



DOCUMENTO DE TRABAJO  
N.º 002 | 2005

## Identificación del grado de competencia en el mercado bancario costarricense

Bernal Laverde Molina  
Jorge Madrigal Badilla

Fotografía de portada: "Presentes", conjunto escultórico en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.

# Identificación del grado de competencia en el mercado bancario costarricense <sup>1</sup>

Bernal Laverde Molina\*, Jorge Madrigal Badilla†

Las ideas expresadas en este documento son de los autores y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

## Resumen

El objetivo de este trabajo es identificar el grado de competencia en la industria bancaria costarricense, a partir del modelo desarrollado por Bresnahan (1982). Este modelo extrae información de datos agregados para medir, mediante un coeficiente  $\lambda$ , la discrepancia entre la función de demanda y la de ingreso marginal del sistema bancario. Para la estimación se utilizaron series de tiempo con periodicidad mensual desde junio de 1997 hasta junio del 2004, información que fue dividida en bancos estatales, bancos privados y sistema bancario total.

Los principales resultados indican que el sistema bancario costarricense no se comporta de forma consistente con un mercado en competencia perfecta y por el contrario, presenta cierto grado de poder monopólico. Este poder de mercado se presenta básicamente entre los bancos estatales. El hecho de que el sistema bancario muestre evidencias de un comportamiento monopólico implica que el volumen de servicios bancarios (cantidad de crédito y depósitos) es menor que el socialmente óptimo. Esto reduce los beneficios esperados del sistema financiero en términos de su aporte al crecimiento económico y al bienestar, al mantener márgenes de intermediación relativamente altos. En segundo lugar, el poder de mercado que muestran los bancos podría reducir la efectividad de la tasa de interés como instrumento de política monetaria.

**Palabras clave:** Competencia, Mercado bancario, Política monetaria.

**Clasificación JEL:** E44, G21.

---

<sup>1</sup> Los autores agradecen la colaboración del Prof. Iván Araya Gómez del Departamento de Economía de la Universidad de Concepción, Chile, al facilitarnos una de las principales referencias teóricas de este trabajo. También agradecen las observaciones de Mauricio Mayorga, Evelyn Muñoz y Claudio Ureña a una versión preliminar de este documento.

\* Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR.

† Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR.

# Identifying the Degree of Competition in the Costa Rican Banking System

Bernal Laverde Molina<sup>‡</sup>, Jorge Madrigal Badilla<sup>§</sup>

The ideas expressed in this paper are those of the authors and not necessarily represent the view of the Central Bank of Costa Rica.

## Abstract

The objective of this work is to identify the degree of competition in the Costa Rican banking industry, based on the model developed by Bresnahan (1982). This model extracts information from aggregated industry data and calculates a coefficient  $\lambda$  that measures the discrepancy between the demand function and the marginal income faced by the banking system. Monthly time series from June-1997 to June-2004 were used in the estimation. This information was divided in public banks, private banks and the whole banking system.

The main results indicate that the Costa Rican banking system does not behave as a perfect competition market and certain monopolistic behavior is present. This market power is basically held by public banks. Market power in the banking system implies that the volume of bank services (credit and deposits) is below the social optimal. Moreover, it reduces the contribution of the financial system to economic growth and social welfare. In addition, the market power held by banks would reduce the effectiveness of the interest rate as an instrument of monetary policy.

**Key words:** Competition, Banking market, Monetary policy.

**JEL codes:** E44, G21.

---

<sup>‡</sup> Department of Economic Research.

<sup>§</sup> Department of Economic Research.

## TABLA DE CONTENIDOS

I	INTRODUCCIÓN .....	2
II	MARCO TEÓRICO.....	2
	II.1 <i>Papel de la conducta del mercado bancario en la transmisión de la política monetaria</i> .....	2
	II.2 <i>Concentración y Competencia</i> .....	2
	II.3 <i>Un Modelo de determinación del grado de competencia</i> .....	2
III	APLICACIÓN EMPÍRICA.....	2
	III.1 <i>Variables y periodo de interés</i> .....	2
	III.2 <i>Metodología</i> .....	2
	III.3 <i>Resultados</i> .....	2
IV	CONCLUSIONES .....	2
V	BIBLIOGRAFÍA .....	2
VI	ANEXO: RESULTADOS ECONÓMICOS.....	2

## ***I Introducción***

El sistema financiero, y en particular la industria bancaria, juega un papel importante en la asignación de recursos de capital y de distribución de riesgos en una economía. En el largo plazo, un sistema bancario eficiente facilitará un mayor crecimiento y bienestar económicos.

Los bancos desempeñan una variedad de funciones. Una de las principales es la transformación de activos en términos de su madurez, calidad y denominación. Recientemente, se ha reconocido que un papel crítico de los bancos es el manejo y control de riesgos. Esta función le da a los bancos comerciales una posición central en el proceso de asignación de ahorro e inversión.

Desde una perspectiva macroeconómica, la naturaleza de la actividad bancaria y la posición de los bancos como intermediarios, hace que estos agentes económicos sean importantes en el mecanismo de transmisión de la política monetaria. Un sistema bancario no competitivo podría no traspasar completamente (o retrasar el efecto de) los cambios en la tasa de política monetaria hacia los ahorrantes y demandantes de crédito. Usualmente, se considera que una alta concentración de crédito y depósitos en el sistema bancario induce al establecimiento de una serie de prácticas monopólicas en los bancos.

El resultado es relevante para el caso de Costa Rica. Diferentes estudios han demostrado que prevalece un alto grado de concentración en el sistema bancario costarricense<sup>2</sup>. Además, se ha argumentado que, debido a este grado de concentración, es posible que se haya introducido una serie de rigideces en la respuesta de las tasas activas y pasivas del sistema bancario ante cambios en las tasas del Banco Central, reduciendo así los efectos esperados de la política monetaria. Sin embargo, existen desarrollos teóricos recientes que muestran cómo una fuerte concentración no necesariamente está asociada a un comportamiento no competitivo por parte de las firmas.

