

Ensayos Económicos

Acerca de la generalidad de las curvas de Phillips neokeynesianas

Maritta Paloviita

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

Laura D'Amato, María Lorena Garegnani

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

Martín Gonzalez-Eiras

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

Héctor Gustavo González Padilla

55

Julio - Septiembre 2009



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

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

Héctor Gustavo González Padilla

Banco Central de la República Argentina

Resumen

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

Códigos JEL: E43, E51, F36, G21, L1.

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

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

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

Héctor Gustavo González Padilla

Central Bank of Argentina

Summary

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

I. Introducción

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Tabla 1 / Estructura del Sistema Financiero Argentino 2002-2007

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

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

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

II. El modelo de Bresnahan

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

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

II.1. Estructura teórica del modelo bresnahiano

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

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

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

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

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

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

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

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

promediando sobre todos los bancos obtenemos:

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

así:

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

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

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

II.2. Ecuaciones empíricas

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

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

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

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

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

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

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

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

es el costo marginal de la firma i .

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

III. Resultados empíricos

III.1. Los datos

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

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

Tabla 2 / Definición de las variables

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

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

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

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

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

Tabla 3 / Resumen estadístico de las variables

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

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

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

III.2. Resultados econométricos

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Tabla 4 / Resultados de las estimaciones econométricas⁴

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

⁴ En el Anexo se muestran los resultados econométricos completos.

IV. Conclusiones

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

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

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

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

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

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

Referencias

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Anexo / Resultados econométricos

Miércoles, 10 de Septiembre de 2008

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

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

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

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