

Banco Central de Chile  
Documentos de Trabajo

Central Bank of Chile  
Working Papers

N° 562

Marzo 2010

**COMPETENCIA Y TOMA DE RIESGO EN EL  
MERCADO DE CRÉDITOS DE CONSUMO  
BANCARIO CHILENO (1997-2009)**

Daniel Oda

Nancy Silva

---

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: <http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc>. Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: <http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper>. Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).



**BANCO CENTRAL DE CHILE**

**CENTRAL BANK OF CHILE**

La serie Documentos de Trabajo es una publicación del Banco Central de Chile que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar al debate temas relevantes y presentar nuevos enfoques en el análisis de los mismos. La difusión de los Documentos de Trabajo sólo intenta facilitar el intercambio de ideas y dar a conocer investigaciones, con carácter preliminar, para su discusión y comentarios.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros del Consejo del Banco Central de Chile. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también los análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su o sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

The Working Papers series of the Central Bank of Chile disseminates economic research conducted by Central Bank staff or third parties under the sponsorship of the Bank. The purpose of the series is to contribute to the discussion of relevant issues and develop new analytical or empirical approaches in their analyses. The only aim of the Working Papers is to disseminate preliminary research for its discussion and comments.

Publication of Working Papers is not subject to previous approval by the members of the Board of the Central Bank. The views and conclusions presented in the papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of Chile or of the Board members.

Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile  
Working Papers of the Central Bank of Chile  
Agustinas 1180, Santiago, Chile  
Teléfono: (56-2) 3882475; Fax: (56-2) 3882231

# COMPETENCIA Y TOMA DE RIESGO EN EL MERCADO DE CRÉDITOS DE CONSUMO BANCARIO CHILENO (1997-2009)

Daniel Oda

División de Política Financiera  
Banco Central de Chile

Nancy Silva

División de Política Financiera  
Banco Central de Chile

## Abstract

The purpose of this paper is to estimate a new index of competition for the banking industry—the Boone indicator—which allows evaluating the level of competition in specific segments of credit, in our case, consumer credit. Additionally, it is intended to determine whether the evolution of this indicator has been associated to a higher degree of risk taking. A novelty of our approach is to consider loan loss provisions as part of the total cost function for bank credit generation.

The evolution of the Boone indicator shows a low level of competition between 2003 and 2005. In 2006, competition increased strongly, recovering levels statistically similar to those in the beginning of the period of analysis. This might originate in the development of those banks associated to the retail sector and consumer units of traditional banks, as well as in a process of more aggressive incursion of banks in lower-income customer segments (known as “bancarización”). The relationship between credit risk and competition in this segment of credit is not stable in time. Estimations show that, in the period of the highest increase in competition, the relationship between the Boone indicator and the non-performing loans index is negative and statistically different from zero, which indicates that the rise in competition was indeed associated to higher risk taking.

## Resumen

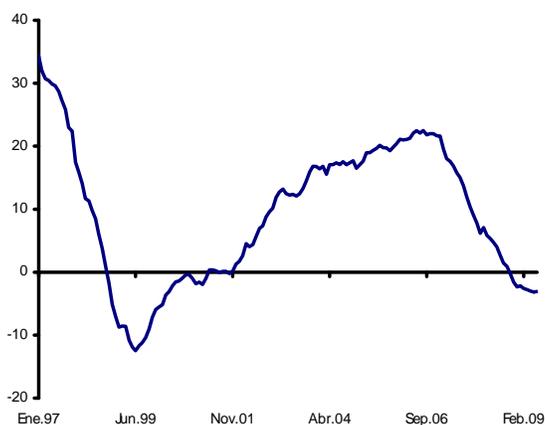
Este trabajo tiene por objeto estimar un nuevo índice de competencia bancaria —el indicador de Boone—, que permite evaluar el nivel de competencia en segmentos particulares de crédito, en nuestro caso, las colocaciones de consumo. Adicionalmente, se pretende determinar si la evolución de este indicador ha estado o no asociada a una mayor toma de riesgo. Un elemento novedoso ha sido considerar el gasto en provisiones como parte de la función de costo total.

La evolución del indicador de Boone muestra un bajo nivel de competencia entre los años 2003 y 2005. A partir del 2006, la competencia aumenta en forma drástica, para retomar niveles estadísticamente similares a los del inicio del periodo de análisis. Lo anterior podría deberse al afianzamiento de la banca de *retail* y las divisiones de consumo, y a un proceso de incursión más agresiva en segmentos de clientes de menores ingresos (conocido como “bancarización”). La relación entre el riesgo de crédito de la cartera de consumo y el nivel de competencia en dicho mercado no es estable a través del tiempo. Las estimaciones muestran que, para el periodo de mayor aumento de la competencia, la relación entre el indicador de Boone y el índice de cartera vencida de consumo es negativa y estadísticamente significativa, por lo que esta mayor competencia sí habría estado asociada a una mayor toma de riesgo.

## 1 Introducción

La deuda de consumo bancaria en Chile experimentó un fuerte crecimiento en la primera mitad de la década, superior al de los créditos comerciales y para la vivienda, con tasas de crecimiento real anual mayores al 10% en todo el periodo. A partir de agosto del 2006 esta deuda comenzó a desacelerarse, antes que los otros segmentos del crédito, y recientemente exhibe tasas de crecimiento negativas (gráfico 1).

**Gráfico 1**  
Colocaciones de consumo bancarias  
(variación real anual, porcentaje)



Fuente: Elaboración propia a base de antecedentes de la SBIF.

Si bien las colocaciones de consumo bancario han experimentado un comportamiento similar en ciclos pasados<sup>1</sup>, en la última década se han producido una serie de cambios normativos y en la estructura de mercado que hacen pensar que esta trayectoria no estaría únicamente relacionada con la de variables macroeconómicas. En particular, la salida y absorción paulatina de las sociedades financieras, la incursión de nuevos bancos de nicho que emergieron desde las casas comerciales, el crecimiento y consolidación de segmentos especializados de la banca tradicional (las divisiones de consumo), y nuevos procesos de fusión y adquisición, todos podrían haber tenido un impacto sobre las condiciones de competencia del mercado bancario local.

Por otra parte, el rápido crecimiento de las colocaciones de consumo también podría ser evidencia de un aumento del riesgo de crédito en esta cartera. Si bien el perfeccionamiento de las regulaciones de provisiones y de la normativa de adecuación de capital debieran haber promovido una mejor administración del riesgo de crédito en este segmento<sup>2</sup>, diversos cambios en las políticas de asignación de crédito a partir del 2005 hacen pensar que la banca habría incursionado en segmentos de menores ingresos y mayor riesgo, deteriorando la calidad de su cartera de consumo.

En vista de lo anterior, el presente trabajo busca estimar un indicador del nivel de competencia en el segmento de las colocaciones de consumo bancarias, y determinar si la evolución de este indicador ha estado o no asociada a una mayor toma de riesgo.

Existen trabajos anteriores que han analizado la competencia de la industria bancaria en Chile, aunque no

<sup>1</sup>/ Barajas et al. (2007) muestran que el crédito bancario en la economía chilena es procíclico y se rezaga al ciclo. Para una comparación con el periodo 1992-1998, véase el recuadro II.1 del Informe de Estabilidad Financiera del Segundo Semestre del 2006.

<sup>2</sup>/ Durante el periodo 1986-2004, las provisiones se basaban fundamentalmente en el comportamiento de pago histórico de los deudores (*backward looking*). A partir del 2004, la nueva normativa se basa en el comportamiento de pago esperado (*forward looking*) para evaluar la cartera de créditos. Véase Matus (2010).

para mercados de colocaciones particulares. Levine (2000) compara la concentración de la industria bancaria en Chile respecto de 66 economías en el periodo 1980-1995, encontrando que su nivel de concentración es estable y se encuentra por debajo de la media muestral. Aunque tradicionalmente se argumenta que mercados más concentrados tienden a ser menos competitivos<sup>3/</sup>, Sepúlveda-Umanzor y Soto (2009) muestran que, para el caso chileno, la relación entre ambas variables en el periodo 1986-2006 es positiva<sup>4/</sup>.

