velocidad con que la inflación se aproxima a su valor de largo plazo luego de un shock, parece haberse reducido. Este fenómeno ha sido ampliamente estudiado en los años recientes para las economías industriales, pero la evidencia para países en desarrollo es bastante más limitada.

Durante muchos años la alta persistencia de la inflación ha sido un hecho estilizado prevaleciente en la literatura, considerándose la como un proceso cercano al de un camino aleatorio.<sup>1</sup>

Este rasgo de la inflación tiene implicancias importantes para la modelación y el accionar de la política monetaria. Los modelos neo-keynesianos en los que suele basarse la modelación de la política se han asentado inicialmente en la presencia de rigideces en el ajuste de los precios para generar un efecto de los *shocks* nominales sobre la economía real. Debido a que la evidencia empírica sugería que la inflación es altamente persistente y que ese componente inercial genera altos costos de desinflar las economías en términos de ajuste del producto, se ha tendido a introducir persistencia en la inflación, en algunos casos, de manera *ad hoc*. Sin embargo, las desinflaciones pueden ser procesos costosos por falta de credibilidad de los bancos centrales y también por el hecho de que las expectativas pueden no ser perfectamente racionales.<sup>2</sup>

La evidencia internacional reciente sugiere que una vez que se toma en cuenta que el valor de largo plazo de la inflación no es constante, el grado de persistencia se reduce. También hay cierta evidencia de que la persistencia ha sido más elevada en períodos de alta inflación.<sup>3</sup>

---

<sup>1</sup> Ver por ejemplo Furher y Moore (1995), Galí y Gertler (1999), Furher (2006) y también Walsh (2003), para una muy buena revisión de la literatura de referencia.

<sup>2</sup> Ver al respecto Roberts (1996).

<sup>3</sup> Ver al respecto Altissimo *et al* (2006), Marques, (2004) y Levin y Pigier (2004) entre otros.

El supuesto de un valor de largo plazo constante no es plausible para Argentina, un país que experimentó inflación elevada y persistente en décadas de los 70's y 80's, en las que la política monetaria estuvo fuertemente condicionada por desequilibrios fiscales persistentes que implicaban una elevada dominancia fiscal. Ese período de alta inflación derivó hacia fines de la década de los 80's en un episodio hiperinflacionario, luego del cual se adoptó un régimen monetario de caja de conversión, la Convertibilidad, en el que la política monetaria era esencialmente pasiva y la dinámica inflacionaria estaba gobernada, en gran medida, por factores externos. La inflación se mantuvo en niveles reducidos durante ese período, que finalizó con el abandono de ese régimen en enero de 2002. Luego de la abrupta devaluación del peso, la inflación se aceleró, alcanzando un pico en abril de 2002, para luego retornar a valores más reducidos, aunque superiores a los niveles promedio durante la Convertibilidad.

Estudiamos la dinámica inflacionaria y en particular el fenómeno de la persistencia inflacionaria en Argentina en el período 1980-2007. Analizamos la vinculación entre los cambios observados tanto en la tasa media de inflación como en su dinámica autorregresiva y los cambios de régimen monetario. Identificamos la presencia de cambios de régimen a través de un análisis recursivo y de la implementación de *tests* propuestos por Bai y Perron (2003). También construimos medidas de persistencia que incorporan cambios en la tasa media de inflación y en su componente autorregresivo. El trabajo está estructurado del siguiente modo: en la sección II revisamos los avances recientes en la modelación de la dinámica inflacionaria y también las medidas de persistencia propuestas en la literatura. En la sección III, presentamos los rasgos más relevantes de la dinámica inflacionaria en Argentina en el período bajo estudio: 1980:1-2007:2. En la sección IV presentamos los resultados del análisis descriptivo. En la sección V evaluamos la presencia de quiebres en la tasa media de inflación y su vinculación con cambios en el régimen monetario. En la sección VI calculamos distintas medidas de persistencia inflacionaria. En la sección VII estudiamos la persistencia en la inflación y sus componentes utilizando el análisis en el dominio de la frecuencia. Finalmente, en la sección VIII presentamos las conclusiones.

## II. El fenómeno de la persistencia inflacionaria en la literatura

El hecho de que la tasa media de inflación pueda evolucionar experimentando quiebres discretos puede sustentarse en los determinantes de largo plazo de la tasa de inflación. Existe bastante acuerdo en la teoría monetaria acerca de que en el largo plazo la inflación debería estar cointegrada con la tasa de expansión del dinero, de modo que en el estado estacionario la tasa de crecimiento del dinero iguale a la tasa de inflación.<sup>4</sup> En ese sentido, el valor de estado estacionario de la inflación y el crecimiento monetario no son independientes del accionar del banco central en su objetivo de estabilizar a la inflación en torno al ese valor, ni de los condicionamientos que enfrenta para lograrlo. El valor de largo plazo de la inflación puede no ser único, sino en todo caso dependiente del régimen monetario.<sup>5</sup> Al respecto, la evidencia empírica indica que bajo regímenes no ricardianos, con alta dominancia fiscal, la tasa media de inflación es elevada, como también lo es la tasa de expansión monetaria.<sup>6</sup> Por el contrario, una vez que la política monetaria está menos condicionada por la política fiscal y tiene mayor capacidad de cumplir su rol de proveer una ancla nominal a la economía, la tasa media de inflación tiende a reducirse. También es posible que las economías experimenten tasas de inflación persistentemente elevadas si existe un problema de inconsistencia temporal, que genera incentivos a la política monetaria para sorprender al público con mayor inflación, con el objetivo de explotar el *trade off* entre crecimiento e inflación.

Sin embargo, la relación entre la tasa media de inflación y la volatilidad macroeconómica no ha sido incorporada a la modelación macroeconómica en los modelos neo-keynesianos, que en general suponen una tasa de inflación cero para el estado estacionario y no discuten los efectos sobre la estabilidad de inflaciones de largo plazo (*trend inflation*) positivas y eventualmente elevadas. Recientemente Kiley (2007), Ascari y Ropele (2007) y Blake y Fernández-Corugedo (2006), entre otros, discuten las implicancias en términos de indeterminación de los equilibrios y volatilidad macroeconómica de tasas de inflación de largo plazo moderadas o altas. Esta literatura reciente muestra que el

---

<sup>4</sup> Ver la respecto Walsh (2003), op.cit.

<sup>5</sup> Heymann y Leijonhufvud (1995) definen en general un régimen de política como un patrón de comportamiento por parte de las autoridades económicas tal, que sustenta un determinado sistema de expectativas que gobierna las decisiones del sector privado.

<sup>6</sup> Ver Heymann y Leijonhufvud (1995) y Walsh (2003), op. cit, cap. 4 para una discusión detallada de las relaciones entre la política monetaria y la fiscal.

permitir una inflación de estado estacionario distinta de cero cambia sustancialmente la dinámica de la inflación que pasa a ser endógena a la *trend inflation*. Aparece también como una variable relevante en la determinación de la dinámica inflacionaria la dispersión de precios relativos. Ascari y Ropele (2007), encuentran que cuando se toma en cuenta la posibilidad de una *trend inflation* distinta de cero, el proceso de formación de precios se torna más *forward looking*, por lo que la relación contemporánea entre la inflación y la brecha del producto se debilita. La curva de Phillips se aplana. Finalmente, una *trend inflation* más elevada lleva a que el componente autorregresivo en la ecuación que describe la dinámica de la dispersión de precios relativos se incremente, llevando a un sendero de ajuste de la inflación más persistente. Estos resultados parecen estar en línea con la idea de que en contextos de inflación de largo plazo más elevada, la dinámica inflacionaria adquiere una mayor persistencia.

Por otro lado, en los modelos de formación de precios que dan fundamento microeconómico a la modelación macroeconómica actual, como el de Calvo (1983) y el de Taylor (1980), la persistencia de la inflación se explica por la persistencia del principal factor que gobierna su dinámica, que es la brecha del producto, la que suele considerarse una proxy de los costos marginales reales. Sin embargo, distintas especificaciones de la curva de Phillips en su versión neo-keynesiana, enfrentan la dificultad de que empíricamente el término en la brecha del producto es escasamente significativo<sup>7</sup> (ver Furher y Moore, 1995a, 1995b y 2006). Por otro lado la inflación no es, en esos modelos, intrínsecamente persistente, aunque sí lo es el nivel de precios. Este rasgo tampoco se condice con la evidencia empírica, que indica que las desinflaciones suelen ser episodios bastante costosos en términos de caída del producto.<sup>8</sup> Al mismo tiempo, la evidencia empírica sugería, al menos hasta hace algún tiempo, que la inflación es un proceso altamente persistente. Por esa razón autores como Furher y Moore (1995) y Galí y Gertler (1999) proponen incorporar un componente intrínseco de persistencia a la inflación.

---

<sup>7</sup> Ver al respecto Furher y Moore (1995a, 1995b), Rudd y Whelan (2006) y Furher (2006). En el caso de Argentina, D'Amato y Garegnani estiman un curva de Phillips híbrida y encuentran un coeficiente de 0,03 para la brecha del producto utilizando datos de frecuencia mensual.

<sup>8</sup> Ver al respecto Erceg y Levin (2002).

En particular, Furher y Moore (1995a y 1995b) modifican el modelo de Taylor (1980) en el que los contratos salariales se renegocian en forma escalonada para introducir persistencia intrínseca a la inflación.

Definimos en forma implícita a los regímenes monetarios de acuerdo a la regla de política adoptada por el del banco central, siguiendo a Ascari y Ropele (2007).

Roberts (1997) y también Erceg y Levin (2002), sugieren que una razón que explicaría la persistencia de la inflación en contextos de inflación elevada en los que el banco central lleva adelante una desinflación es la presencia de expectativas que son imperfectamente racionales y que el comportamiento de los agentes en ese contexto sigue un proceso de aprendizaje adaptativo.

### **II.1. Las medidas convencionales de persistencia inflacionaria**

El concepto de persistencia inflacionaria tiene cierta especificidad en el contexto de la economía monetaria. Mientras que desde un punto de vista estrictamente estadístico la persistencia es una medida de la velocidad con que una variable retorna a su valor medio, en el marco de la economía monetaria, ella se refiere a la velocidad con que la inflación retorna a su valor de equilibrio de largo plazo luego de un *shock*. Ese valor de equilibrio de largo plazo es también un reflejo del accionar de la política monetaria en su objetivo de proveer a la economía de un ancla nominal y en ese sentido no es necesariamente único, sino más bien dependiente del régimen monetario vigente.