El objetivo de este trabajo consiste en medir el grado de competencia en la industria bancaria costarricense, a partir del modelo desarrollado por Bresnahan (1982). Hasta ahora, no se tiene conocimiento de ejercicios similares realizados para Costa Rica. La siguiente sección describe brevemente el marco teórico y el modelo a utilizar. En la tercera sección, se hace una descripción de las características de la muestra y se discuten los resultados de la estimación. Las principales conclusiones se discuten en la última sección.

---

<sup>2</sup> Ver Cruz *et al.* (2000) y Durán, Laverde y Madrigal (2003).

## **II Marco Teórico**

### **II.1 Papel de la conducta del mercado bancario en la transmisión de la política monetaria**

Los bancos centrales utilizan una serie de instrumentos de política con el fin de influir sobre la capacidad de los bancos de expandir los depósitos y el crédito. Normalmente, estos efectos se logran por medio de modificaciones en la demanda del público por estos instrumentos financieros mediante cambios en las tasas de interés, o alterando la capacidad de expandir el crédito por parte de los bancos comerciales mediante el coeficiente de reservas obligatorias (encaje).

Sin embargo, el grado de competencia prevaleciente en el mercado bancario es un factor determinante en la capacidad del banco central para lograr una adecuada transmisión de sus decisiones de política. Es decir, la efectividad de las medidas de política monetaria para modificar las decisiones de ahorro e inversión de los agentes económicos (el nivel de gasto agregado en la economía) depende, entre otros factores, de la competencia que exista en el mercado bancario.

Por ejemplo, y siguiendo a Freixas y Rochet (1997) un banco competitivo ajusta su volumen de préstamos y depósitos de tal forma que los márgenes de intermediación (en relación con la tasa del mercado interbancario) sean iguales a sus costos marginales de gestión ( $C'_L$  en el caso de los préstamos y  $C'_D$  en el caso de los depósitos). Esto significa que, dada la estructura de costos de los bancos competitivos, sus tasas activa ( $r_L$ ) y pasiva ( $r_D$ ) quedan determinadas por la tasa de referencia del banco central ( $r$ )<sup>3</sup> y el coeficiente de reservas ( $\alpha$ ) de la siguiente manera:

$$r_L = C'_L + r \quad (1)$$

$$r_D = r(1 - \alpha) - C'_D \quad (2)$$

---

<sup>3</sup> Vale la pena destacar algunas características del sistema bancario en Costa Rica a la hora de evaluar la capacidad explicativa de los modelos de comportamiento bancario. En primer lugar, el estado de las finanzas del banco central lo convierten en un inyector permanente de liquidez. En segundo lugar (y como consecuencia de lo anterior, en buena parte), no existe un mercado interbancario bien desarrollado. Adicionalmente, cerca de la mitad del activo productivo de los bancos del Estado (en los cuales se concentra buena parte de la intermediación financiera) está colocado en deuda pública. Por lo tanto, consideramos que la tasa de referencia más adecuada viene a ser aquella que se establece para los Bonos de Estabilización Monetaria (BEM) en la subasta conjunta con el Ministerio de Hacienda.

Por su parte, un banco monopolístico fija su volumen de préstamos y de depósitos de tal forma que se cumplan las siguientes igualdades:

$$r_L = \frac{C'_L + r}{\left(1 + \frac{1}{\varepsilon_L}\right)} \quad (3)$$

$$r_D = \frac{r(1 - \alpha) - C'_D}{\left(\frac{1}{\varepsilon_D} + 1\right)} \quad (4)$$

En este caso, la capacidad del banco central de influir sobre las tasas activas y pasivas de los bancos comerciales depende de las elasticidades del crédito ( $\varepsilon_L$ ) y los depósitos ( $\varepsilon_D$ ) con respecto de las tasas activas y pasivas. En otras palabras, entre menos competitivo sea el mercado bancario, menor es la capacidad del banco central de influir sobre los niveles de las tasas de interés que prevalezcan en dicho mercado.

Durán, Laverde y Madrigal (2003), aplican un modelo similar<sup>4</sup> para explicar el diferencial entre la tasa de interés de deuda pública (tasa de política) y las tasas activas y pasivas de los bancos comerciales en Costa Rica. En ese caso, la baja respuesta de los depósitos ante cambios en la tasa de interés que ofrecen los bancos, propicia que la tasa de política (tasa de cero riesgo) sea mayor que la tasa pasiva de los bancos comerciales. En este mismo trabajo se evidencia que en los últimos veinte años, se ha ido reduciendo el grado de asociación entre la tasa de interés de política y las tasas del sistema bancario costarricense, lo que implica un debilitamiento paulatino del mecanismo de transmisión de la política monetaria.

Una estrategia de política monetaria basada en el manejo de la tasa de interés para lograr sus objetivos sería de esperar que tuviera mejores resultados, tanto en términos de magnitud y velocidad de la respuesta ante los ajustes, entre más competitivo sea el mercado bancario. Por lo tanto, y para mejorar la comprensión del mecanismo de transmisión de la política monetaria, resulta de la mayor importancia comprender la conducta del mercado bancario.

---

<sup>4</sup> Basado en Slovin y Sushka (1983).