Levi-Yeyati y Micco (2007) calculan el índice H de Panzar y Rosse (1987) para un grupo de 8 economías latinoamericanas en el periodo 1993-2003, encontrando que Chile es el país más competitivo de la muestra. Bikker et al. (2006) utilizan la misma metodología sobre un grupo de 101 países en el periodo 1986-2006, ubicando a Chile en el 10% superior de la muestra, esto es, entre los sistemas más competitivos.

Una conclusión opuesta entregan los trabajos de Karasulu (2007) y Claessens y Laeven (2003), utilizando también el índice H de Panzar y Rosse (1987). El primero estudia un conjunto de 28 economías emergentes en el periodo 1995-2004, encontrando para la banca chilena un índice estadísticamente inferior al promedio muestral. El segundo utiliza un sistema más heterogéneo de 50 economías en el periodo 1994-2001, encontrando que Chile se ubica en el promedio. Estos trabajos concluyen que el modelo de competencia monopolística es el más apropiado para la banca chilena.

El índice H de Panzar y Rose (1987) corresponde a la suma de las elasticidades de una forma reducida para la función de utilidad con respecto a los precios de los insumos. Como no es posible distinguir el destino que tendrán finalmente los recursos captados por el banco, tampoco es posible estructurar una función que distinga por producto bancario, por lo que sólo se pueden construir medidas de competencia para el total de la actividad bancaria<sup>5/</sup>.

Nuestro trabajo contribuye al debate sobre la competencia bancaria chilena al utilizar un nuevo indicador, el índice de Boone, que permite distinguir competencia en mercados particulares del crédito bancario. Este indicador no ha sido aplicado al sistema bancario chileno, por lo que el análisis de su evolución en el tiempo constituye, en sí mismo, una contribución al debate sobre la competencia bancaria en Chile. Para esto se trabaja con una forma funcional translogarítmica multiproducto para la función de costos, en el periodo enero 1997 – mayo 2009.

Adicionalmente, este trabajo presenta un elemento novedoso al considerar el gasto en provisiones como parte de la función de costo total. Dado que el reconocimiento de pérdidas esperadas origina una disminución patrimonial — esto es, un costo — mediante el gasto en provisiones, el cual es atribuible al negocio crediticio, éste puede ser considerado como un factor adicional en el proceso productivo.

Las estimaciones muestran niveles de competencia similares entre los periodos 1997-2002 y 2007-2009. Entre el 2003 y el 2005 no se puede rechazar la hipótesis de que el indicador sea estadísticamente igual a cero, lo que refleja un bajo nivel de competencia. El 2006 se observa un fuerte aumento en la competencia, posiblemente debido al afianzamiento de la banca de *retail* y las divisiones de consumo, y a un proceso más agresivo de bancarización de clientes que hasta entonces estaban fuera del sistema; volviendo a retroceder a partir de mediados del 2007. Las estimaciones muestran que, para el periodo de mayor aumento en la competencia — que coincide con un periodo de fuerte bancarización, con tasas de crecimiento de las colocaciones del 20% real —, la relación entre el indicador de Boone y el índice de cartera vencida de

---

<sup>3/</sup> Existen al menos dos líneas argumentales en contra de esta idea. Por una parte, la teoría de los mercados contestables sugiere que, si las barreras de entrada son suficientemente bajas, la sola amenaza de nuevos competidores puede generar un comportamiento competitivo, independiente del número de bancos y de sus participaciones de mercado (Baumol et al, 1982). Por otra parte, la hipótesis de eficiencia argumenta que la existencia de economías de escala puede aumentar la eficiencia de las firmas más grandes, de manera que una mayor concentración surgiría como resultado de una decisión estratégica de las firmas más eficientes de aumentar su participación de mercado (Demsetz, 1974).

<sup>4/</sup> Como medida de concentración usan el índice de Herfindahl, y como medida de competitividad el índice H de Panzar y Rosse (1987).

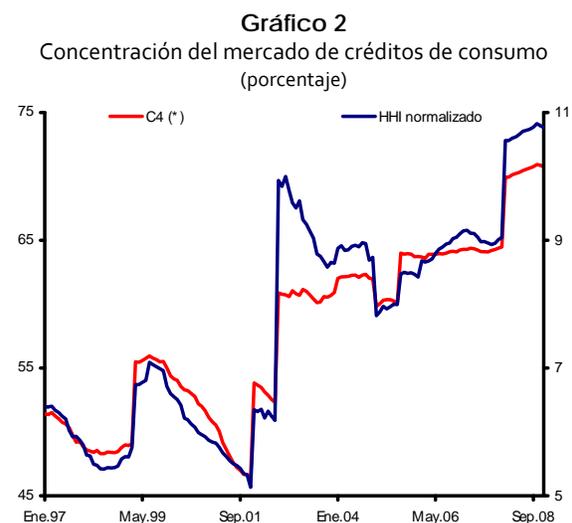
<sup>5/</sup> Además, este indicador asume que el sector bancario ha alcanzado su estado estacionario luego de fusiones y salidas.

consumo es negativa y estadísticamente significativa, por lo que esta mayor competencia habría estado asociada a una mayor toma de riesgo.

El artículo se estructura como sigue. En la sección 2 se describen algunos hechos estilizados del mercado de créditos de consumo bancario. La sección 3 discute el modelo para la función de costos, y los resultados para la estimación del costo marginal se presentan en la sección 4. La sección 5 construye el indicador de Boone de competencia bancaria para el segmento de colocaciones de consumo, y lo compara con el índice de cartera vencida en este segmento. Las conclusiones se entregan en la sección 6.

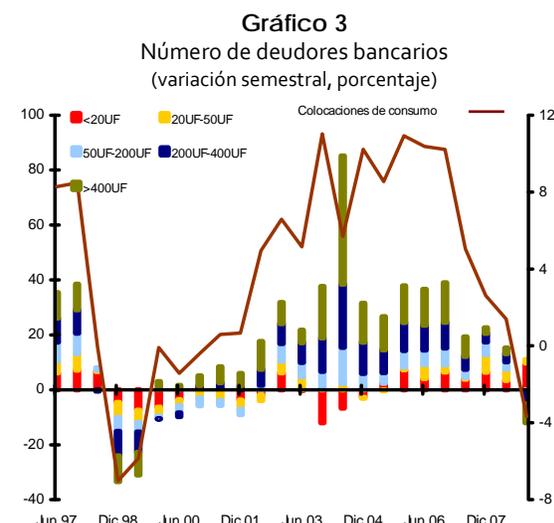
## 2 El mercado de créditos de consumo bancario en Chile

El mercado de créditos de consumo bancario en Chile es relativamente concentrado, lo que se ha intensificado en el tiempo como resultado de varios procesos de fusión y adquisición. El número de instituciones que opera en este mercado es pequeño y ha caído durante el periodo de estudio (desde 30 en 1997 a 20 en 2009<sup>6</sup>). Además, los cuatro principales proveedores (multibancos grandes) concentran más del 70% de los créditos, y el índice de Herfindahl normalizado era superior a 10% hacia fines del 2008 (gráfico 2)<sup>7</sup>.



(\*) Participación de mercado de los cuatro principales proveedores de crédito.

Fuente: Elaboración propia a base de información de la SBIF.



Fuente: Elaboración propia a base de información de la SBIF.

Los créditos de consumo experimentaron una fuerte expansión entre 2002 y 2006, periodo en el cual el número de deudores bancarios estuvo también en aumento. Hasta el 2005 los deudores crecieron principalmente en el rango de créditos de mayores montos (gráfico 3). A partir de ese año, algunos bancos comenzaron a flexibilizar algunas de sus políticas de crédito, tales como el plazo promedio y la renta mínima requerida para acceder a productos de consumo (tabla 1 y gráfico 4), aumentando el número de deudores en los tramos de menores montos (gráfico 3), profundizando así el proceso de bancarización<sup>8</sup>.