Una medida ampliamente utilizada de persistencia es la propuesta por Andrews y Chen (1994).

Considerando a la inflación como un proceso estacionario  $AR(p)$ :

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \pi_{t-i} + \eta_t \quad (1)$$

La persistencia se define como la suma de los coeficientes autorregresivos en (1):

$$\rho = \sum_{i=1}^p \beta_i \quad (2)$$

Como señalan Marques (2004) y Angeloni y otros (2006) el concepto de persistencia está muy relacionado a la velocidad con que la inflación retorna a su valor de largo plazo luego de un *shock*. En ese sentido una representación adecuada de ese proceso, como enfatiza Marques (2004), es reescribir (1) como un mecanismo de corrección al equilibrio en términos de desvíos de su valor de largo plazo.

$$\pi_t - \mu = \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta(\pi_{t-i} - \mu) + \rho(\pi_{t-1} - \mu) + \eta_t \quad (3)$$

donde:

$$\mu = \frac{\alpha}{1 - \rho} \quad (4)$$

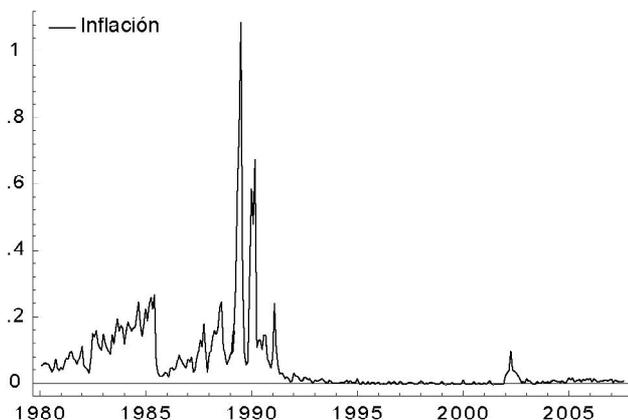
es la media no condicional de la inflación. Cuanto más elevado es el valor absoluto de  $\rho$ , más lentamente la inflación retorna a su valor de equilibrio. Una cuestión crucial a determinar previo al cálculo de alguna medida de persistencia, es si es adecuado suponer un valor de largo plazo constante para la inflación.

### III. Algunas peculiaridades de la dinámica inflacionaria en Argentina

Como remarcamos inicialmente, el supuesto de un valor de equilibrio constante para la tasa de inflación no es razonable en el caso de Argentina. Al respecto, Capistrán y Ramos-Francia (2006), proveen evidencia sobre persistencia de la inflación para los diez países más grandes de América Latina y encuentran que en el caso argentino el grado de persistencia de la inflación se habría reducido entre 1980:1 y 2007:2.

De hecho, como lo ilustra el Gráfico 1, la simple inspección visual sugiere una tasa media de inflación que cambia sustancialmente en el período analizado.

**Gráfico 1 / Tasa de inflación (1980-2007)**



La inflación elevada fue un fenómeno ampliamente extendido en la región durante las décadas de los 70's y 80's. El financiamiento monetario de los desequilibrios fiscales fue un rasgo común entre los países que pasaron por episodios hiperinflacionarios como Argentina. Este fenómeno ha recibido un renovado interés en los años recientes. En particular, Sargent *et al* (2006) han estudiado la dinámica inflacionaria en los países de la región que experimentaron hiperinflaciones en un modelo de aprendizaje que permite un cambio de expectativas racionales a expectativas adaptativas. Sargent *et al* encuentran que la dinámica inflacionaria en esos países en el período de alta inflación reproduce en gran medida la sugerida por Cagan (1956). Ellos concluyen que estas economías pudieron estabilizar la inflación de manera permanente en la medida que lograron una disciplina fiscal.

El caso argentino tiene, sin embargo, características peculiares. La inflación comenzó a ser persistentemente elevada desde mediados de los años 70's período en que el sector público mantuvo elevados déficit presupuestarios. Hacia fines de esa década se adoptó un *crawling peg* con el dólar, esquema que intentaba una convergencia de la inflación doméstica a la internacional. En esos años, al igual que otras economías de la región, Argentina inició un proceso de liberalización comercial y financiera. El peso sufrió una creciente apreciación real, al tiempo que la economía experimentaba persistentes déficit de cuenta corriente. El alza de la tasa de interés internacional en 1982 llevó a una severa crisis de deuda en la región, que afectó fuertemente a Argentina.

El peso fue devaluado y el gobierno se hizo cargo de una parte importante de la deuda externa privada, lo que amplió los desequilibrios fiscales preexistentes. En los años que siguieron la inflación fue acelerándose marcadamente. En 1985 hubo un intento de estabilización conocido como el Plan Austral, que sólo logró una estabilización temporaria de la inflación, luego de lo cuál la inflación se aceleró fuertemente hasta desembocar en un episodio hiperinflacionario a mediados de 1989.

En abril de 1991, la implementación de un esquema de caja de conversión y la fijación por ley del peso al dólar estadounidense lograron anclar las expectativas inflacionarias y producir una reducción permanente de la tasa de inflación, que fue en promedio para esa década, cercana a cero. La adopción de este esquema de política fue acompañada por una drástica reforma del sector público que incluyó la privatización de la mayor parte de las empresas públicas y la dolarización financiera. El país ganó acceso a los mercados financieros internacionales y con mejores resultados fiscales en un comienzo, el gobierno reemplazó el financiamiento monetario por la emisión de deuda en los mercados internacionales. Esta combinación de políticas fue exitosa en anclar las expectativas inflacionarias y estabilizar la inflación en niveles muy reducidos. Sin embargo, la reforma fiscal fue incompleta. Con la moneda local sobrevaluada el país comenzó a experimentar persistentes déficit en cuenta corriente, aumentando su endeudamiento externo, tanto privado como público. Luego de las crisis asiática en 1997 y rusa en 1998, el país ingresó en una prolongada recesión, que se acentuó con la devaluación del real brasileño en enero de 1999. Las mayores tasas de interés sobre la deuda aumentaron el peso de los pagos de intereses en las cuentas públicas y el endeudamiento externo, tanto privado como público, comenzó a ser percibido como insostenible. Hacia 2001 se desencadenó una crisis financiera y externa que derivó en el abandono del régimen de Convertibilidad y una devaluación del peso argentino que implicó un drástico cambio de precios relativos y dio lugar a una aceleración de la inflación, que alcanzó un pico en abril de 2002, para luego reducirse, aunque a un nivel algo más elevado que el prevaleciente bajo el régimen de Convertibilidad. Hacia fines de 2004, cuando la economía comenzó a recuperarse en forma sostenida de la recesión en la que había estado inmersa durante varios años, la inflación comenzó a acelerarse levemente hasta el final de la muestra.

#### IV. Análisis descriptivo

La breve descripción del comportamiento histórico de la inflación en Argentina en la sección precedente sugiere la presencia de importantes quiebres estructurales y episodios atípicos como puede ser una hiperinflación.

Aún a pesar de estas especificidades, es razonable esperar que los *shocks* sobre esa variable no tengan un efecto permanente, en la medida que la política económica en general y la monetaria en particular, actúan proveyendo a la economía con algún ancla nominal que logra estabilizar la inflación. En ese sentido, se espera que los *tests* de raíces unitarias rechacen la hipótesis nula de una raíz unitaria para la inflación cuando se estudian sus propiedades temporales para un período de tiempo suficientemente prolongado. Sin embargo, como se enfatiza en la sección II, es posible que la tasa media de inflación experimente cambios a través de períodos de tiempo prolongados, si es que las economías experimentan cambios de régimen. En ese caso, se podría esperar no estacionariedad para esta variable, pero atribuible a cambios en su valor de largo plazo y no a la presencia de una raíz unitaria.

Estudiamos en esta sección las propiedades de serie de tiempo de la inflación y evaluamos la presencia de quiebres en su valor medio mediante un análisis descriptivo. En la sección que sigue utilizamos distintas técnicas para identificar la presencia de quiebres tanto en la media como en el componente autorregresivo de la inflación, con el propósito de identificarlos y controlar por ellos en el cálculo de medidas de persistencia inflacionaria.

Se puede observar de la Tabla 1 que tanto la media como la volatilidad de la inflación fueron cambiantes a lo largo de la muestra y que en ese sentido los estadísticos descriptivos para el período completo son poco informativos acerca del comportamiento de la inflación entre 1980 y 2007. Es posible identificar un período de alta inflación entre 1980:1 y 1989:3, el episodio hiperinflacionario entre 1989:4 y 1990:3, una transición entre 1990:4 y 1991:2, seguida de un período de desinflación entre 1991:3 y 1992:12 luego de la implementación de la Convertibilidad. Estos tres últimos períodos breves son considerados en este análisis como episodios temporarios de escaso interés para el estudio de un fenómeno como la persistencia, y por lo tanto se los deja de lado o se controla por ellos cuando se calculan medidas de persistencia inflacionaria.

**Tabla 1 / Tasas medias y volatilidad de la inflación**

<b>Inflación mensual medias y desvíos estándar</b>		
	<b>media</b>	<b>desvío estándar</b>
1980:1-1989:3	0.1034	0.0616
1989:4-1990:3	0.4430	0.2999
1990:4-1991:2	0.1136	0.0512
1991:3-1992:12	0.0517	0.0556
1993:1-2007:2	0.0045	0.0105
2002:1-2002:9	0.0371	0.0232
2002:10-2007:2	0.0062	0.0041
1980:1-2007:2	0.0589	0.1125

El resto de la muestra, que cubre el período 1993:1-2007:2 aparece, desde un punto de vista estrictamente estadístico, como un período de baja inflación, brevemente interrumpido por un episodio inflacionario luego de la devaluación del peso en enero de 2002. Como se puede apreciar del Gráfico 1 en la sección anterior, el salto en la inflación provocado por la devaluación de enero de 2002 resulta insignificante si se lo compara con la hiperinflación. Sin embargo hubo en este período un cambio de régimen monetario cuya incidencia en la dinámica inflacionaria no logra ser capturada por el análisis descriptivo. Se intentará estudiarla con más detalle en las siguientes secciones.