## II.2 Concentración y Competencia

El Banco Interamericano de Desarrollo<sup>5</sup> indica que las condiciones de los mercados mundiales han provocado una serie de fusiones y adquisiciones bancarias, tanto en países desarrollados como en desarrollo. Sin embargo estos procesos tienen características diferentes en estos dos grupos de países. En los países en desarrollo, por lo general los bancos locales son adquiridos por bancos de países desarrollados y la consolidación suele ser el resultado de mecanismos de resolución de crisis, reformas normativas o procesos de privatización. Por otro lado, en los países desarrollados las fusiones y adquisiciones se dan entre bancos locales y su principal motivación es la necesidad de reducir capacidad excedente.

Al igual que en otras regiones, estos procesos han provocado una importante disminución en la cantidad de bancos en América Latina. Por su parte, el menor número de bancos provocó un aumento en la concentración bancaria en casi todos estos países.

Costa Rica presenta un comportamiento contrario a la tendencia de la región. Entre 1995 y el 2004, la concentración de la banca costarricense disminuyó, mientras que a nivel regional más bien se dio un incremento. A pesar de lo anterior, Costa Rica se mantiene entre los países latinoamericanos con mayor concentración bancaria.

Este hecho revela que el proceso de consolidación de la banca en Costa Rica ha tenido características diferentes al del resto de América Latina. En primer lugar, las fusiones y adquisiciones en Costa Rica se han dado principalmente entre entidades locales, con escasa intervención de grandes bancos transnacionales. En segundo lugar, los cambios no han sido consecuencia de resoluciones de crisis bancarias, ni de grandes procesos de privatización. Finalmente, la principal diferencia en la dinámica de la banca costarricense con respecto al resto de América Latina, es el tamaño de los bancos estatales en relación con la banca privada. Si bien es cierto, la importancia relativa de los bancos públicos en Costa Rica ha venido disminuyendo en los últimos años, continúa estando entre las más altas de América Latina.

Surge la interrogante acerca de los efectos que estos cambios en el número de bancos y en los niveles de concentración, podrían tener en el grado de competencia de los mercados bancarios de la región.

Al respecto, los estudios basados en el paradigma original de estructura-conducta-desempeño, asumen implícitamente que los factores de estructura, tales como la concentración, son los que determinan el comportamiento o grado de competencia del mercado. La evidencia empírica que respalda este enfoque proviene generalmente de países desarrollados.

---

<sup>5</sup> Banco Interamericano de Desarrollo (2005).

Por otro lado, los nuevos desarrollos en organización industrial establecen que no existe una relación causal estricta entre estructura, comportamiento y desempeño, si no más bien una interrelación en varios sentidos entre estos elementos. Por eso, los trabajos empíricos más recientes se basan en modelos no estructurales. Estos generalmente evalúan el nivel de competencia por medio de la reacción de los bancos ante fluctuaciones en los costos. Los resultados de distintos trabajos reportados por el BID<sup>6</sup>, no encuentran evidencia de una relación entre concentración y competencia y son otros factores como las barreras de entrada y otras restricciones las que tienen mayor influencia sobre el comportamiento del mercado.

### II.3 Un Modelo de determinación del grado de competencia

Para evaluar el grado de competencia en la industria bancaria costarricense utilizamos el modelo de Bresnahan (1982), descrito en Araya et. al. (2002)

Se puede escribir una función de demanda para los servicios bancarios de la siguiente forma:

$$Q = D(P, X, \alpha) + \varepsilon \quad (5)$$

Donde Q es la cantidad del producto bancario, P es el precio, X es un conjunto de variables exógenas que afectan la demanda de crédito tales como el nivel de actividad económica y el precio de los sustitutos del producto bancario,  $\alpha$  el conjunto de parámetros a ser estimado y  $\varepsilon$  es un término de error aleatorio con las propiedades usuales.

Por el lado de la oferta, en competencia perfecta tenemos que:

$$P = C(Q, W, \beta) + \eta \quad (6)$$

Donde W es un conjunto de precios de los insumos bancarios (típicamente los precios de los depósitos bancarios y del trabajo) considerado como exógeno,  $\beta$  es el conjunto de parámetros de la función de oferta y  $\eta$  el término de error. C( ) representa el costo marginal de la firma.

Cuando las firmas no son competitivas, el equilibrio viene dado por la igualdad entre el ingreso marginal (no el precio) y el costo marginal. En este caso, debe ocurrir que:

$$P = C(Q, W, \beta) - \lambda H(Q, X, \alpha) + \eta \quad (7)$$

---

<sup>6</sup> Banco Interamericano de Desarrollo. *op cit.* Capítulo 9.

Donde  $H(Q, X, \alpha)$  es la semi-elasticidad de la demanda y  $\lambda$  es una constante entre cero (competencia perfecta) y la unidad (monopolio) que puede ser interpretada como un índice del grado de competencia de la industria.

Para que  $\lambda$  quede determinado, es necesario estimar simultáneamente las ecuaciones (5) y (7), e introducir algunos ajustes en la curva de demanda. En particular, la solución requiere generalizar la función de demanda, de tal forma que movimientos de las variables exógenas impliquen cambios más allá que simples desplazamientos del intercepto. Este efecto se logra replanteando la curva de demanda de la siguiente manera:

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Y + \alpha_3 PZ + \alpha_4 Z + \alpha_5 PY + \alpha_6 YZ + \varepsilon \quad (8)$$

Donde Y es el nivel de actividad económica y Z el precio de un bien sustituto del producto bancario, ambas se consideran como variables exógenas. Los términos que son producto de las variables exógenas (PZ, YZ y PY) se incorporan para permitir la rotación de la curva de demanda que se requiere para la identificación de  $\lambda$ .<sup>7</sup>