<sup>6</sup> En número de bancos e instituciones financieras en ambos periodos es superior, sin embargo, no todos poseen colocaciones de consumo.

<sup>7</sup> El índice de Herfindahl es igual a la suma de los cuadrados de la participación de mercado de N firmas. En su versión normalizada, este índice toma valores entre 0 y 1. Un índice normalizado inferior al 1% indica un mercado altamente desconcentrado, poco concentrado si es menor al 10%, moderadamente concentrado entre 10 y 18% y altamente concentrado sobre este valor.

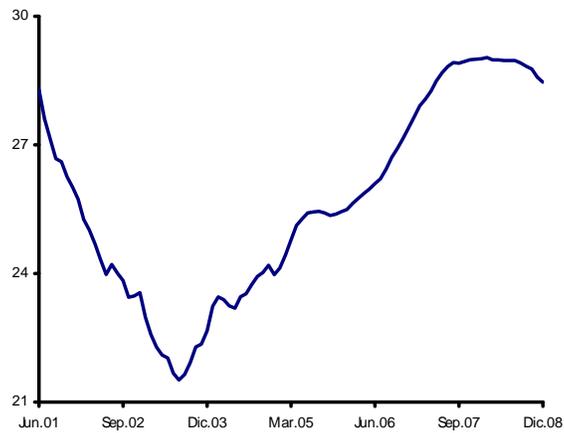
<sup>8</sup> Entendiendo que un consumidor está bancarizado cuando posee al menos un producto emitido por un banco.

**Tabla 1**  
Ingreso mínimo créditos de consumo  
(miles de pesos)

	2004	2005	2006	2007	2008
<b>Banco Santander:</b>					
Banefe	150	120	120	120	120
Santander	500	400	400	400	400
<b>Banco de Chile:</b>					
CrediChile	150	150	150	170	170
Chile	450	450	380	350	400
<b>Corbanca:</b>					
Condell		100	100	100	100
Corbanca		600	600	600 (Stgo)	600 (Stgo)
				450 (resto)	450 (resto)

Fuente: Elaboración propia a base de información de las memorias anuales y formas 20-F de la Securities and Exchange Commission de Estados Unidos.

**Gráfico 4**  
Plazo créditos de consumo (\*)  
(meses)

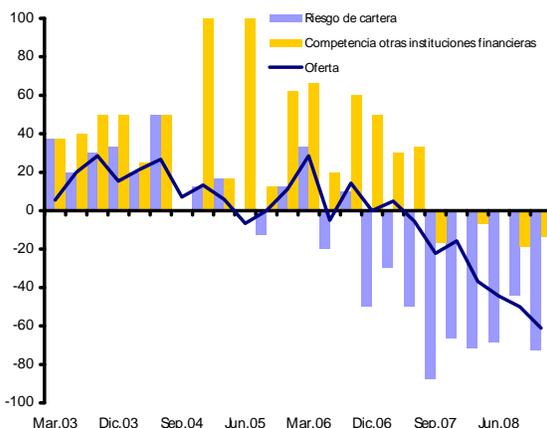


(\*) Promedio en 12 meses.  
Fuente: Banco Central de Chile.

No obstante, este proceso de expansión empezó a revertirse desde inicios del 2007, apreciándose tanto una reducción del número de deudores como una desaceleración de las colocaciones de consumo (gráfico 3). De la misma forma, los plazos de vencimiento promedios se estabilizaron, para contraerse marginalmente hacia fines del periodo de estudio (gráfico 4).

Gráfico 5

Determinantes de la oferta de créditos de consumo (porcentaje neto de respuestas) (\*)

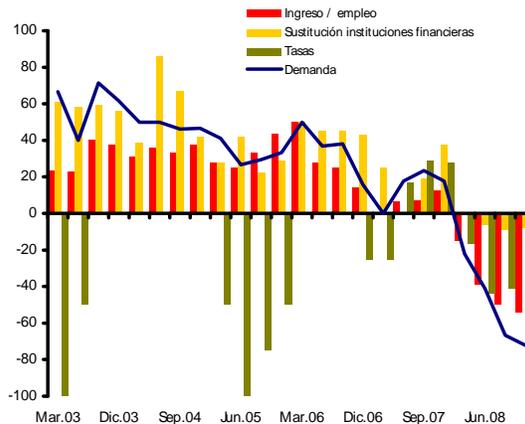


(\*) Los valores de la figura corresponden a la diferencia entre el número de encuestados que perciben un fortalecimiento de las solicitudes de créditos, en algún grado, y el número de quienes consideran que dichas solicitudes se han debilitado, en algún grado, como porcentaje del total de respuestas. Un número positivo se interpreta como condiciones más expansivas, mientras un número negativo corresponde a condiciones más restrictivas para el crédito.

Fuente: Encuesta de Crédito Bancario, Banco Central de Chile.

Gráfico 6

Determinantes de la demanda de créditos de consumo (porcentaje neto de respuestas) (\*)



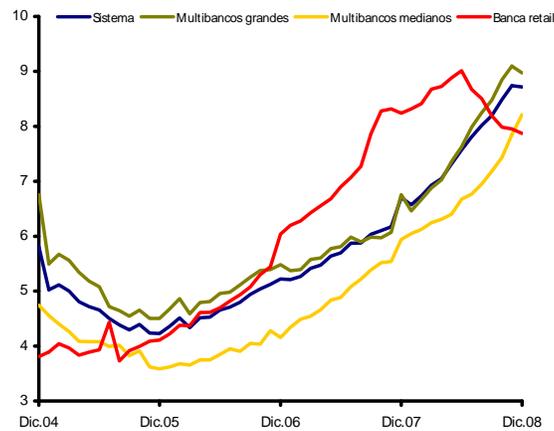
(\*) Los valores de la figura corresponden a la diferencia entre el número de encuestados que perciben un fortalecimiento de las solicitudes de créditos, en algún grado, y el número de quienes consideran que dichas solicitudes se han debilitado, en algún grado, como porcentaje del total de respuestas. Un número positivo se interpreta como condiciones más expansivas, mientras un número negativo corresponde a condiciones más restrictivas para el crédito.

Fuente: Encuesta de Crédito Bancario, Banco Central de Chile.

Lo anterior sugiere que, a pesar del aumento de la concentración bancaria, habrían ocurrido cambios en las condiciones de oferta que podrían haber promovido una mayor competencia en este mercado durante el periodo de mayor expansión de las colocaciones. Esta idea se ve ratificada por los resultados de la encuesta de crédito bancario del Banco Central de Chile. En efecto, las condiciones de oferta más expansivas entre 2003 y 2006 estarían explicadas, en buena medida, por una mayor competencia entre instituciones financieras (gráfico 5)<sup>9/</sup>. Algo similar se observa con las condiciones de demanda de créditos de consumo, que se mantuvieron expansivas hasta fines del 2007 (gráfico 6). La posibilidad de sustituir entre instituciones financieras sería uno de los principales factores tras esta expansión. Nótese que, consistente con la desaceleración de las colocaciones de consumo, las condiciones de oferta y demanda en este segmento se tornan restrictivas en los últimos dos años de estudio.

<sup>9/</sup> Estas instituciones podrían no ser necesariamente bancarias (Matus et al, 2010).

**Gráfico 7**  
Gasto anual en provisiones sobre colocaciones de la cartera de consumo (porcentaje)



Fuente: Elaboración propia a base de información de la SBIF.

Los bancos encuestados reportan un aumento del riesgo de crédito de la cartera de consumo a partir del 2006 (gráfico 5), lo que también se observa en la evolución del gasto en provisiones (gráfico 7). En el caso de la banca de *retail*<sup>10</sup>, enfocada en este segmento del crédito y que fue la que experimentó las mayores tasas de crecimiento durante el periodo de mayor expansión, el aumento del gasto en provisiones se anticipó al resto de la banca, siendo mayor que para el resto del sistema durante el periodo de desaceleración.