Con el objetivo de estudiar las características temporales de la inflación y comenzar a evaluar la presencia de quiebres en su valor medio se estimaron estadísticos F de Dickey-Fuller que evalúan la presencia de una raíz unitaria, controlando por la significatividad de la media y una tendencia determinística (ver Tabla 2). Un primer resultado es que en todos los casos se rechaza la presencia de una raíz unitaria. Como se deduce de la tabla los *test* F confirman la ausencia de una media constante a través del período analizado. Entre 1980:1 y 1989:3 la media de la inflación es significativamente distinta de 0 (positiva). Por el contrario, no se rechaza la hipótesis nula de una media igual a cero entre enero 1993 y 2007. Por otro lado, no se identifica una tendencia determinística estadísticamente significativa en ninguno de los dos períodos.

**Tabla 2 / Tests de raíces unitarias**

Inflación mensual			
Estadístico F de Dickey Fuller			
	Constante	Tendencia	H0=raíz unitaria
1980:1-1989:3	Significativa***	No significativa	Rechazada**
1993:1-2007:2	No significativa	No significativa	Rechazada**
1980:1-2007:2	Significativa ***	Significativa***	Rechazada***

\*\*\*1% de significatividad

\*\*5% de significatividad

Estos resultados sugieren que si bien la inflación no tiene una raíz unitaria, tampoco puede ser considerada como un proceso estacionario, en la medida que se identifican cambios significativos en su valor medio. En la sección que sigue complementamos el análisis descriptivo con *tests* que evalúan la presencia de quiebres estructurales tanto en la media como en el componente autorregresivo de la tasa de inflación.

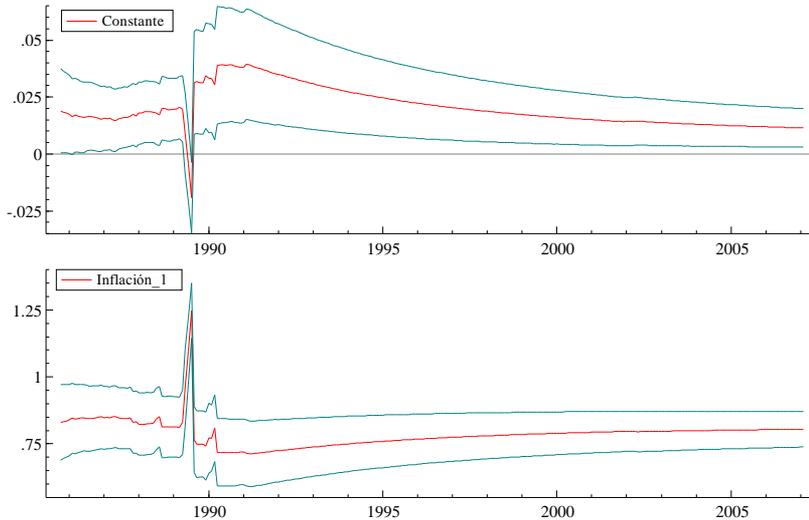
## V. Evaluando la presencia de quiebres en la tasa media de inflación

### V.1. Análisis recursivo

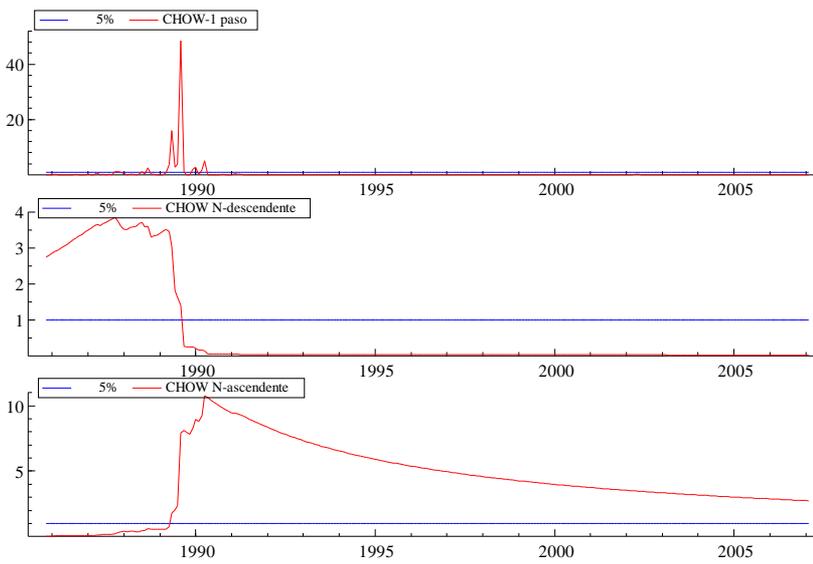
En las dos subsecciones que siguen se busca identificar la presencia de quiebres tanto en la media como en el componente autorregresivo de la inflación y estudiar su relación con la ocurrencia de cambios en el régimen monetario.

En primer lugar estimamos recursivamente la ecuación 1 y evaluamos la presencia de quiebres tanto la constante como en el coeficiente autorregresivo, utilizando *tests* de cambio estructural. El Gráfico 2.a muestra que ambos coeficientes, constante y término autorregresivo, se ubican fuera del intervalo de +/- 2 veces los desvíos estándar previos en el entorno de la hiperinflación. Los *tests* de Chow, en el Gráfico 2.b (*forecast horizon descendent, ascendant y one-step*), se ubican debajo del valor crítico de 5% excepto en el período de la hiperinflación.

**Gráfico 2.a / Análisis recursivo (1980:1-2007:2)**



**Gráfico 2.b / Análisis recursivo (1980:1-2007:2)**



En resumen, se encuentra evidencia de un cambio en la dinámica de la inflación en el entorno del episodio hiperinflacionario, que finalizó con la adopción de un nuevo régimen cambiario, la Convertibilidad. Debido probablemente a la magnitud del episodio hiperinflacionario, y a la volatilidad generada por el mismo, no es posible identificar un quiebre significativo en la dinámica de la inflación luego del abandono de ese régimen. Es por esa razón que más adelante estudiamos ese subperíodo en forma separada.

## **V.2. Evaluando la presencia de múltiples quiebres: Test de Bai Perron**

La otra aproximación que llevamos adelante para estudiar la presencia de quiebres estructurales en el proceso dinámico de la inflación es la implementación de los *tests* desarrollados por Bai y Perron (2003) para evaluar la presencia de múltiples quiebres estructurales. En relación al análisis precedente, la metodología de Bai y Perron es más general. Permite identificar la presencia de múltiples quiebres, y propone *tests* para evaluar la hipótesis nula de no quiebres vs. la presencia de múltiples quiebres, así como un procedimiento para evaluar la hipótesis nula de  $n$  quiebres vs.  $n+1$  quiebres. También genera intervalos de confianza para las fechas de quiebre, permitiendo que los datos y los errores tengan diferentes distribuciones entre los segmentos en los que el *test* separa la muestra, o eventualmente impone una distribución común. Esta flexibilidad es interesante en el caso argentino dada la presunción de una varianza no constante a través del período estudiado.

Llevamos adelante el *test* bajo dos especificaciones. La primera supone la presencia de quiebres en la media, mientras que la segunda permite cambios tanto en la media como en el componente autorregresivo de la inflación. Los resultados de ambos ejercicios se muestran en la Tabla 3.

En el primer caso comenzamos considerando la posibilidad de hasta 5 quiebres en la media, pero sólo uno resulta significativo de acuerdo a los criterios propuestos por Bai y Perron: *SupF Sequential Procedure*, *Bayesian Information Criterion* (BIC) y *Liu, Wu y Zidek* (LWZ) y corresponde a abril de 1991, fecha en que se implementó el plan de Convertibilidad. Al restringir el número de quiebres se vuelve a identificar un único quiebre en abril de 1991, por lo que se reportan en la tabla los resultados correspondientes al *test* permitiendo un quiebre. En este caso se calcularon los intervalos de confianza para los quiebres permitiendo heterocedasticidad y correlación serial en los residuos.

**Tabla 3 / Tests Bai Perron de quiebre estructural (1980-2007)**

<b>Test de Bai Perron Test para cambios en media (1980:1-2007:2) especificaciones</b>				
<b>z=1</b>	<b>q=1</b>	<b>p=0</b>	<b>h=81</b>	<b>M=1</b>
<b>Tests</b>				
SupF <sub>T</sub> (1)	UDmax	WDmax	SupF <sub>T</sub> (2 1)	
14.58***	14.58***	14.58***	1.078	
<b>Número de quiebres seleccionado</b>				
Sequential	BIC	LWZ		
1	1	1		
<b>Estimaciones</b>				
<b>alfa 1</b>	<b>alfa 2</b>	<b>T<sub>1</sub></b>		
0.135 (0.0336)	0.006 (0.0016)	Apr-91		
<b>Test de Bai Perron Test para cambios en media y coeficientes autorregresivos (1980:1-2007:2) especificaciones</b>				
<b>z=3</b>	<b>q=3</b>	<b>p=0</b>	<b>h=80</b>	<b>M=1</b>
<b>Tests</b>				
SupF <sub>T</sub> (1)	UDmax	WDmax		
65.33***	65.33***	65.33***		
<b>Número de quiebres seleccionado</b>				
Sequential	BIC	LWZ		
1	1	1		
<b>Estimaciones</b>				
<b>alfa 1</b>	<b>alfa 2</b>	<b>T<sub>1</sub></b>		
-0.009 (0.0089)	0.009 (0.0039)	Aug-89		
<b>beta11</b>	<b>beta12</b>			
1.463 (0.1035)	0.534 (0.054)			
<b>beta21</b>	<b>beta22</b>			
-0.3191 (0.1319)	-0.007 (0.049)			

En el segundo caso se evalúa la presencia de quiebres tanto en la media como en el componente autorregresivo de la serie. Debido a que en este caso se trata de un modelo dinámico, no es posible, de acuerdo a lo sugerido por Bai y

Perron, permitir heterocedasticidad y correlación serial en los residuos, no pudiéndose utilizar la matriz HAC propuesta por Andrews (1991).<sup>9</sup> Cuando evaluamos sólo cambios en la media, si bien se calcula inicialmente el *test* permitiendo hasta cinco quiebres, este identifica un quiebre en agosto de 1989, fecha que se corresponde con la ocurrencia del primer episodio hiperinflacionario, en forma coincidente con los resultados del análisis recursivo de la subsección precedente. Esta fecha de quiebre lleva a que ambos subperíodos incluyan observaciones extremas y alta volatilidad en la tasa de inflación. Esa puede ser la razón por la que los valores medios que se obtienen para ambos subperíodos sean poco razonables, lo que no ocurre con los términos autorregresivos, cuyos valores se corresponden con lo esperado: están cerca de sumar 1 para el período de alta inflación, indicando que era un proceso altamente persistente, y se reducen significativamente (a 0,53) en el segundo subperíodo.