La función de costo marginal que introducimos en la ecuación (7) se deriva a partir de una función translogaritmica de costo, en la que el logaritmo del costo es cuadrático con respecto al producto y a los precios de los factores.<sup>8</sup> Considerando como principales insumos los depósitos y el trabajo, adoptamos la siguiente especificación para la función de costo total:

$$\begin{aligned} \ln C = & \gamma_0 + \gamma_1 \ln Q + \gamma_2 (\ln Q)^2 + \gamma_3 \ln W_1 + \gamma_4 \ln W_2 + \gamma_5 \frac{(\ln W_1)^2}{2} + \\ & \gamma_6 \frac{(\ln W_2)^2}{2} + \gamma_7 \ln W_1 \ln W_2 + \gamma_8 \ln Q \ln W_1 + \gamma_9 \ln Q \ln W_2 \end{aligned} \quad (9)$$

Donde C es el costo total,  $W_1$  es el precio de los depósitos y  $W_2$  es el salario promedio por empleado. De esta manera, el costo marginal estaría dado por la siguiente ecuación:

$$\frac{\partial C}{\partial Q} = \frac{C}{Q} (\beta_1 + \beta_2 \ln Q + \beta_3 \ln W_1 + \beta_4 \ln W_2) \quad (10)$$

y reescribiendo la ecuación (7), tenemos que:

$$P = -\lambda \frac{Q}{\alpha_1 + \alpha_3 Z + \alpha_5 Y} + \frac{C}{Q} (\beta_1 + \beta_2 \ln Q + \beta_3 \ln W_1 + \beta_4 \ln W_2) + \xi \quad (11)$$

<sup>7</sup> Los detalles sobre los requisitos para la determinación de  $\lambda$  se pueden consultar en Bresnahan (1982), Lau (1982) y Araya et.al (2001).

<sup>8</sup> Este tipo de función es usual en estudios de esta naturaleza. Si bien ofrece ventajas sobre funciones del tipo Cobb-Douglas, al usar una medida agregada de la producción se puede introducir un sesgo en la estimación.

Por lo tanto, se estima el sistema formado por las ecuaciones (8) y (11).

### ***III Aplicación empírica***

Este modelo ha sido utilizado en una importante cantidad de trabajos empíricos que tratan de medir el grado de competencia de la industria bancaria para una variedad de países. Así, Sherrill Shaffer utiliza esta metodología para evaluar el sector bancario de Estados Unidos (1989) y Canadá (1993). En ambos casos encuentra que el comportamiento de la industria es consistente con el de un mercado en competencia perfecta. En América Latina, estudios para México (Gruber y McComb, 1999), Chile (Araya et al., 2001) y Brasil (Nekane, 2001) encuentran un alto grado de competencia en la industria bancaria, mientras que en Argentina (Dabós y Aroma, 2001) se evidencia poder de mercado en el sector bancario con operaciones en pesos.

#### **III.1 Variables y periodo de interés**

Para la estimación del sistema de ecuaciones y el cálculo del coeficiente  $\lambda$  se utilizaron series de tiempo con periodicidad mensual, cuyo período mínimo se extendió desde junio de 1997 hasta junio del 2004 (85 observaciones). La mayor parte de la información se obtuvo de los estados financieros que los bancos presentan a la Superintendencia General de Entidades Financieras (SUGEF). Esta información fue agregada para todo el Sistema Bancario Nacional, pero también se dividió en bancos estatales (4 bancos) y privados (entre 26 y 14 bancos según el período). Se realizaron ajustes por estacionalidad con tramo-seats para las series que presentaban esta característica. También se realizaron las pruebas de raíz unitaria correspondientes.

Al igual que en Araya et al. (2001), se analizaron distintas alternativas para medir las variables de interés, tal como se describe en el cuadro 1:

**Cuadro 1. Variables Analizadas**

<b>PRODUCTO BANCARIO (Q)</b>	
Crédito	Saldo de la cartera de créditos al día y con atraso hasta 90 días. (fuente: SUGEF)
Nuevas Colocaciones	Monto de los nuevos créditos colocados. (fuente: Departamento Monetario, BCCR)
<b>PRECIO DEL PRODUCTO BANCARIO (P)</b>	
Precio del Crédito	Ingresos financieros por créditos divididos por el saldo de la cartera de créditos al día y con atraso hasta 90 días. (fuente: elaborado con datos de SUGEF)
Tasa Activa	Promedio de tasas activas ponderado por el saldo de crédito colocado en cada sector de actividad económica. (fuente: elaborado con datos del Departamento Monetario, BCCR)
<b>ACTIVIDAD ECONÓMICA (Y)</b>	
IMAE	Índice mensual de actividad económica. Se evaluaron las series originales y la tendencia ciclo de los índices con y sin industria de alta tecnología. (fuente: Departamento de Contabilidad Social, BCCR)
<b>PRECIO DE UN SUSTITUTO (Z)</b>	
Libor	Se usa la tasa libor a 6 meses como referencia del costo de financiarse en el exterior. Dado un premio por riesgo, cambios en la tasa libor implicarán variaciones en el costo del financiamiento externo. (fuente: BCCR)
Tasa BEM	La tasa que pagan los Bonos de Estabilización Monetaria (BEM) a 6 meses plazo. Esta tasa se utiliza como referencia del costo que enfrentan las empresas al financiarse con emisión de bonos propios. La tasa de los BEM se toma como la tasa de cero riesgo sobre la que deben pagar un premio por riesgo. (fuente: Departamento Monetario, BCCR)
<b>COSTO TOTAL (C)</b>	
Gasto Total	Gastos por intermediación financiera más gastos de administración. (fuente: SUGEF)
<b>PRECIO DE LOS DEPÓSITOS (<math>W_1</math>)</b>	
Precio Pasivos Totales	Gastos por intermediación financiera dividido por los pasivos totales. (fuente: SUGEF)
Precio Pasivos con Costo	Gastos por intermediación financiera dividido por los pasivos con costo. (fuente: SUGEF)
<b>PRECIO DE TRABAJO (<math>W_2</math>)</b>	
Precio Trabajo	Gastos de personal dividido por número de empleados. (fuente: SUGEF)

## III.2 Metodología

Se estimaron distintas versiones del sistema compuesto por las ecuaciones 8 y 11 para los distintos grupos de bancos (estatales, privados y total), utilizando el paquete econométrico E-Views y con el método de mínimos cuadrados ponderados. Este método genera estimadores eficientes y consistentes aún en presencia de heterocedasticidad cruzada de los residuos de las ecuaciones. La técnica minimiza la suma de cuadrados ponderados de los residuos, donde los ponderadores son los inversos de las varianzas de las ecuaciones estimadas.