De estos antecedentes se desprende que, entre 2006 y 2007 podría haber habido un periodo de mayor competencia acompañado por un mayor riesgo en la cartera de consumo. En las siguientes secciones intentaremos comprobar formalmente estas hipótesis.

### 3 Estimación de la función de costos

El costo marginal de los bancos no es directamente observable. Algunos estudios han aproximado el costo marginal por el ratio de costos variables entre ingresos (Boone *et al.*, 2005), pero esta aproximación no permite distinguir el costo asociado a productos específicos, como las colocaciones de consumo bancarias.

Una técnica habitualmente utilizada es estimar el costo marginal mediante una función multiproducto translogarítmica, esto es, un polinomio cuadrático que representa una expansión de Taylor de segundo orden en un punto de una función de costos arbitraria (Berger *et al.*, 2008; Van Leuvensteijn *et al.*, 2007). Esta es la aproximación que seguiremos en este estudio.

Las funciones translogarítmicas, aunque simples, han estado sujetas a crítica. McAllister y McManus (1993) demuestran que ajustar una sola función translogarítmica a un conjunto de bancos que difieren en tamaño y productos, genera problemas de especificación. Para abordar este problema, en este estudio controlamos por el nivel de apalancamiento y por efectos fijos por banco<sup>11</sup>.

<sup>10</sup>/ Véase el Recuadro IV.2, "Agrupación de los bancos a partir del análisis de conglomerados," en el Informe de Estabilidad Financiera del Segundo Semestre del 2007.

<sup>11</sup>/ Otros estudios para la banca chilena (Budnevich *et al.* (2001), Fuentes y Vergara (2007)) han utilizado formas funcionales Fourier-Flexibles para aproximar la función de costos que, en teoría, son capaces de aproximar con gran precisión cualquier función periódica e integrable (Gallant, 1981). Sin embargo, para que estas funciones entreguen estimadores consistentes y asintóticamente normales, se requiere que el número de parámetros a estimar iguale al número de observaciones elevado a 2/3 (Mitchell y Onvural, 1996), cuestión que no se aborda en los estudios mencionados. De hecho, la aplicación directa de la función utilizada por Mitchell y Onvural (1996), que es la que se utiliza en los estudios mencionados, generó en nuestro caso estimaciones negativas para el costo marginal, lo que carece de sentido económico, razón por la cual fueron descartadas.

Normalmente se asume que los costos de producción de un banco  $i$  en el periodo  $t$ , dependen de los precios de los insumos ( $w_{it}$ ) y de las cantidades de los productos ( $q_{it}$ ), lo que se representa por una función  $c(w_{it}, q_{it})$ . Nosotros consideramos, además, que el gasto en provisiones forma parte de la función de costos total. Las provisiones constituyen aquella parte de las colocaciones a que los bancos atribuyen una probabilidad de incumplimiento en condiciones normales de actividad. El reconocimiento de estas pérdidas esperadas origina una disminución patrimonial a través del gasto en provisiones, esto es, un costo, que representamos por una función  $\theta(q_{it})$ .

Así, la función de costos total para la banca es:

$$CT(w_{it}, q_{it}) = c(w_{it}, q_{it}) + \theta(q_{it}). \quad (1)$$

De este modo, se asume que las funciones  $c(w_{it}, q_{it})$  y  $\theta(q_{it})$  son separables y se aproximan por expansiones translogarítmicas en los argumentos respectivos. No obstante, ambas funciones se estiman conjuntamente mediante un proceso de máxima verosimilitud llamado SUR (*seemingly unrelated regression*), que considera la posibilidad de que los errores de estimación estén correlacionados.

Para la estimación de la función de costos se utiliza un panel desbalanceado de 35 bancos e instituciones financieras, con datos mensuales entre enero de 1997 y mayo del 2009<sup>12/</sup>. Como variables dependientes se utilizan el gasto total, que es igual a la suma de gastos en personal, intereses y comisiones pagadas y otros gastos menos comisiones recibidas; y el gasto en provisiones totales. Todas las variables se miden en U.F.<sup>13/</sup>

Usaremos la aproximación de intermediación para modelar la banca chilena, esto es, que los bancos utilizan sus depósitos junto con otros insumos para producir varias categorías de activos bancarios. Así, consideramos tres grupos de insumos:

- 1) Trabajo: aproximado por el gasto de personal dividido entre el número de trabajadores.
- 2) Fondos: aproximado como el cociente de intereses y reajustes pagados más comisiones pagadas menos comisiones ganadas entre pasivos.
- 3) Otros: aproximado como el cociente de otros gastos entre activos menos pasivos<sup>14/</sup>.

Los servicios de pago, que son aquellos servicios que generan ingresos como cuentas corrientes o depósitos a la vista, los consideramos como parte del capital financiero de los bancos. Bajo este enfoque, a pesar de generar ingresos y no costos, este es un recurso productivo para el banco. En este sentido, los ingresos se consideran como un costo negativo y se netean de los gastos asociados al fondeo.

Por su parte, consideramos cuatro productos bancarios<sup>15/</sup>:

- 1) Colocaciones de consumo.
- 2) Colocaciones comerciales.
- 3) Colocaciones para la vivienda.

<sup>12/</sup> El número de bancos se reduce a 24 al final del periodo de análisis, debido a entradas, salidas y fusiones de bancos.

<sup>13/</sup> Adicionalmente, las series han sido ajustadas por cambios en las normas contables, de manera de hacerlas comparables en todo el periodo de estudio. Para más detalles véase el Recuadro V.2, "Cambios en los criterios de valoración contable de la banca nacional", en el Informe de Estabilidad Financiera del Segundo Semestre del 2008.

<sup>14/</sup> Los otros gastos son todos aquellos gastos operativos y administrativos, excluyendo los gastos en provisiones, que no están relacionados con gastos de personal o gastos asociados a pasivos con costo. Aunque habitualmente estos gastos son atribuibles a activos fijos (tomando a la depreciación de activos como el rubro representativo), nosotros consideramos que estos gastos se originan del uso de recursos propios de los bancos. A modo de ejemplo, en esta categoría se encuentra la corrección monetaria, que contablemente se imputa como un gasto neto.

<sup>15/</sup> Los servicios referentes a la mantención de depósitos vista se consideran dentro del costo de financiamiento de la banca.

4) Tesorería: corresponde a las colocaciones interbancarias y a la inversión en instrumentos financieros.

Como variables de control utilizamos el nivel de apalancamiento de los bancos (razón de capital sobre activos) y *dummies* por banco y por periodo. De acuerdo a Berger y Mester (1997), la inclusión de la variable de apalancamiento controla por el riesgo de insolvencia del banco y su grado de aversión al riesgo. Las *dummies* temporales se incluyen para controlar por variables comunes a todos los bancos, esencialmente macroeconómicas. Las *dummies* por banco se incluyen para controlar por aquellas variables inobservables que son invariables por banco, en particular, el nivel del costo fijo de cada institución. No obstante, se asume que todas las instituciones comparten la misma tecnología de producción, y se estima una función de costos promedio para el sistema. Este supuesto no sería restrictivo, dado que la tecnología bancaria debiera ser fácil de traspasar entre bancos de un mismo sistema. Así, en este modelo los bancos se distinguen por sus costos fijos, niveles de producción, combinación de tipos de productos, y distintas capacidades de acceso a los insumos (enfrentan distintos precios)<sup>16/</sup>. Todas las variables utilizadas se obtienen de los balances de los bancos, publicados por la SBIF.