## VI. Persistencia inflacionaria

### VI.1. Análisis para la muestra completa

Tomando en cuenta el análisis descriptivo desarrollado y considerando los quiebres identificados tanto en la tasa media de inflación como en su componente autorregresivo en las subsecciones V.1 y V.2, construimos una media no constante para la tasa de inflación que evoluciona a saltos discretos para luego estimar un modelo autorregresivo del acuerdo a la ecuación 3. Seguimos aquí a Marques (2004) y utilizamos variables *dummy* que identifican cambios en la tasa media de inflación de acuerdo a lo sugerido por el análisis descriptivo de las secciones precedentes. De ese modo, los valores estimados de la inflación de acuerdo a la ecuación 5 representan la tasa media de inflación que se muestra en el Gráfico 3.<sup>10</sup>

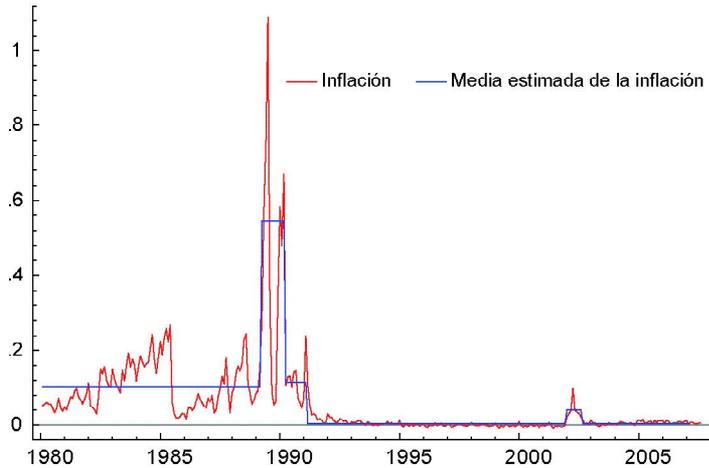
$$\begin{aligned}
 \pi_t = & 0,5434 - 0,43999 d1 - 0,1338 d2 - 0,4298 d3 - \\
 & - 0,5385 d4 + 0,03522 d5 \qquad (5)
 \end{aligned}$$

(HSCFE)      (0,11)      (0,11)      (0,15)      (0,12)  
(HCSE)      (0,11)      (0,008)

<sup>9</sup> Debido a que se tiene la presunción de que la presencia de heteroscedasticidad es bastante probable, se realizó el ejercicio de calcular el *test* bajo ambas especificaciones: utilizando el estimador HAC y el convencional, que supone homoscedasticidad y ausencia de correlación serial en los residuos. Se encontró que los modelos estimados bajo ambos supuestos no difieren significativamente.

<sup>10</sup> Donde *d1* corresponde a una variable dummy para el período 1980:1 -1989:3, *d2* para 1989:7-1990:3, *d3* para 1990:4-1991:2, *d4* para 1991:3-2007:2 y *d5* para 2002:1-2002:8.

**Gráfico 3 / Tasas medias de inflación estimadas**



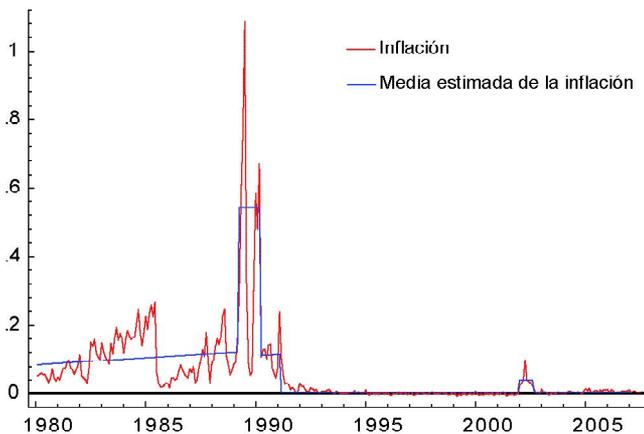
De acuerdo a la ecuación 5 y a tests de restricciones lineales, se obtiene una inflación media positiva y distinta de cero (10,3%, mensual) entre enero de 1980 y marzo de 1989. El valor de la constante (54,3% mensual) corresponde a la media de la tasa de inflación en la hiperinflación. En el período de transición entre abril de 1990 y febrero de 1991 la tasa media de inflación se mantuvo en torno a 11,3%. Luego de la adopción del esquema monetario de la Convertibilidad, la tasa de inflación se redujo marcadamente, resultando estadísticamente no distinta de cero hasta el fin de la muestra. Sin embargo, durante este último período, y luego del abandono de la Convertibilidad en enero de 2002, se produjo una aceleración inflacionaria luego de la abrupta devaluación del peso. La inflación alcanzó un pico de 10% mensual en abril de 2002, para luego desacelerarse. Este rebrote inflacionario resulta, sin embargo de pequeña dimensión en relación al hiperinflacionario. Cuando se evalúa la restricción lineal de una media diferente entre enero y agosto de 2002 con respecto al período 1991-2007 se está cerca de rechazar la nula de medias iguales, lo que sugiere que este corto período de transición puede considerarse como un *outlier* dentro del período de inflación baja y, en ese sentido, resulta razonable controlar por su presencia, ya que se trata de un episodio transitorio. En la sección VII se estudia separadamente y en detalle el período de baja inflación, descartando el período de desinflación que siguió a la implementación de la Convertibilidad y al hacerlo es posible detectar cambios en la tasa media de inflación luego de la adopción de la flotación administrada.

Adicionalmente se evaluó la presencia de una tendencia determinística positiva en el período de alta inflación y una negativa luego de la adopción de la Convertibilidad, que controle por la desinflación, tal como lo sugiere la observación visual. La ecuación 6 incorpora ambas tendencias a la ecuación 5.<sup>11</sup>

$$\begin{aligned}
 \pi_t = & 0,5434 - 0,4589 d1 - 0,1338 d2 - 0,4317 d3 - 0,5385 d4 + \\
 & + 0,03522 d5 + 0,000335 t1 + 0,0003181 t2
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

(HCSE)      (0,11)      (0,11)      (0,16)      (0,12)      (0,11)  
(HCSE)      (0,008)      (0,0001)      (0,006)

**Gráfico 4 / Tasas medias de inflación y tendencia estimadas**



Habiendo obtenido una media no constante de la tasa de inflación ( $\mu_t$ ), de acuerdo a la ecuación 6, el siguiente paso es calcular desvíos de la inflación respecto de esa media, a los que llamamos  $z_t$ , para luego estimar la ecuación 3 y calcular una medida de persistencia que considera una media no constante. En la Tabla 4 comparamos la medida de persistencia obtenida a partir de la estimación de la ecuación 3 utilizando una media variable ( $\mu_t$ ) respecto de la obtenida si se supone una media constante ( $\mu$ ).

<sup>11</sup> Donde  $t1$  corresponde a una tendencia determinística para el período 1980:1-1989:3 y  $t2$  para 1990:4-1991:2.

**Tabla 4 / Persistencia estimada (1980-2007)**

<b>Persistencia de la inflación</b>		
<b>Período 1980:1-2007:2</b>		
	<i>media constante</i>	<i>cambios en media</i>
$\rho$	0.80	0.56
<i>hcse</i>	(0.184)	(0.240)
	(1 lag)	(1 lag)

Se observa de la Tabla 4 que bajo el supuesto de una media constante, la inflación sería un proceso altamente persistente (0,8). Por el contrario, si permitimos una media variable, el grado de persistencia se reduce notablemente (0,56). Ambas medidas de persistencia son estadísticamente diferentes, lo que nos permite concluir de este ejercicio que una vez que se identifican quiebres en la media de la inflación y se controla por ellos, la inflación aparece como un proceso bastante menos persistente que si se considera una media variable.

Una segunda cuestión a investigar es si, asociado a cambios en la media de la inflación, también se identifican cambios en el componente autorregresivo de la serie. Tanto el análisis recursivo como los *tests* de Bai Perron presentados en la sección anterior identifican cambios en los coeficientes autorregresivos de la inflación asociados a quiebres en la media de la tasa de inflación. La evidencia reciente para otros países sugiere que una vez que la inflación se reduce, su grado de persistencia es menor.<sup>12</sup>

Con el objetivo de calcular una medida de persistencia que tome en cuenta esos cambios estimamos un modelo autorregresivo de  $z_t$  (los desvíos de la inflación respecto de su media variable estimada según la ecuación 6) incluyendo *dummies* que multiplican a los niveles y diferencias de  $z_t$ . La ecuación 7 muestra el modelo estimado y en la Tabla 5 presentamos las medidas de persistencia obtenidas a partir de esta ecuación.

<sup>12</sup> Ver al respecto Angeloni *et al* y Capistrán y Ramos Francia, op. cit.

$$\begin{aligned}
z_t = & 0,5048z_{t-1} + 0,4048 z_{t-1}d1 - 0,6708 z_{t-1}d3 + 0,3504 \Delta z_{t-1} - \\
& - 0,3063\Delta z_{t-1}d1 - 0,3723 \Delta z_{t-1}d4' - 0,4956 \Delta z_{t-1}d4'' - \\
& - 0,1954 djul85 + \text{variables dummy período hiperinflación}
\end{aligned}
\tag{7}$$

(HCSE) (0,2101) (0,217) (0,1091) (0,0578)  
(HCSE) (0,2284) (0,0737) (0,1767)  
(HCSE) (0,0096)

**Tabla 5 / Persistencia estimada por subperíodos**

Persistencia de la inflación	
Period 1980:1-2007:2	
Sub-períodos	$\rho$
1980:1-1989:3	0.954
1989:4-1990:3	0.855
1990:4-1991:2	0.184
1991:3-1992:12	0.483
1993:1-2007:2	0.359

Los resultados indican que la inflación fue un proceso altamente persistente durante el período de «alta inflación» (0,96), entre 1980:1 y 1989:3, más alta aún que el valor obtenido cuando se supone una media constante para toda la muestra. Los períodos subsecuentes en la Tabla 5 corresponden a la hiperinflación (1989:4-1990:3), la transición (1990:4-1991:2) y la desinflación (1991:3 - 1992:12) que siguió a la implementación del régimen de Convertibilidad. Si bien no estamos interesados en medir el grado de persistencia de la inflación en esos períodos, debimos controlar por ellos en la estimación para medir adecuadamente la persistencia en los períodos relevantes. Durante el período que aquí denominamos de «baja inflación», el grado de persistencia se reduce marcadamente, a 0,36.