En los sistemas de ecuaciones se incluyeron como variables explicativas las mismas variables endógenas (Q y P) rezagadas. Estos rezagos incrementaron el poder explicativo de las otras variables explicativas además del de las ecuaciones en conjunto. Además, la incorporación de rezagos de las variables dependientes permite calcular los coeficientes de largo plazo de las ecuaciones, incluido  $\lambda_{lp}$ , que mediría el poder de mercado que la industria bancaria tiene en el estado estacionario (donde  $Q_t = Q_{t-1}$  y  $P_t = P_{t-1}$ )

## III.3 Resultados

Los sistemas que lograron un mejor ajuste incluyen las nuevas colocaciones y el precio del crédito como variables de producto (Q) y precio (P) respectivamente. Como medida de actividad económica (Y), se seleccionó la tendencia ciclo del IMAE total y como precio de un bien sustituto (Z) se tomó la tasa libor a seis meses. La función de costos incluyó el gasto total (C), el precio de los pasivos con costo ( $W_1$ ) y el precio del trabajo ( $W_2$ ).

El cuadro 2 reporta los resultados de las estimaciones para los tres grupos de bancos. En los tres casos, ocho de los doce coeficientes resultaron significativos al 5% e incluso al 1%. Además, los coeficientes más importantes presentaron el signo esperado según el modelo. Por ejemplo, en los tres grupos de bancos se presenta una relación inversa entre la cantidad de producto (nuevas colocaciones) y su precio, relación que se ve reflejada en el signo de  $(\alpha_1 + \alpha_3 Z + \alpha_5 Y)$ .

Las ecuaciones también incluyen como variables explicativas distintos rezagos de las variables dependientes. Estos rezagos oscilan entre 1 y 5 períodos para el producto bancario (Q) y entre 1 y 7 períodos para el precio (P).

Para que el coeficiente  $\lambda$  pueda ser identificado en este modelo, es suficiente y necesario que al menos uno de los coeficientes  $\alpha_3$  ó  $\alpha_5$  sea distinto de cero (Lau, 1982). Esta condición se cumple para los sistemas evaluados ya que las pruebas de

Wald para restricción de coeficientes, rechazan la hipótesis de que alguno de estos coeficientes sea igual a cero.

**Cuadro 2. Resultados de la Estimación de los Sistemas de Ecuaciones**

<b>Coefficiente</b>	<b>Sistema Bancario</b>	<b>Bancos Estatales</b>	<b>Bancos Privados</b>
$\alpha_0$	-424996 *(-3.20)	-193953 **(-2.28)	-214267 *(-2.85)
$\alpha_1$	11408881 **(2.20)	2733840 (1.03)	6434885 *(3.15)
$\alpha_2$	4447 *(4.34)	2151 *(3.44)	1408 *(3.12)
$\alpha_3$	686178 **(2.57)	494444 **(2.17)	-1300933 *(-4.21)
$\alpha_4$	-4544 (-0.20)	7468 (0.46)	36521 **(2.46)
$\alpha_5$	-136071 *(-2.81)	-56306 **(-2.01)	-21005 **(-2.39)
$\alpha_6$	-66.72 (-0.52)	-104.2 (-1.20)	-111.2 (-1.50)
$\lambda$	0.1563 **(2.53)	0.2014 **(1.94)	0.0006 (0.95)
$\beta_1$	0.0659 (1.47)	0.0494 *** (1.69)	-0.1212 (-1.26)
$\beta_2$	0.0083 *(2.62)	0.0036 *** (1.74)	0.0317 *(4.29)
$\beta_3$	0.0323 *(6.34)	0.0170 *(5.09)	0.0487 *(5.09)
$\beta_4$	-0.0028 (-0.62)	-1.27E <sup>-05</sup> (-0.01)	-0.0301 **(-1.95)
<b>Rezagos</b>			
$Q_{t-1}$			0.1813 *** (1.80)
$Q_{t-3}$	0.3442 *(2.99)	0.1439 (1.30)	
$Q_{t-4}$		0.2810 ** (2.41)	
$Q_{t-5}$			0.2246 ** (2.04)
$P_{t-1}$		0.1532 (1.58)	
$P_{t-2}$			0.3672 *(4.71)
$P_{t-3}$	0.3726 *(4.52)	0.3067 *(3.55)	0.2970 *(3.77)
$P_{t-4}$	0.2230 *(2.82)	0.1456 *** (1.62)	
$P_{t-6}$		-0.2380 *(-2.70)	
$P_{t-7}$		0.2580 *(2.90)	
$R^2 Ec (8)$	0.8802	0.7225	0.9085
$R^2 Ec (11)$	0.8694	0.6982	0.8845

Estadístico t entre paréntesis. Significancia: \*=1%, \*\*=5%, \*\*\*=10%

Puede observarse que el coeficiente  $\lambda$ , el cual aproxima el poder monopólico presente en el mercado, resultó significativo para el sistema bancario total y para los bancos estatales, no así para los bancos privados.