De este modo, las ecuaciones a estimar son:

$$\ln c_{it} = \alpha_0 + \sum_{n=1}^3 \beta_n^c \ln w_{it,n} + \sum_{n=4}^7 \beta_n^c \ln q_{it,n} + \sum_{n=1}^3 \sum_{m=1}^3 \gamma_{nm}^w \ln w_{it,n} \ln w_{it,m} + \sum_{n=1}^3 \sum_{m=1}^4 \gamma_{nm}^{wq} \ln w_{it,n} \ln q_{it,m} + \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^4 \gamma_{nm}^q \ln q_{it,n} \ln q_{it,m} + \sum_{k=1}^K \delta_k^c \kappa_{it,k} + \varepsilon_{it}^c. \quad (2)$$

y

$$\ln \theta_{it} = \sum_{n=1}^4 \beta_n^\theta \ln q_{it,n} + \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^4 \gamma_{nm}^\theta \ln q_{it,n} \ln q_{it,m} + \sum_{k=1}^K \delta_k^\theta \kappa_{it,k} + \varepsilon_{it}^\theta. \quad (3)$$

donde  $w_{it}$  son los precios de los insumos,  $q_{it}$  son las cantidades de los productos,  $\kappa_{it,k}$  son K variables de control, y  $\varepsilon_{it}^c$  y  $\varepsilon_{it}^\theta$  son los errores de estimación, que pueden estar correlacionados.

Puesto que una función de costos debe ser homogénea de grado uno en el precio de los insumos, imponemos las siguientes restricciones de manera de satisfacer esta propiedad:

- $\sum_{n=1}^3 \beta_n^c = 1,$
- $\sum_{m=1}^3 \gamma_{nm}^w = 0$  para  $n \in \{1,2,3\}$  y
- $\sum_{n=1}^3 \gamma_{nm}^{wq} = 0$  para  $m \in \{1,2,3,4\}.$

Los resultados de las estimaciones pueden verse en la tabla A.1 del anexo. El grado de ajuste de las ecuaciones de costos estimadas es alto: 99% para la función de costos de insumos y productos, y 91% para la función de provisiones<sup>17/</sup>. El test de Breusch-Pagan muestra que no se puede aceptar la independencia

<sup>16/</sup> Una ventaja de esta forma de estimación es que tiene suficiente volatilidad de las variables como para identificar los parámetros (el modelo tiene más de 38 parámetros). Como contraparte, las estimaciones individuales podrían no contar con suficientes observaciones, especialmente para aquellos bancos con poca historia.

<sup>17/</sup> El test conjunto de las *dummies* temporales y por banco muestra que estas son significativas. Asimismo, el modelo sin la inclusión de las *dummies* mantiene el grado de ajuste alto de la función de costos (98%), al igual que la función de provisiones (86%).

entre ambas partes de la ecuación de costos, y que los errores tienen una correlación del 22%, lo que justifica una estimación conjunta mediante SUR.

#### 4 Costo marginal de las colocaciones de consumo

De acuerdo con la ecuación (1), el costo marginal total de un banco  $i$ , para producir un producto  $h$  en el periodo  $t$ , está dado por:

$$CM_{it,h} = \frac{\partial}{\partial q_{it,h}} c(w_{it}, q_{it}) + \frac{\partial}{\partial q_{it,h}} \theta(q_{it}) \quad (4)$$

donde

$$\frac{\partial c(w_{it}, q_{it})}{\partial q_{it,h}} = \frac{c(w_{it}, q_{it})}{q_{it,h}} \left\{ \beta_h^c + 2\gamma_{hh}^q \ln q_{it,h} + \sum_{n=1}^3 \gamma_{nh}^{wq} \ln w_{it,n} + \sum_{n=1}^4 \gamma_{nh}^q \ln q_{it,n} \right\},$$

y

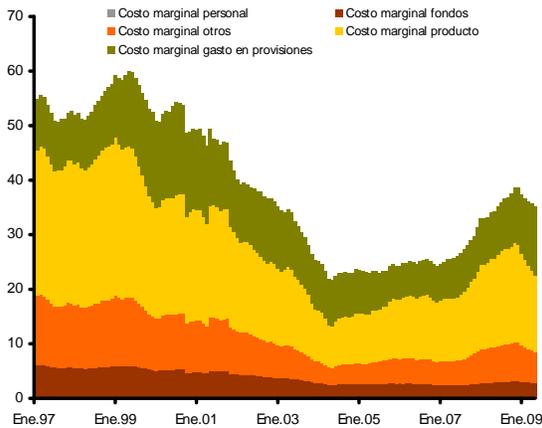
$$\frac{\partial \theta(q_{it})}{\partial q_{it,h}} = \frac{\theta(q_{it})}{q_{it,h}} \left\{ \beta_h^\theta + 2\gamma_{hh}^\theta \ln q_{it,h} + \sum_{n=1}^4 \gamma_{nh}^\theta \ln q_{it,n} \right\}.$$

Dado que las provisiones representan una pérdida esperada y que estas se reconocen contablemente como gastos, un mayor gasto en provisiones por colocación puede entenderse como un aumento en el riesgo de crédito. Por esta razón, interpretaremos la derivada del gasto en provisiones como el "riesgo marginal" asociado a cada colocación.

Parte importante del costo marginal total estaría asociado a este riesgo marginal, con una contribución incluso superior a la del costo marginal de fondos, que es el insumo cuyo precio presenta la mayor volatilidad durante el periodo de estudio (gráficos 8 y 9)<sup>18</sup>.

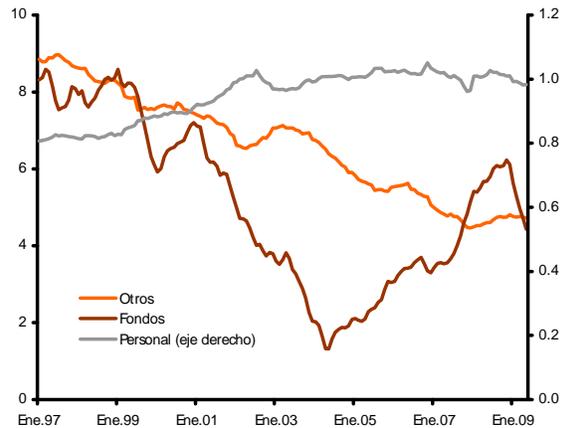
<sup>18</sup>/ El costo de fondo, es decir, el costo anual por los pasivos (principalmente deuda y depósitos), muestra una disminución sostenida hasta el año 2004. A partir de ese año, el costo de fondo se incrementó hasta llegar cerca del 6% anual hacia fines del 2008, para volver a caer hasta el 4% en 2009. Por otro lado, el costo de personal muestra un ligero incremento entre 1997 y el 2003, para luego ubicarse en torno a mil U.F. anuales (\$1,700,000 mensuales, aproximadamente).

**Gráfico 8**  
Costo marginal total colocaciones de consumo (\*)  
(porcentaje)



(\*) Colocaciones medidas en UF.  
Fuente: Elaboración a base de estimaciones propias.

**Gráfico 9**  
Precios de los insumos (\*)  
(porcentaje; miles de U.F.)

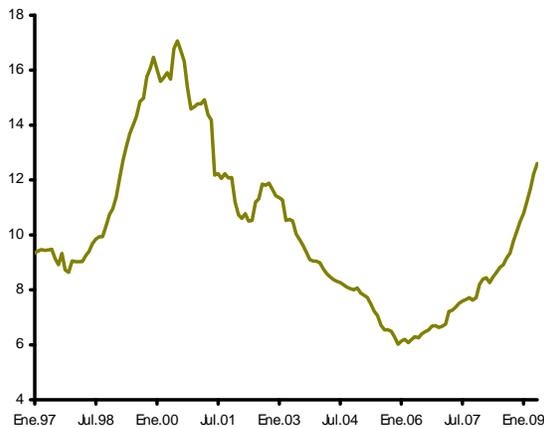


(\*) Costo anual.  
Fuente: Elaboración a base de estimaciones propias.