En resumen, el análisis precedente indica que hubo cambios significativos tanto en la media de la inflación como en su dinámica autorregresiva durante el período que analizamos. Controlando por esos cambios se encuentra que la inflación fue un proceso altamente persistente en el período de inflación elevada (cercano a un camino aleatorio) y su persistencia se redujo marcadamente una vez que la inflación se estabilizó a niveles promedio significativamente más bajos, luego del episodio hiperinflacionario que Argentina experimentó a fines de los 80's. También se encuentra evidencia de que los cambios tanto en la media como en

el componente dinámico están relacionados con el cambio en el régimen monetario que implicó la adopción de un régimen tan peculiar como la Convertibilidad. El hecho de que la dinámica inflacionaria se acercara al comportamiento de un camino aleatorio durante el período de inflación alta parece consistente con las dificultades que encontró la política económica durante ese período para anclar las expectativas inflacionarias, haciendo retornar a la inflación hacia algún valor de equilibrio de largo plazo. El pasaje por el episodio tan traumático como la hiperinflación parece haber generado los ajustes necesarios, principalmente fiscales, como para que un anclaje como el de la Convertibilidad lograra estabilizar la tasa de inflación a niveles muy reducidos. El cambio de régimen implicado por el abandono de ese esquema monetario no puede ser captado cuando se incluye un período atípico como la hiperinflación, razón por la que en la sección siguiente estudiamos el subperíodo 1993-2007 en forma separada.

## ***VI.2. Un análisis detallado del período de baja inflación***

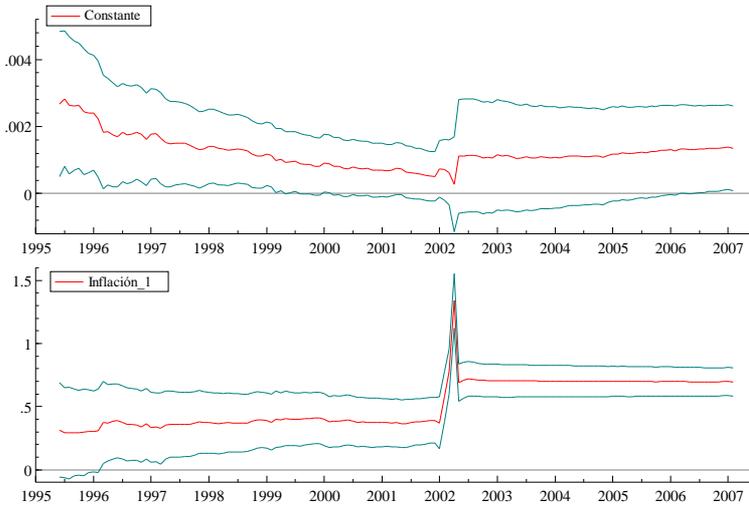
Como enfatizamos en la sección anterior, la dramática volatilidad implicada por el episodio hiperinflacionario limita la posibilidad de identificar quiebres adicionales en la serie de inflación y en particular el potencial cambio asociado al abandono de la Convertibilidad y la adopción de un régimen de flotación administrada en 2002. Es por esta razón que en esta sección estudiamos separadamente al período que denominamos de baja inflación, en que conviven dos subperíodos potencialmente distintos en términos de la política monetaria vigente, de cuyas características no parece estar desvinculada la dinámica inflacionaria, de acuerdo al análisis de la sección precedente y a la amplia evidencia empírica que estudia la relación entre el dinero y los precios.<sup>13</sup>

Para estudiar en qué medida la adopción de un régimen de flotación administrada en enero de 2002 implicó cambios en la dinámica de la inflación, se analiza separadamente este subperíodo. El análisis recursivo permite identificar un quiebre tanto en la media, como en el término autorregresivo del modelo AR (1) estimado a comienzos de 2002, en forma coincidente con el abandono del régimen de Convertibilidad en enero de ese año. El quiebre en el componente autorregresivo sugiere que el grado de persistencia puede haber cambiado entre ambos regímenes.

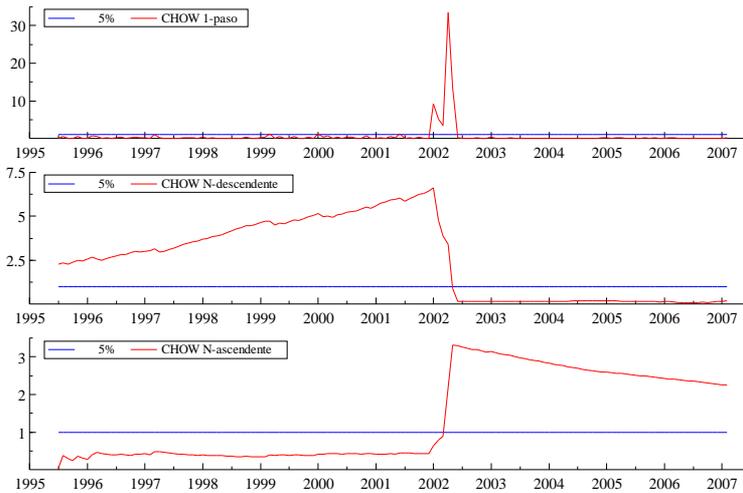
---

<sup>13</sup> Ver al respecto McCandless y Weber (1995), De Grawue y Polan (2002) y Gabrielli *et al* (2004) y Basco *et al* (2006) para el caso argentino.

**Gráfico 5.a / Análisis recursivo (1993:1-2007:2)**



**Gráfico 5.b / Análisis recursivo (1993:1-2007:2)**



Estos resultados se confirman con el *test* de Bai Perron (ver Tabla 6), que identifica un quiebre en enero de 2002, cuando testeamos quiebres en la tasa media de inflación, y en mayo de ese mismo año, cuando evaluamos cambios en la media y en el componente autorregresivo de la serie.

**Tabla 6 / Tests de Bai Perron de quiebre estructural (1993-2007)**

<b>Test de Bai Perron Test para cambios en media (1993:1-2007:2) especificaciones</b>				
<b>z=1</b>	<b>q=1</b>	<b>p=0</b>	<b>h=42</b>	<b>M=1</b>
<b>Tests</b>				
SupF <sub>T</sub> (1)	UDmax	WDmax		
6.60*	6.60*	6.6		
<b>Número de quiebres seleccionado</b>				
Sequential	BIC	LWZ		
1	1	1		
<b>Estimaciones</b>				
<b>alfa 1</b>	<b>alfa 2</b>	<b>T<sub>1</sub></b>		
0.0008	0.01	Jan-02		
(0.0006)	(0.0038)			

<b>Test de Bai Perron Test para cambios en media y coeficientes autorregresivos (1993:1-2007:2) especificaciones</b>				
<b>z=3</b>	<b>q=3</b>	<b>p=0</b>	<b>h=80</b>	<b>M=1</b>
<b>Tests</b>				
SupF <sub>T</sub> (1)	UDmax	WDmax		
65.33***	65.33***	65.33***		
<b>Número de quiebres seleccionado</b>				
Sequential	BIC	LWZ		
1	1	1		
<b>Estimaciones</b>				
<b>alfa 1</b>	<b>alfa 2</b>	<b>T<sub>1</sub></b>		
0.0001	0.0029	May-02		
(0.0006)	(0.0010)			
<b>beta11</b>	<b>beta12</b>			
1.170	0.306			
(0.1232)	(0.0769)			
<b>beta21</b>	<b>beta22</b>			
-0.316	0.213			
(0.1482)	(0.0743)			

Luego de haber identificado la presencia de al menos un quiebre en la tasa media de inflación, construimos una media variable para ese período. La ecuación 8 muestra los resultados de esa estimación.

$$\pi_t = 0,00087 + 0,0362d1 + 0,0053d2 \quad (8)$$

(HSCÉ)      (0,0003)      (0,0078)      (0,0006)

Se observa que la tasa media de inflación fue levemente distinta de 0 durante el período de la Convertibilidad. Luego, durante la crisis que siguió a la devaluación de enero de 2002, la tasa media de inflación se elevó a 3,6% mensual para luego reducirse a una tasa media 0,5%, que resulta positiva y estadísticamente diferente de cero. Se tiene entonces que, una vez que consideramos el período de baja inflación separadamente, es posible identificar un quiebre que aparece asociado al cambio de régimen implicado por el abandono de la Convertibilidad. También se identifica un período atípico en los meses que siguen a la devaluación de enero de 2002, en el que la inflación experimenta un salto transitorio. Controlamos también por ese período al calcular la media de la inflación de acuerdo a la ecuación 8.<sup>14</sup>

En la Tabla 7 mostramos los resultados de calcular medidas de persistencia para el período 1993:1-2007:2 utilizando una media constante y una media variable. Se observa una importante reducción en la persistencia estimada cuando se consideran los quiebres identificados de acuerdo a la ecuación 8.

**Tabla 7 / Persistencia estimada (1993-2007)**

Persistencia de la inflación		
Período 1993:1-2007:2		
	<i>media constante</i>	<i>cambios en media</i>
$\rho$	0.70	0.18
<i>hcse</i>	(0.207)	(0.082)
	(1 lag)	(1 lag)

Finalmente, cuando tratamos de identificar la presencia de cambios en los coeficientes autorregresivos de la inflación que podrían estar asociados al cambio de régimen, (ver ecuación 9) encontramos un muy bajo grado de persistencia (0,15) durante el período de la Convertibilidad, que se incrementa significativamente (0,27), luego de la adopción de la flotación administrada.