En el caso de los bancos estatales, dicho coeficiente es de 0.2. Cabe recordar que un  $\lambda$  igual a 1 refleja monopolio mientras que un valor de 0 se relaciona con competencia perfecta. La prueba de Wald rechaza que el  $\lambda$  calculado sea igual a alguno de esos valores extremos.

En los bancos privados, el coeficiente resultó no significativo y no se pudo rechazar la hipótesis de que sea igual a cero, por lo que puede inferirse que este grupo de bancos se comporta de una forma consistente con competencia perfecta.

Con respecto al Sistema Bancario Nacional (bancos estatales y privados), el coeficiente  $\lambda$  presentó un valor de 0.16, con una significancia inferior al 5%. La prueba de Wald también rechaza que el coeficiente sea cero. Este resultado es consistente con la alta concentración del sistema en los bancos estatales, quienes en el período de estudio, han mantenido un promedio del 59% de la cartera total de crédito.

Al trabajar con series de tiempo e incorporar las variables dependientes rezagadas como variables explicativas, el modelo permite calcular el coeficiente  $\lambda$  de largo plazo, el cual refleja la dinámica de ajuste de los precios y cantidades hasta alcanzar el estado estacionario en el que ambas se mantiene constantes. El  $\lambda$  de largo plazo se obtiene al dividir el coeficiente de corto plazo entre uno menos los coeficientes de los rezagos del precio. En el caso de los bancos estatales, el valor es de 0.54 mientras que el de los bancos privados se mantiene en 0 y el del sistema total llega a 0.40.

Cabe destacar algunas consideraciones con respecto a la interpretación del coeficiente  $\lambda$ . De acuerdo con la especificación del modelo,  $\lambda$  mide el grado en que los bancos reconocen la diferencia entre su función de demanda y su ingreso marginal, evidenciando el poder de mercado que poseen (Araya et al. 2001). Por otro lado,  $-\lambda$  constituye un estimador local del porcentaje de desviación de la cantidad de producto bancario con respecto al nivel de equilibrio en competencia perfecta (Shaffer, 1993). Bajo esta interpretación, se puede decir que el volumen de intermediación financiera del sistema bancario nacional es inferior 16% en el corto plazo y 40% en el largo plazo que el nivel que habría en un mercado de competencia perfecta.

Otro supuesto que está implícito en la especificación de  $\lambda$ , es que los bancos son tomadores de precios en sus insumos, es decir, que los precios del trabajo y de los depósitos están dados y no poseen poder de mercado para influir en ellos (Shaffer, 1993). Este supuesto posiblemente se cumple para el factor trabajo. Por el contrario, los bancos podrían tener algún poder para determinar la tasa de interés que pagan por sus depósitos, si este mercado no se comporta como competencia perfecta. De ser ese el caso, la estimación del coeficiente  $\lambda$  podría estar incorporando, además

del poder monopólico en el mercado de crédito, el poder de mercado que pueda tener del lado de sus pasivos.

## ***IV Conclusiones***

El análisis de la estructura del mercado bancario es importante para el diseño de una política monetaria eficiente, ya que el grado de competencia prevaleciente en el mercado bancario, es un factor determinante de la capacidad del banco central para lograr una adecuada transmisión de sus decisiones de política.

El mercado bancario costarricense presenta un alto grado de concentración en los bancos estatales. Sin embargo, una concentración elevada no necesariamente significa que existe poder de mercado, mientras que una concentración baja no implica un alto grado de competencia.

Por esta razón, en este documento se utilizó la metodología propuesta por Bresnahan (1982) para analizar el grado de competencia en la industria bancaria costarricense a partir de datos agregados del sector. Los principales resultados son los siguientes:

1. El sistema bancario nacional no se comporta de forma consistente con un mercado competitivo. Por el contrario, presenta cierto grado de poder monopólico.
2. Este poder de mercado se presenta básicamente entre los bancos estatales. Al analizar los bancos privados, la evidencia no permite descartar un comportamiento competitivo. Sin embargo, esto no se refleja en márgenes de intermediación financiera significativamente menores que los de la banca estatal.

Los resultados de este estudio plantean una discusión con respecto a la necesidad de evaluar los costos y beneficios de posibles políticas tendientes a incrementar el grado de competencia en el sistema bancario costarricense. Entre otras, existen dos razones especialmente importantes.

En primer lugar, el hecho de que, como un todo, el sistema bancario muestre evidencias de un comportamiento monopólico significa que el volumen de servicios bancarios (cantidad de crédito y depósitos) es menor que el socialmente óptimo. Esto reduce los beneficios que podrían esperarse del sistema financiero en términos de su aporte al crecimiento económico y al bienestar principalmente por la vía de mantener márgenes de intermediación relativamente altos.

En segundo lugar, el poder de mercado que muestran los bancos podría reducir la efectividad de la tasa de interés como instrumento de política monetaria. En ese sentido es necesario proponer iniciativas que incrementen la competencia, especialmente por el lado de los pasivos bancarios, con el fin de mejorar la efectividad de los instrumentos de control monetario y reducir el costo de gestión de la política monetaria.

En este sentido, la evidencia encontrada ayuda a explicar los resultados obtenidos en investigaciones anteriores relacionadas con la debilidad de los diferentes mecanismos de transmisión de la política monetaria.