El costo marginal total disminuyó entre 1999 y 2004, para estabilizarse en cerca del 20% (esto es, una U.F. adicional de crédito tenía un costo de 0.2 U.F. anual). El costo marginal se incrementó desde principios del 2007, dado el aumento en el riesgo de la cartera (gráficos 8 y 10). En 2009, el costo marginal total se redujo hasta 35%, a pesar de que el riesgo marginal siguió aumentando.

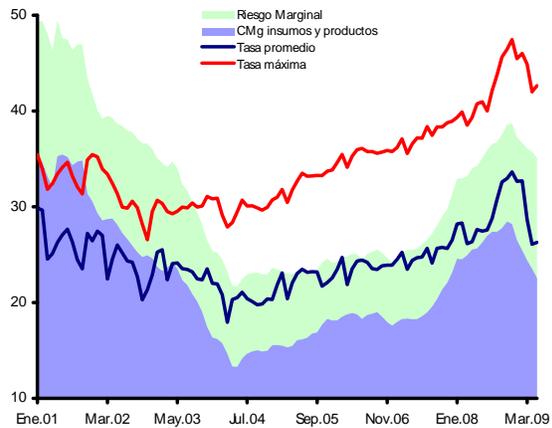
Al diferenciar la tasa promedio de colocaciones de consumo bancario y el costo marginal asociado a insumos y productos, el *spread* puede explicarse por el gasto marginal en provisiones o riesgo marginal (gráfico 11).

**Gráfico 10**  
Riesgo marginal  
(porcentaje)



Fuente: Elaboración a base de estimaciones propias.

**Gráfico 11**  
Costo marginal y tasas de colocaciones de consumo  
(porcentaje)



Fuente: Elaboración a base de estimaciones propias e información de la SBIF.

## 5 Competencia en el mercado de colocaciones de consumo bancarias

El modelo de Boone et al. (2005), originalmente aplicado a la industria farmacéutica, se basa sobre la hipótesis de eficiencia, es decir, que aquellas firmas más eficientes (con menores costos marginales) alcanzan mayores utilidades o mayores participaciones de mercado, y que este efecto es más fuerte

mientras mayor sea la competencia en ese mercado en particular (bajos costos de entrada o alta sustitución).

Siguiendo a Boone et al (2005), consideremos una industria donde cada firma  $i$  produce un producto  $q_i$ , con costos marginales constantes  $cm_i$ , y enfrenta una curva de demanda

$$p(q_i, q_{j \neq i}) = a - bq_i - d \sum_{j \neq i} q_j.$$

El parámetro  $a$  captura el tamaño del mercado;  $b$ , la elasticidad de la demanda; y  $d$ , el grado de sustitución de los productos. Cada firma escoge el nivel de producción que maximiza su utilidad

$$q_i = \arg \max_{q_i \geq 0} \{(a - bq_i - d \sum_{j \neq i} q_j)q_i - cm_i q_i\}.$$

Asumiendo  $a > cm_i$  y  $0 < d \leq b$ , la condición de primer orden para un equilibrio de Cournot-Nash está dada por

$$a - 2bq_i - d \sum_{j \neq i} q_j - cm_i = 0.$$

Para una industria con  $N$  firmas, la solución simultanea de las  $N$  condiciones de primer orden entrega la siguiente ecuación para cada  $q_i$ :

$$q_i(cm_i) = [(2b/d - 1)a - (2b/d + N - 1)cm_i + \sum_{j \neq i} cm_j] / [(2b + d(N - 1)(2b/d - 1)] \quad (5)$$

Dada (5), la función de utilidad variable (esto es, sin costos de entrada o costos fijos,  $e$ ) es una función cuadrática del costo marginal:

$$\pi_i = (p_i - cm_i)q_i(cm_i) \quad (6)$$

En este mercado, la competencia puede aumentar de dos maneras: por un aumento en la sustitución de los productos bancarios (un aumento de  $d$ ), o por una caída en los costos de entrada  $e$  (lo que aumenta el número de firmas en el mercado). Boone et al (2005) demuestran que, bajo ambos escenarios y dada la forma funcional de la función de utilidad (ecuación (6)), un aumento en la competencia se traduce en una mayor utilidad de las firmas con menores costos marginales.

Así, para construir una medida de competencia, ellos regresionan el logaritmo de la utilidad de cada firma contra una *proxy* del costo marginal (inobservable), el ratio de costos variables entre ingresos:

$$\ln \pi_i = \alpha + \beta c_i / p_i + \varepsilon_i.$$

Dado que la variable dependiente está en logaritmo, esta ecuación es equivalente a estimar la relación utilizando algún nivel de referencia arbitrario para la función de utilidad, el que es absorbido en la constante  $\alpha$ . Así, la medida de competencia en términos de utilidades relativas queda capturada por el coeficiente  $\beta$ , el cual debiera ser negativo, puesto que aquellas firmas menos eficientes (con mayores costos variables entre ingresos) debieran ser castigadas con menores utilidades relativas.

Van Leuvenstijn et al. (2007) son los primeros en aplicar este modelo a la industria bancaria, utilizándolo para comparar la competitividad en el mercado del crédito total de los sistemas bancarios de ocho economías desarrolladas. Ellos modifican la ecuación de estimación original en dos maneras. En lugar de aproximar el costo marginal por el ratio de costos variables entre ingresos, utilizan una aproximación de la función de costos marginales, como la que nosotros desarrollamos en la sección anterior. Además, en lugar

de considerar la utilidad, ellos usan la participación de mercado como variable dependiente. Esto tiene al menos tres ventajas. Primero, es consistente con la hipótesis de eficiencia, por lo que los resultados anteriores y las implicancias sobre el coeficiente  $\beta$  no debieran alterarse. Segundo, las participaciones de mercado son siempre positivas, mientras que las utilidades pueden ser negativas. Puesto que una especificación log-lineal excluye las observaciones negativas, los resultados de la estimación que utiliza utilidades como variable dependiente están distorsionados por el sesgo muestral, al excluir a los bancos con pérdidas en cada ejercicio. Tercero, la utilidad de la banca suele reportarse con frecuencia anual o trimestral, y no es estándar diferenciar por la utilidad de cada línea de negocios, una cuestión necesaria si queremos identificar los distintos tipos de colocaciones. Al utilizar las participaciones de mercado, aumentamos la frecuencia de la información e identificamos claramente cada tipo de negocio bancario.

Así, denotando por  $s_i$  la participación de mercado del banco  $i$  en el total de colocaciones bancarias, Van Leuvenstijn et al. (2007) estiman la siguiente función log-lineal del costo marginal de cada banco<sup>19</sup>:

$$\ln s_i = \alpha + \beta \ln cm_i + \varepsilon_i . \quad (7)$$

Esta especificación implica que  $\beta$  es una elasticidad, lo que facilita su interpretación y comparación. El parámetro  $\beta$  es el indicador de competencia, en adelante, el indicador de Boone, que utilizaremos en este trabajo. Mientras más negativo sea  $\beta$ , mayor será la competencia del mercado. De hecho, de la ecuación (7) se desprende que, bajo competencia perfecta (productos homogéneos y un número infinito de participantes), la participación de mercado de cada banco tiende a cero, por lo que la variable dependiente tiende a menos infinito. Como cada agente es un tomador de precios, y el precio es igual al costo marginal, el término que acompaña al coeficiente  $\beta$  es constante, lo que implica que  $\beta$  tiende también a menos infinito. Por el contrario,  $\alpha = \beta = 0$  es consistente con un escenario monopolístico, donde la participación del único banco es  $s_1 = 1$ .

Una desventaja de este indicador es que asume que los bancos pasan parte de sus ganancias de eficiencia a los clientes. Sin embargo, y como mencionamos anteriormente, una ventaja importante es que permite calcular medidas de competencia en mercados particulares del crédito<sup>20</sup>.