<sup>14</sup> En la ecuación 8, *d1* corresponde a una variable dummy para el período 2002:1-2002:9 y *d2* para el período 2002:10-2007:2.

$$z_t = 0,1493 z_{t-1} + 0,2636 z_{t-1} d3 - 0,1437 \Delta z_{t-1} d3 +$$

(HCSE) (0,0688) (0,1157) (0,0755)

$$+ 0,01148 dene95 + \text{variables dummy para crisis 2002}$$

(HCSE) (0,0003) (9)

En resumen, los resultados obtenidos de analizar el período de baja inflación separadamente indican un cambio en el proceso de la inflación tanto en términos de su valor medio como de su componente autorregresivo, observándose un mayor grado de persistencia en el último subperíodo de flotación administrada.

## VII. Análisis en el dominio de la frecuencia: la inflación IPC y sus componentes

En esta sección analizamos la cuestión de la persistencia de la inflación a un nivel desagregado y utilizando el análisis en el dominio de la frecuencia. Este análisis es un paso inicial en el estudio de la heterogeneidad sectorial y los efectos de la agregación sobre la persistencia (ver al respecto Altissimo *et al*, 2004). Estudiamos la dinámica del agregado y los 9 subíndices que lo componen (y algunos de sus componentes).<sup>15</sup>

El análisis en el dominio de la frecuencia nos permite descomponer la variabilidad total de la inflación, identificando la incidencia que tienen en ella tanto los componentes de alta frecuencia, asociados a movimientos temporarios, de carácter predominantemente indiosincrásico en los precios, de los de baja frecuencia, que reflejan movimientos más persistentes y tendenciales. Más específicamente, la altura del espectro en la frecuencia cero es una medida no paramétrica de la persistencia de una serie de tiempo, de modo que este enfoque puede ser usado para corroborar los resultados obtenidos en las secciones anteriores utilizando el enfoque más convencional de series de tiempo.<sup>16</sup> El valor agregado del análisis espectral está dado en este caso en que permite comparar -observando la forma del espectro- la importancia relativa de los componentes de baja frecuencia (aquellos más persistentes o de largo plazo de la inflación), relativo a los de baja frecuencia (el ruido o la volatilidad de corto plazo

<sup>15</sup> De acuerdo a la agregación a 1 dígito adoptada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

<sup>16</sup> Más aún, se puede mostrar que para un proceso  $AR(p)$  esta medida representa una transformación monótonica de la suma de sus coeficientes autorregresivos, la medida más ampliamente utilizada de persistencia.

o estacional) del IPC y sus componentes y evaluar si se identifican cambios en la forma del espectro asociados a cambios de régimen.<sup>17</sup>

Estimamos el espectro de 13 series que incluyen el índice agregado, sus 9 subíndices y los tres grupos que componen el subíndice de Alimentos y Bebidas. Lo hacemos para los períodos comprendidos entre enero de 1993 y diciembre de 2001 y entre enero de 2002 y diciembre de 2006, correspondientes a la Convertibilidad y la post-Convertibilidad, respectivamente.

**Tabla 8 / test de Dickey Fuller GLS <sup>a</sup>**

Grupo del IPC	1993 2001		2002 2006	
	Estadístico <sup>t</sup> <sup>b</sup>	Nº lags	Estadístico <sup>t</sup> <sup>b</sup>	Nº lags
Nivel general	3.58**	0	3.58**	0
Alimentos y bebidas	-3.61**	0	-3.61**	0
Alimentos para cons. en el hogar	-3.69***	0	-3.69***	0
Bebidas e infus p/ cons. en el hogar	-3.38**	0	-3.38**	0
Alimentos y bebidas cons. fuera del hogar	-3.36**	1	-3.36**	1
Indumentaria	-6.26***	1	-6.26***	1
Vivienda y servicios básicos	-6.34***	0	-6.34***	0
Equipamiento y mantenimiento del hogar	-3.38**	0	-3.38**	0
Atención médica y gastos para la salud	-5.75***	0	-5.75***	0
Transporte y comunicaciones	-3.01*	3	-3.01*	3
Esparcimiento	-2.18	12	-2.18	12
Educación	-1.4	12	-1.4	12
Otros bienes y servicios	-4.3***	0	-4.3***	0

Notas:

a) Test de Dickey - Fuller GLS (Elliott, Rothenberg y Stock) sobre las tasas de variación mensual de precios, con un máximo de rezagos de 12 meses.

b) \* al 10%, \*\* al 5%, \*\*\* al 1%.

Implementamos *tests* de raíces unitarias<sup>18</sup> sobre las 13 series a través de los dos períodos (ver Tabla 8), para verificar si son estacionarias en covarianza,

<sup>17</sup> Desde un punto de vista estrictamente teórico todo proceso estacionario en covarianza tiene una representación en ambos, el dominio del tiempo y el de la frecuencia y no hay ninguna característica en los datos que pueda ser descripta por una de estas dos representaciones y no por la otra (Hamilton, 1994).

<sup>18</sup> Se evalúa estacionariedad con el *test* aumentado de Dickey-Fuller, modificado por Elliott, Rothenberg y Stock (1996) para mejorar la potencia cuando existe una tendencia desconocida (Capistrán y Ramos-Francia, 2006). Se elige el número de rezagos con el criterio de información de Schwartz (SIC), con un máximo de 12 rezagos.

condición requerida para poder llevar adelante el análisis espectral. La hipótesis nula del *test* corresponde a la existencia de una raíz unitaria en las series. Se infiere de la Tabla 8 que ninguna de las series estudiadas contiene una raíz unitaria durante el período de la post-Convertibilidad a un nivel de significatividad de 1% en todos los casos, excepto en dos casos (en los que la hipótesis nula se rechaza al 5%), lo que indica que las series son estacionarias en covarianza.

Para el período previo la evidencia de estacionariedad es fuerte para todas las series consideradas, excepto tres subíndices<sup>19</sup> Alimentos y Bebidas fuera del hogar, Vivienda y Servicios Básicos y Esparcimiento. En los dos primeros casos la evidencia en favor de la presencia de una raíz unitaria no es muy concluyente- los estadísticos no están lejos del umbral del 10% (-2,73) y, quizás más importante, el *test* de raíces ADF, no modificado por Elliott-Rothenberg-Stock, rechaza la hipótesis nula a un nivel de significatividad de 1%. Si bien esto no puede considerarse una prueba de la estacionariedad de esas series, ya que nosotros privilegiamos el *test* GLS de Dickey-Fuller en el análisis, estimamos el espectro considerando a estas series como estacionarias. En ese sentido la interpretación de los resultados obtenidos debe ser cuidadosa. En el caso de Esparcimiento, el *test* ADF también indica la presencia de una raíz unitaria, por lo que consideramos a la serie no estacionaria y no presentamos los resultados del espectro estimado para ella.

Los gráficos 6a y 6b<sup>20</sup> muestran el espectro estimado<sup>21</sup> de las 12 restantes series de cambios en los precios para los dos regímenes.<sup>22</sup> En el primero de esos gráficos se muestran los espectros correspondientes a ambos regíme-

---

<sup>19</sup> En el caso de la Educación se puede pensar que el rechazo de la hipótesis nula puede estar forzado por la imposición de un rezago máximo de 12 meses. Sin embargo esos 12 rezagos fueron el rezago óptimo seleccionado por el criterio de información de Schwartz, cuando el máximo fue aumentado a 14.

<sup>20</sup> En todos los gráficos de esta sección el eje  $x$  -para el espectro estimado indica la frecuencia (periodicidad) de 0 a  $\pi$ . Dado que las series analizadas tienen frecuencia mensual,  $\pi$  corresponde a la periodicidad de un mes,  $2\pi/3$  a la de 3-meses,  $\pi/3$  a la de 6-meses y así sucesivamente. El correspondiente eje  $y$  indica la densidad espectral en cada frecuencia. Como el área bajo el espectro poblacional de una serie entre  $-\pi$  y  $+\pi$  iguala a su varianza (el gráfico se adapta de modo que toda la variabilidad esté contenida en el área entre 0 y  $\pi$ , la coordenada  $y$  en cada frecuencia mide la contribución relativa del componente a esa frecuencia a la varianza total de la serie.

<sup>21</sup> Estimamos el espectro utilizando el Thompson's Multitaper Method (MTM) en MATLAB. Este es un método de estimación no paramétrico que se basa en una combinación lineal de periodogramas modificados, computados usando una secuencia de ventanas ortogonales en el dominio de la frecuencia (ver Percival y Walden, 1993). Esta estimación mejora los resultados sobre los métodos convencionales -como los periodogramas- que usan ventanas rectangulares.

<sup>22</sup> Es importante tomar en cuenta que lo reducido de la muestra correspondiente a la post-Convertibilidad puede hacer las estimaciones para ese período menos precisas.

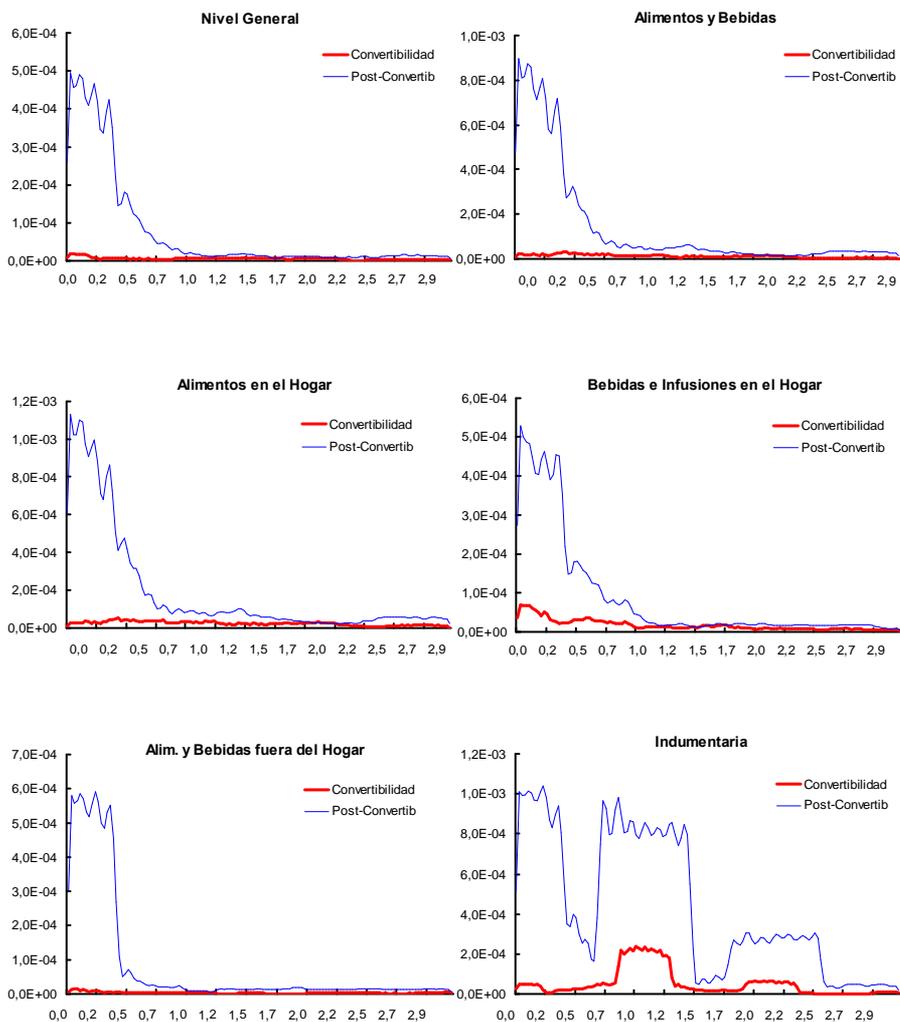
nes, utilizando la misma escala para el eje vertical, de modo de permitir una lectura más clara de la forma de los espectros. De su observación surgen algunos resultados interesantes.