## **V Bibliografía**

- Ahumada, Luis A. y J. Rodrigo Fuentes, editores. 2004. *Banking Market Structure and Monetary Policy*. Banco Central de Chile.
- Araya, Iván, Yarela Flores y Carlos Oyarzún. 2002. *Competencia y Contestabilidad en el Mercado Bancario Chileno*. Departamento de Economía, Universidad de Concepción.
- Banco Interamericano de Desarrollo. *Desencadenar el Crédito. Cómo Ampliar y Estabilizar la Banca*. Informe 2005 Progreso Económico y Social en América Latina. Washington, D.C.
- Bresnahan, Timothy F. 1982. *The Oligopoly Solution Concept Is Identified*. En *Economics Letters* 10 (1982). North-Holland Publishing Company.
- Cruz, Olivier, et al. 2000. *Organización y Comportamiento Estratégico en la Industria Bancaria Costarricense*. Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica.
- Dabós, Marcelo y Daniel Aromi. 2001. *Measuring the Level of Competition in the Argentine Banking Industry*. Departamento de Economía, Universidad de San Andrés.
- Durán, Rodolfo, Bernal Laverde y Jorge Madrigal. 2003. *Análisis del Diferencial entre la Tasa de Interés de la Deuda Pública y las Tasas Activas y Pasivas del Sistema Bancario Costarricense*. Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica.
- Freixas, Xavier y Rochet, Jean Charles. 1999. *Economía Bancaria*. Antoni Bosch Editor y Banco Bilbao Vizcaya.
- Gruben, William C. y Robert P. McComb. 1999. *Privatization, Competition, and Supercompetition in the Mexican Commercial Banking System*. Federal Reserve Bank of Dallas y Texas Tech University.
- Lau, Lawrence J. 1982. *On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data*. En *Economics Letters* 10 (1982). North-Holland Publishing Company.
- Nakane, Márcio I. 2001. *A Test of Competition in Brazilian Banking*. Working Papers Series No. 12. Banco Central do Brasil.
- Northcott, Carol Ann. 2004. *Competition in Banking: A Review of the Literature*. Bank of Canada Working Paper 2004-24.

Shaffer, Sherril. 1989. Competition in the U.S. Banking Industry. En Economics Letters 29 (1989). North-Holland Publishing Company.

Shaffer, Sherril. 1993. A Test of Competition in Canadian Banking. En Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 25, No. 1 (Febrero 1993). The Ohio State University Press.

Slovin, Myron y Marie Sushka. 1983. A Model of Commercial Loan Rate. The Journal of Finance, vol. XXXIII, No. 5.

[laverdema@bccr.fi.cr](mailto:laverdema@bccr.fi.cr)  
[madrigalbj@bccr.fi.cr](mailto:madrigalbj@bccr.fi.cr)

## VI Anexo: Resultados Económicos

System: Sistema Bancario Nacional Nuevas Colocaciones

Estimation Method: Weighted Least Squares

Sample: 1997M06 2004M06 Included observations: 85 Total system (balanced) observations 170

Iterate coefficients after one-step weighting matrix

Convergence achieved after: 1 weight matrix, 87 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-424995.9	132787.5	-3.200573	0.0017
C(13)	0.344204	0.114943	2.994546	0.0032
C(2)	11408881	5184786.	2.200454	0.0293
C(3)	4446.511	1024.558	4.339930	0.0000
C(4)	686177.6	267304.6	2.567025	0.0112
C(5)	-4543.746	22878.11	-0.198607	0.8428
C(6)	-136070.6	48454.56	-2.808211	0.0056
C(7)	-66.72266	127.7069	-0.522467	0.6021
C(14)	0.372579	0.082507	4.515708	0.0000
C(15)	0.222969	0.079076	2.819690	0.0054
C(8)	0.156297	0.061714	2.532591	0.0123
C(9)	0.065933	0.044812	1.471312	0.1432
C(10)	0.008315	0.003171	2.622281	0.0096
C(11)	0.032335	0.005102	6.338196	0.0000
C(12)	-0.002786	0.004500	-0.619021	0.5368

Determinant residual covariance 193.3844

SBN\_NVS\_COL = C(1) + C(13)\*SBN\_NVS\_COL(-3) + C(2) \*SBN\_PREC\_CREDIT + C(3)\*IMAE\_TC + C(4) \*SBN\_PREC\_CREDIT\*LIBOR\_6M + C(5)\*LIBOR\_6M + C(6) \*SBN\_PREC\_CREDIT\*LIBOR\_6M + C(7)\*IMAE\_TC\*LIBOR\_6M

Observations: 85

R-squared	0.880250	Mean dependent var	129230.5
Adjusted R-squared	0.869363	S.D. dependent var	60864.71
S.E. of regression	21998.74	Sum squared resid	3.73E+10
Durbin-Watson stat	2.218035		

SBN\_PREC\_CREDIT = C(14)\*SBN\_PREC\_CREDIT(-3)+C(15)\*SBN\_PREC\_CREDIT(-4) -C(8) \*(SBN\_NVS\_COL/(C(2) +C(4)\*LIBOR\_6M +C(6)\*IMAE\_TC))+ (SBN\_GAST\_TOTAL /SBN\_NVS\_COL) \*(C(9)+C(10)\*LOG(SBN\_NVS\_COL)+C(11) \*LOG(SBN\_COST\_PAS\_CCOST) + C(12) \*LOG(SBN\_COST\_EMP\_LEO))

Observations: 85

R-squared	0.869021	Mean dependent var	0.018803
Adjusted R-squared	0.853304	S.D. dependent var	0.001852
S.E. of regression	0.000709	Sum squared resid	3.77E-05
Durbin-Watson stat	1.933453		

System: Estatales Nuevas Colocaciones

Estimation Method: Weighted Least Squares

Sample: 1997M06 2004M06 Included observations: 85 Total system (balanced) observations 170