Utilizando las estimaciones de los costos marginales totales calculados en la sección anterior, el gráfico 12 muestra el indicador de Boone para el mercado de colocaciones de consumo. Aunque no existe un valor de referencia absoluto para este indicador, cabe notar que los valores obtenidos se comparan en orden de magnitud con los de Van Leuvenstijn et al (2007). En ese estudio, el indicador de Boone toma valores entre 13,9 (para Japón en 1996) y -9,6 (para España en 1996). Además, el indicador puede ser estadísticamente igual a cero, como en el caso de Francia. La evolución del indicador de Boone para las colocaciones de consumo chilenas se asemeja en magnitud a las de la banca en Reino Unido, que se clasifica en el estudio citado entre las menos competitivas de la muestra. Cabe notar, por cierto, que Van Leuvenstijn et al (2007) consideran un indicador para el mercado del crédito total, en tanto nuestro estudio se concentra en las colocaciones de consumo.

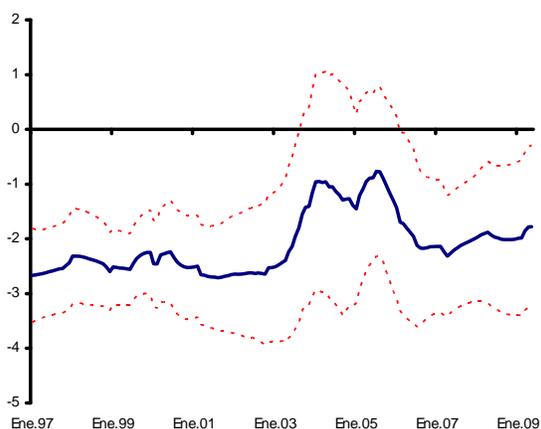
A modo de referencia, comparamos los indicadores de Boone de las colocaciones de consumo, comerciales y para la vivienda (gráfico 13). Nótese que los órdenes de magnitud son similares, si bien la evolución de los indicadores difiere en el tiempo. Así, por ejemplo, el segmento de colocaciones comerciales, que a fines de

<sup>19</sup>/ Se utiliza una especificación log-lineal para controlar por heterocedasticidad. Van Leuvenstijn et al. (2007) muestran que los resultados de utilizar una especificación lineal son muy similares.

<sup>20</sup>/ Por lo demás, otros indicadores utilizados en la literatura tampoco están exentos de problemas. Entre los más usados, el índice de Herfindahl mide concentración y no necesariamente competencia; el índice H de Panzar y Rosse (1987) asume que se ha alcanzado el estado estacionario; y el índice de Lerner — que corresponde a un margen precio-costos — no logra distinguir el costo marginal de un producto, y asume que un aumento en la competencia reduce el margen de los bancos, lo que se contradice con la hipótesis de eficiencia.

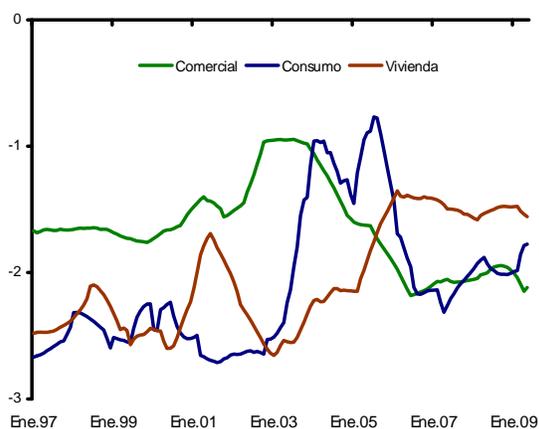
los noventa presentaba el menor grado de competencia relativa, muestra un cambio de régimen a un nivel más competitivo al final del periodo de estudio. En cambio, las colocaciones de consumo muestran su mayor nivel de competencia precisamente en los noventa<sup>21</sup>.

**Gráfico 12**  
Indicador de Boone créditos de consumo bancario (\*)  
(índice)



(\*) En base al costo marginal total (insumos y gasto en provisiones). Las líneas punteadas muestran el intervalo de confianza al 95%. Fuente: Elaboración en base a estimaciones propias

**Gráfico 13**  
Indicador Boone por tipo de colocación  
(índice)



Fuente: Elaboración en base a estimaciones propias.

El indicador de Boone para las colocaciones de consumo bancario en Chile es negativo durante todo el periodo de estudio (gráfico 12). Es decir, los bancos con menores costos marginales poseen una mayor participación de mercado. Sin embargo, entre los últimos trimestres del 2003 y 2005, no se puede rechazar la hipótesis de que este indicador sea estadísticamente igual a cero, lo que sería señal de un bajo nivel de competencia.

Analizando la evolución del indicador en el tiempo, se observan niveles de competencia similares, en términos estadísticos, entre 1997-2002 y 2007-2009. Hacia fines de los noventa operaban en el mercado 4 instituciones financieras y 28 bancos. La mayoría de las instituciones financieras, focalizadas en créditos de consumo, fueron absorbidas posteriormente por los bancos existentes. Este fenómeno fue seguido por otras fusiones y adquisiciones durante inicios de la presente década. Una de las más significativas fue la compra del Banco Santiago por el Banco Santander en Agosto del 2002. En Julio del 2005, el Banco de Crédito e Inversiones absorbió a uno de los últimos herederos de las financieras, el Banco Conosur (ver anexo 2). Es justamente durante este periodo, 2003-2005, cuando el indicador de Boone muestra un fuerte retroceso en términos de competencia. El 2006, el indicador muestra un importante aumento en el nivel de competencia, posiblemente debido al afianzamiento de la banca de *retail* y las divisiones de consumo, y a un proceso más agresivo de bancarización de clientes que hasta entonces estaban fuera del sistema (sección 2); volviendo a retroceder a partir de mediados del 2007.

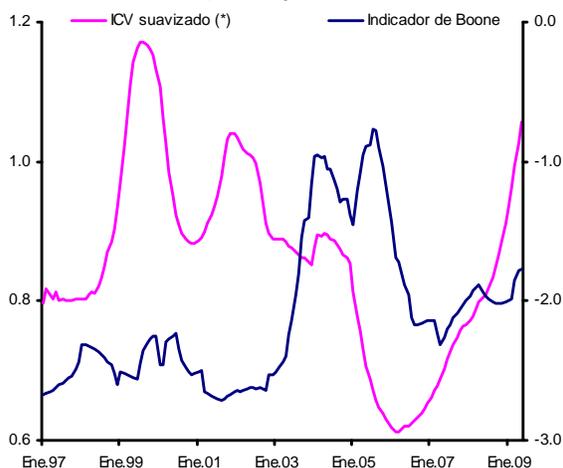
### Competencia versus riesgo

La relación entre competencia y riesgo no es clara ex-ante. Chumacero y Langoni (2001) no encuentran evidencia significativa de una relación consistente entre concentración y riesgo para la banca chilena, en el periodo 1989-2000. Un estudio más reciente de Berger et al. (2008) utiliza en un panel de 23 economías desarrolladas en el periodo 1999-2005, encontrando evidencia de una relación positiva entre el poder de mercado (medido por el índice de Lerner) y el riesgo de crédito del portafolio de colocaciones totales. Nuevamente, nuestro entendimiento es que no existen estudios previos que estimen la relación entre el

<sup>21</sup>/ En este estudio nos concentraremos exclusivamente en el mercado de colocaciones de consumo. El análisis del indicador de Boone y los costos marginales en otros mercados serán temas de un estudio futuro.

riesgo de crédito de una cartera en particular y el nivel de competencia en dicho mercado.

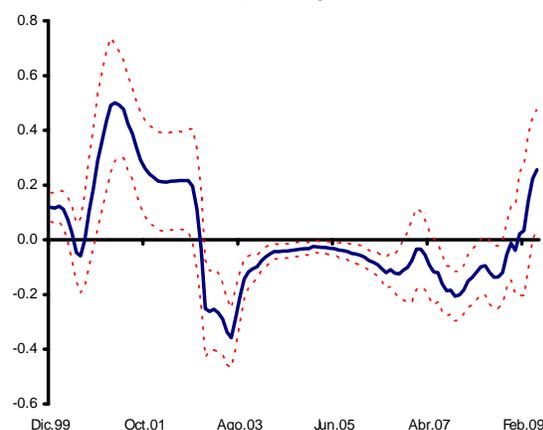
**Gráfico 14**  
Competencia y cartera vencida  
(porcentaje, índice)



(\*) Promedio móvil en 12 meses.