En primer lugar, la volatilidad de precios parece ser mucho más alta en el período más reciente, de acuerdo a la altura del espectro, en muchos de los casos. Esto es particularmente cierto para el índice agregado, y para todos aquellos subíndices cuyos precios no tienen una fuerte estacionalidad (Alimentos y Bebidas, Vivienda y Servicios Básicos y Equipamiento y Mantenimiento del Hogar). En aquellos casos en que la estacionalidad (de acuerdo a la presencia de picos en las frecuencias correspondientes a la periodicidad de 3, 4 y 6 meses, por ejemplo) contribuye de manera importante a explicar la dinámica de precios, la diferencia entre períodos se hace menos importante. Transporte y comunicaciones es un caso límite de esto último, y no es obvio en qué período la variabilidad total es más alta.

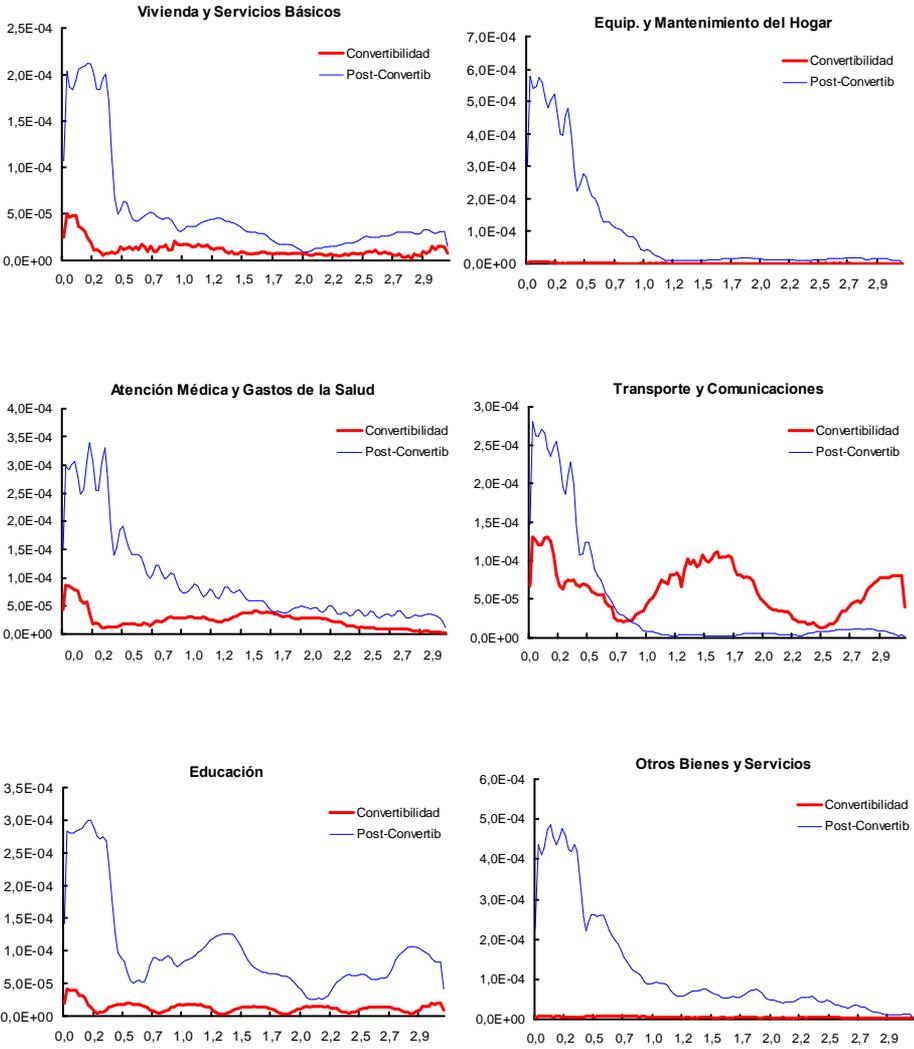
Un segundo resultado relevante es que los componentes persistentes (de baja frecuencia) parecen ser mucho más importantes que los más volátiles (de alta frecuencia) en la descomposición espectral de la dinámica de precios en la post Convertibilidad. En particular, el componente de baja frecuencia de algunos bienes con alto peso en la canasta del IPC, como Alimentos y Bebidas e Indumentaria, incrementan significativamente su importancia relativo a los de alta frecuencia, mostrando una dinámica en la que los cambios de precios son mucho más persistentes. Este cambio en el patrón dinámico se transfiere a la inflación agregada, en la que la importancia de los componentes correspondientes a las periodicidades de 3 a 6 meses en explicar la dinámica de la inflación decrece sustancialmente durante el segundo régimen. Estudiamos la importancia del *shock* agregado que implicó la devaluación del peso en enero de 2002 en gobernar estos resultados con más detalle en un trabajo en curso.

En tercer lugar, los picos estacionales en las periodicidades de 3 y 6 meses permanecen casi invariantes sólo para el subíndice correspondiente a Indumentaria, pero resultan mucho más difusos en los casos de Educación, y más marcadamente en el de Transporte y Comunicaciones, que perdió estacionalidad en el segundo período.

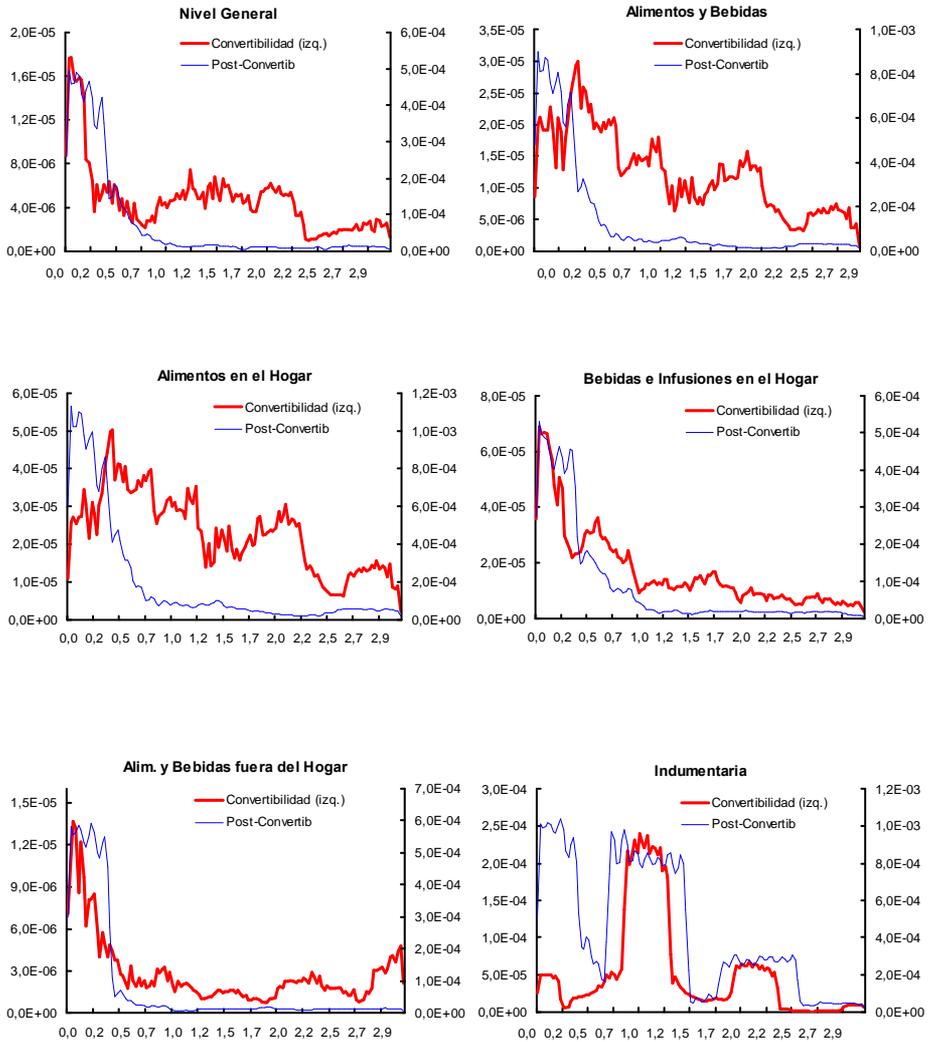
## Gráfico 6a / Espectro estimado - IPC agregado y subíndices



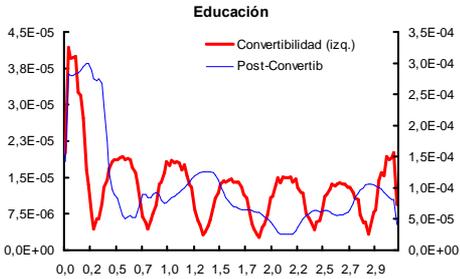
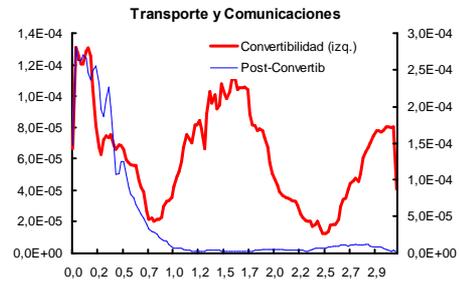
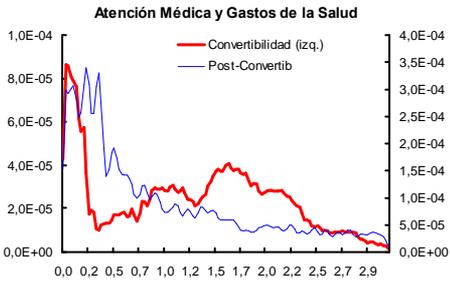
## Gráfico 6a / Espectro estimado - IPC agregado y subíndices (continuación)



## Gráfico 6b / Espectro estimado - IPC agregado y subíndices



## Gráfico 6b / Espectro estimado - IPC agregado y subíndices (continuación)



Finalmente, a este nivel de desagregación, la forma del espectro de las inflaciones sectoriales no difiere significativamente de la del agregado. El peso de los componentes de baja frecuencia (menos volátiles) en la volatilidad total parece haberse incrementado tanto para el agregado como para las inflaciones sectoriales, luego de la adopción de la flotación administrada.