Iterate coefficients after one-step weighting matrix

Convergence achieved after: 1 weight matrix, 10 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-193953.1	84900.15	-2.284484	0.0237
C(13)	0.143859	0.110529	1.301544	0.1951
C(14)	0.280991	0.116811	2.405515	0.0174
C(2)	2733840.	2642432.	1.034592	0.3025
C(3)	2151.066	625.7275	3.437704	0.0008
C(4)	494443.9	227362.4	2.174695	0.0312
C(5)	7468.005	16260.72	0.459267	0.6467
C(6)	-56305.71	28032.57	-2.008582	0.0464
C(7)	-104.1923	87.08821	-1.196399	0.2334
C(15)	0.153156	0.097246	1.574931	0.1174
C(16)	0.306685	0.086301	3.553679	0.0005
C(17)	0.145614	0.089927	1.619252	0.1075
C(18)	-0.238023	0.088188	-2.699031	0.0077
C(19)	0.257987	0.088815	2.904769	0.0042
C(8)	0.201429	0.103997	1.936866	0.0546
C(9)	0.049392	0.029277	1.687043	0.0937
C(10)	0.003635	0.002087	1.742128	0.0835
C(11)	0.017032	0.003345	5.091701	0.0000
C(12)	-1.27E-05	0.003047	-0.004164	0.9967

Determinant residual covariance 129.9312

EST\_NVS\_COL = C(1) + C(13)\*EST\_NVS\_COL(-3) + C(14)\*EST\_NVS\_COL(-4) + C(2)  
 \*EST\_PREC\_CREDIT + C(3) \*IMAE\_TC + C(4)\*EST\_PREC\_CREDIT\*LIBOR\_6M + C(5) \*LIBOR\_6M +  
 C(6)\*EST\_PREC\_CREDIT\*IMAE\_TC + C(7) \*IMAE\_TC\*LIBOR\_6M

Observations: 85

R-squared	0.722531	Mean dependent var	54597.10
Adjusted R-squared	0.693324	S.D. dependent var	26615.84
S.E. of regresión	14739.41	Sum squared resid	1.65E+10
Durbin-Watson stat	2.087474		

EST\_PREC\_CREDIT = C(15)\*EST\_PREC\_CREDIT(-1)+C(16)\*EST\_PREC\_CREDIT(-3)+C(17)  
 \*EST\_PREC\_CREDIT(-4)+C(18)\*EST\_PREC\_CREDIT(-6)+C(19)\*EST\_PREC\_CREDIT(-7) -C(8)\*  
 (EST\_NVS\_COL/(C(2)+C(4)\*LIBOR\_6M+C(6)\*IMAE\_TC)) +(EST\_GAST\_TOTAL/EST\_NVS\_COL)  
 \*(C(9)+C(10) \*LOG(EST\_NVS\_COL)+C(11)\*LOG(EST\_COST\_PAS\_CCOST) +C(12)\*  
 LOG(EST\_COST\_EMPLEO))

Observations: 85

R-squared	0.698224	Mean dependent var	0.019534
Adjusted R-squared	0.647928	S.D. dependent var	0.001505
S.E. of regresión	0.000893	Sum squared resid	5.74E-05
Durbin-Watson stat	2.024619		

System: Privados Nuevas Colocaciones

Estimation Method: Weighted Least Squares

Sample: 1997M06 2004M06 Included observations: 85 Total system (balanced) observations 170

Iterate coefficients after one-step weighting matrix

Convergence achieved after: 1 weight matrix, 23 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-214266.6	75239.74	-2.847785	0.0050
C(13)	0.181306	0.100447	1.804987	0.0730
C(14)	0.224567	0.110005	2.041414	0.0429
C(2)	6434885.	2044045.	3.148113	0.0020
C(3)	1407.817	450.1875	3.127179	0.0021
C(4)	-1300933.	309357.5	-4.205273	0.0000
C(5)	36520.72	14870.97	2.455840	0.0152
C(6)	-21005.28	8781.761	-2.391922	0.0180
C(7)	-111.2268	74.15093	-1.500005	0.1357
C(15)	0.367161	0.077995	4.707465	0.0000
C(16)	0.297039	0.078874	3.766009	0.0002
C(8)	0.000609	0.000639	0.954346	0.3414
C(9)	-0.121164	0.095785	-1.264960	0.2078
C(10)	0.031694	0.007383	4.292614	0.0000
C(11)	0.048681	0.009561	5.091675	0.0000
C(12)	-0.030088	0.015464	-1.945687	0.0535

Determinant residual covariance 105.6425

PRIV\_NVS\_COL = C(1) + C(13)\*PRIV\_NVS\_COL(-1) + C(14) \*PRIV\_NVS\_COL(-5) + C(2)\*  
PRIV\_PREC\_CREDIT + C(3) \*IMAE\_TC + C(4)\*PRIV\_PREC\_CREDIT\*LIBOR\_6M + C(5) \*LIBOR\_6M +  
C(6)\*PRIV\_PREC\_CREDIT\*IMAE\_TC + C(7) \*IMAE\_TC\*LIBOR\_6M

Observations: 85

R-squared	0.908458	Mean dependent var	74633.36
Adjusted R-squared	0.898822	S.D. dependent var	37837.49
S.E. of regression	12035.51	Sum squared resid	1.10E+10
Durbin-Watson stat	2.343323		

PRIV\_PREC\_CREDIT = C(15)\*PRIV\_PREC\_CREDIT(-2) + C(16)\*PRIV\_PREC\_CREDIT(-3) -C(8)  
\*(PRIV\_NVS\_COL/(C(2) +C(4)\*LIBOR\_6M+C(6)\*IMAE\_TC))+(PRIV\_GAST\_TOTAL/PRIV\_NVS\_COL)  
\*(C(9)+C(10)\*LOG(PRIV\_NVS\_COL) +C(11) \*LOG(PRIV\_COST\_PAS\_CCOST) +C(12)  
\*LOG(PRIV\_COST\_EMPLEO))

Observations: 85

R-squared	0.884517	Mean dependent var	0.017843
Adjusted R-squared	0.870660	S.D. dependent var	0.002813
S.E. of regression	0.001012	Sum squared resid	7.68E-05
Durbin-Watson stat	1.367006		