## **VIII. Conclusiones**

La evidencia empírica reciente ha revelado que la persistencia puede no ser una característica intrínseca a la inflación y que la dinámica inflacionaria puede cambiar dependiendo del régimen monetario que prevalezca en la economía. Estos estudios revelan además, la importancia de considerar la posibilidad de que el valor de largo plazo de la inflación experimente quiebres cuando se calculan medidas de persistencia inflacionaria. También muestran que con la reducción de la inflación como un fenómeno bastante extendido entre las economías, su dinámica también parece haber cambiado y en particular la persistencia inflacionaria se ha reducido.

En el caso argentino es evidente la presencia de quiebres en el valor de largo plazo de la inflación. La inflación fue muy elevada en los años 80, un período en el que la política monetaria estaba fuertemente condicionada por desequilibrios fiscales persistentes, que implicaban una alta dominancia fiscal, limitando el accionar de la política monetaria. Luego de un episodio hiperinflacionario a fines de esa década, el país adoptó un régimen de caja de conversión que logró estabilizar de manera bastante permanente la tasa de inflación en niveles reducidos. Bajo ese régimen la política monetaria era pasiva y la dinámica inflacionaria estaba principalmente gobernada por factores externos. La Convertibilidad fue abandonada luego de la devaluación del peso a comienzos de 2002, adoptándose un régimen de flotación cambiaria. La devaluación del peso fue seguida de una breve aceleración inflacionaria luego de la cual la inflación volvió a ubicarse en niveles más reducidos, aunque algo más elevados que los que prevalecieron durante la Convertibilidad.

Analizamos la dinámica de la inflación durante este período y en particular su persistencia. Utilizando métodos recursivos y los *tests* de cambio estructural desarrollados por Bai y Perron identificamos quiebres en la tasa media de inflación que resultan coincidentes con cambios en el régimen monetario: la

adopción de la Convertibilidad en 1991 y el abandono de ese régimen en enero de 2002, cuando consideramos el período de baja inflación separadamente. Dada la presencia de cambios en la tasa media de inflación, diferenciamos esta variable respecto de esa media que evoluciona según quiebres discretos y calculamos medidas de persistencia inflacionaria. Encontramos que la inflación fue un proceso altamente persistente durante el período de alta inflación, cercano a un camino aleatorio. Por el contrario, con el descenso de la inflación a partir de la adopción del régimen de Convertibilidad, su persistencia se redujo marcadamente. Luego de la introducción del régimen de flotación administrada y controlando por el episodio inflacionario desatado por la devaluación del peso en 2002, encontramos que la inflación vuelve a mostrar un comportamiento más persistente. Comparando la dinámica inflacionaria entre la Convertibilidad y la post-Convertibilidad, el análisis en el dominio de la frecuencia provee resultados interesantes. La variabilidad total de la inflación es significativamente más alta en el período reciente, si bien la contribución de los movimientos de alta frecuencia en los precios (temporarios y estacionales) a la volatilidad total de la inflación fue más importante durante el régimen de Convertibilidad. En ese sentido, la persistencia es importante en explicar la dinámica de la inflación durante la post-Convertibilidad, mientras no es ese el caso en el período previo.

Estos resultados corroboran la importancia de evaluar la presencia de quiebres estructurales al modelar la dinámica inflacionaria y en particular al intentar estimar su persistencia. También confirman que en el caso argentino la persistencia no es una característica intrínseca de la inflación, sino dependiente del régimen monetario.

## Referencias

- **Altissimo, F., B. Mojon y P. Zaffaroni (2006)**, «Sectoral and Aggregate Inflation Dynamics in the Euro Area». *Journal of the European Economic Association*, April-May 2006, Vol. 4, N° 2-3, pp. 585-593.
- **Altissimo, F., B. Mojon y P. Zaffaroni (2004)**, «Fast macro and slow micro: Can aggregation explain the persistence of inflation?». *Mimeo*.
- **Andrews, D.W.K. y H-Y. Chen (1994)**, «Approximately Median -ubaised Estimation of Autorregresive Models», *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(2), pp. 187-204.
- **Angeloni, I., L. Aucremanne, M. Ehrmann, J. Galí, A. Levin y F. Smets (2006)**, «New Evidence on Inflation Persistence and Price Stickiness in the Euro Area: Implications for Macro Modeling». *Journal of the European Economic Association*, April-May 2006, 4(2-3), pp. 562-574.
- **Ascari, G. y T. Ropele (2007)**, «Trend Inflation, Taylor Principle and Indeterminancy», Kiel Working Paper N° 1332. Kiel Institute for World Economics.
- **Bai, J. y P. Perron (2003)**, «Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models», *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1, pp. 1-22.
- **Basco, E., L. D'Amato y L. Garegnani (2006)**, «Understanding the money - prices relationship under low and high inflation regimes: Argentina 1977 - 2006», Documento de Trabajo Nro. 11, BCRA.
- **Blake A. y E. Fernández-Corugedo (2006)**, «Optimal monetary policy with non-zero steady-state inflation», *Mimeo*.
- **Cagan, R. (1956)**, «The Monetary Dynamics of Hyperinflation», in M. Friedman ed., *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago: University of Chicago Press.
- **Calvo, G. (1983)**, «Staggered contracts in a utility maximizing framework», *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 383-398.

- **Capistrán, C. y M. Ramos-Francia (2006)**, «Inflation Dynamics in Latin America», Banco de México, WP N° 2006-11.
- **Castillo, P., A. Humala y V. Tuesta (2006)**, «Monetary Policy, Regime Shifts and Inflation Uncertainty in Peru (1949-2006)». *Mimeo*.
- **De Grauwe, P. y M. Polan (2001)**, «Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon?». Discussion Paper N° 2841, CEPR.
- **Elliott, G., T. J. Rothenberg y J. H. Stock (1996)**, «Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root». *Econometrica* 64, pp. 813-836.
- **Fuhrer, J. y G. Moore (1995a)**, «Inflation Persistence». *Quarterly Journal of Economics*, 110 (1), pp. 127-159.
- **Fuhrer, J. y G. Moore (1995b)**, «Monetary Policy Trade-Offs and the Correlation Between Nominal Interest Rates and Real Output». *American Economic Review* 85 (marzo), pp. 219-239.
- **Fuhrer, J. y G. Moore (2006)**, «Intrinsic and Inherited Inflation Persistence», *International Journal of Central Banking*, septiembre 2006, Vol. 2, N° 3.
- **Gabrielli, F., G. Mc Candless y M. Rouillet (2004)**, «The Intertemporal Relation Between Money and Prices». Evidence from Argentina, *Cuadernos de Economía*, Vol. 41(Agosto), pp. 199-215.
- **Galí, J. y M. Gertler (1999)**, «Inflation Dynamics: A structural econometric analysis», *Journal of Monetary Economics*, Vol 4, pp. 195-222.
- **Hamilton, J. D. (1994)**, *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- **Heymann, D. y A. Leijonhufvud (1995)**, «High Inflation». Clarendon Press, Oxford.
- **Heymann, D. y F. Navajas (1990)**, «Conflicto distributivo y déficit fiscal. Notas sobre la experiencia argentina», en *Inflación Rebelde en América Latina*, Arellano J. (compilador), CIEPLAN - Hacchete.

- **Kiley, M. (2007)**, «Is Moderate-to-high Inflation Inherently Unstable?», *International Journal of Central Banking*, Vol. 3, N° 2.
- **Levin, A. y J. Pigier (2004)**, «Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?». ECB, WP N° 334.
- **Marques, R. (2004)**, «Inflation Persistence: Facts or Artifacts?». *ECB WP N° 371*.
- **Mc Candless y Weber (1995)**, «Some Monetary Facts», *Quarterly Review*, 19, pp. 1173-1193, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- **Roberts, J. (1997)**, «Is inflation sticky?», *Journal of Monetary Economics*, 39, pp. 179-196.
- **Sargent, T. J., W. Noah y T. A. Zha (2006)**, «The Conquest of South American Inflation». NBER Working Paper No. W12606.
- **Taylor, J.B. (1979)**, «Staggered contracts in a macro model», *American Economic Review*, 69, pp. 108-113.
- **Taylor, J.B. (1980)**, «Aggregate dynamics and staggered contracts», *Journal of Political Economy*, 88, pp. 1-23.
- **Walsh, C. (2003)**, *Monetary Theory and Policy*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.



# Pautas generales para la publicación de trabajos técnicos

## 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.

## Comité Editorial

- Alfredo Canavese
- 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.

Se enviarán dos copias impresas a la dirección:

*Banco Central de la República Argentina, Subgerencia General de Investigaciones Económicas, Revista Ensayos Económicos, Reconquista 226, 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](mailto: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 (*abstract*) en español e inglés de no más de 150 palabras cada uno. 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.

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 fórmula 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](http://www.bcra.gov.ar)