Fuente: Elaboración en base a estimaciones propias.

**Gráfico 15**  
Relación entre ICV y el indicador de Boone (\*)  
(porcentaje)



(\*) Estimador OLS para ventanas de 3 años. Controla el ciclo económico utilizando el crecimiento del producto, el crecimiento del empleo y la tasa de desempleo. Las líneas punteadas muestran el intervalo de confianza al 95%.

Fuente: Elaboración en base a estimaciones propias.

La relación entre el índice de cartera vencida de las colocaciones de consumo (ICV) y el indicador de competencia calculado en este trabajo no es estable (gráfico 14). Para analizar esta relación, estimamos el ICV explicado por el indicador de Boone y variables de control macroeconómicas (crecimiento anual del producto, crecimiento anual del empleo y tasa de desempleo<sup>22</sup>) para ventanas móviles de 3 años. A partir de lo anterior, se observa que existen cambios en el patrón de correlación a través del tiempo (gráfico 15). Hasta fines del 2002 el indicador de Boone es relativamente estable, y su relación con el ICV es positiva. Entre 2003 y 2005 la competencia disminuye fuertemente. En este periodo la relación del indicador de Boone con el ICV es negativa, lo que sugiere que la disminución de la competencia estuvo acompañada por un menor riesgo de crédito. Esto coincide con el periodo de mayor expansión de las colocaciones de consumo, y es consistente con la caída en el riesgo marginal estimado en la sección 4 (gráfico 10).

Entre fines del 2005 y mediados del 2007, el indicador de Boone vuelve a caer (gráfico 13). En la mayor parte de este periodo, la relación con el ICV es negativa y estadísticamente distinta de cero (gráfico 15), mostrando que el aumento en la competencia habría estado acompañado por un deterioro del riesgo de la cartera de consumo. Esto coincide con el proceso de mayor bancarización mencionado en la sección 2, y es consistente con el mayor riesgo marginal estimado en la sección 4. Posteriormente, la relación entre las dos variables se vuelve estadísticamente no significativa.

## 6 Conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido estimar un indicador que permita evaluar el nivel de competencia en el segmento de las colocaciones de consumo bancarias, y determinar si la evolución de este indicador ha estado o no asociada a una mayor toma de riesgo.

Para esto se trabajó con una forma funcional translogarítmica multiproducto para la función de costos. Como el reconocimiento de pérdidas esperadas origina una disminución patrimonial — esto es, un costo —

<sup>22</sup> Estas variables recogen el comportamiento en el ciclo de las colocaciones de consumo, y de las provisiones de dicha cartera. Ver Alfaro, Calvo y Oda (2009).

mediante el gasto en provisiones, un elemento novedoso de este trabajo ha sido considerar el gasto en provisiones como parte de la función de costo total.

Habiendo derivado el costo marginal asociado a las colocaciones de consumo, se construyó un nuevo indicador, el índice de Boone, que describe la competencia en base a una hipótesis de eficiencia de mercado: las firmas con menores costos marginales alcanzan mayores participaciones de mercado, y este efecto es más fuerte mientras mayor sea la competencia en ese mercado en particular. Las estimaciones muestran niveles de competencia similares entre los periodos 1997-2002 y 2007-2009. Entre el 2003 y el 2005 no se puede rechazar la hipótesis de que el indicador sea estadísticamente igual a cero, lo que refleja un bajo nivel de competencia. El 2006 se observa un fuerte aumento en la competencia, posiblemente debido al afianzamiento de la banca de *retail* y las divisiones de consumo, y a un proceso más agresivo de bancarización de clientes que hasta entonces estaban fuera del sistema; volviendo a retroceder a partir de mediados del 2007.

La relación entre el riesgo de crédito de la cartera de consumo y el nivel de competencia en dicho mercado no es estable a través del tiempo. Las estimaciones muestran que, para el periodo de mayor aumento en la competencia — que coincide con un periodo de fuerte bancarización, con tasas de crecimiento de las colocaciones del 20% real —, la relación entre el indicador de Boone y el índice de cartera vencida de consumo es negativa y estadísticamente significativa, por lo que esta mayor competencia habría estado asociada a una mayor toma de riesgo.

En este estudio nos hemos concentrado exclusivamente en las colocaciones de consumo bancario. Si bien a diciembre del 2008 más de la mitad de la deuda de consumo de los hogares chilenos había sido contratada con bancos, existen otros actores relevantes en este mercado que han sido excluidos del análisis, como es el caso de las casas comerciales (Matus et al, 2010). Si bien las instituciones no-bancarias que otorgan créditos de consumo podrían incidir en las condiciones de competencia en este mercado, la información disponible para ellas es reciente y limitada. Queda como agenda futura la investigación sobre el grado de sustitución entre ambos productos.

Adicionalmente, hemos asumido que todas las instituciones comparten la misma tecnología de producción. Una extensión natural a este trabajo sería estimar el costo marginal considerando clusters de instituciones con similares características de productos y nichos de mercado.

Por último, hemos mostrando el indicador de Boone para las colocaciones comerciales y para la vivienda, sin aportar mayor discusión sobre las características de estos mercados. Un estudio comparativo de la competencia en los distintos mercados del crédito bancario se presentará en un futuro trabajo.

## Referencias

Alfaro, R., D. Calvo y D. Oda (2009), "Riesgo de crédito de la banca de consumo," *Economía Chilena* Volumen 12 – N°3, diciembre 2009, Banco Central de Chile.

Barajas, A., L. Luna y J. Restrepo (2007), "Macroeconomic Fluctuations and Bank Behavior in Chile," Documento de Trabajo No. 436, Banco Central de Chile.

Baumol, W., J. Panzar y R. Willig (1982), "Contestable Markets and the Theory of Industry Structure," New York:Harcout Brace Jovanovich.

Berger, A., A. Demirgüç-Kunt, R. Levine y J. Haubrich (2004), "Bank Concentration and Competition: An Evolution in the Making," *The Journal of Business* 73(3): 477-491.

Berger, A. y L. J. Mester (1997), "Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions?" *Journal of Banking and Finance* 21, 845-947.

Berger, A., L. Klapper, R. Turk-Ariss (2008), "Bank Competition and Financial Stability," Policy Research Working Paper 4696, The World Bank.

Bikker, J., L. Spierdijk y P. Finnie (2006), "Misspecification of the Panzar-Rosse Model: Assessing Competition in the Banking Industry," DNB Working Papers 114, Netherlands Central Bank, Research Department.

Boone, J. (2004), "A New Way to Measure Competition," CentER Discussion Paper 2007-31, Tilburg University.

Boone, J. R. Griffith y R. Harrison (2005), "Measuring Competition," Advanced Institute of Management Research Paper No. 022.

Boone, J., J. van Ours, H. van der Wiel (2007), "How (Not) to Measure Competition," CentER Discussion Paper 2007-32, Tilburg University.

Budnevich, C., H. Franken y R. Paredes (2001), "Economías de Escala y Economías de Ámbito en el Sistema Bancario Chileno," Documento de Trabajo No. 93, Banco Central de Chile.

Claessens, S. y L. Laeven (2003), "What Drives Bank Competition? Some International Evidence," *Journal of Money, Credit and Banking* 36, pp. 564-83.

Chumacero, R. y P. Langoni (2001), "Riesgo, Tamaño y Concentración en el Sistema Bancario Chileno," *Revista de Economía Chilena* vol. 4 (1), 25-34.

Demsetz, H. (1974), "Two Systems of Belief About Monopoly," in H.J. Goldschmidt, H.M. Mann, and J.F. Weston (eds.), *Industrial Concentration: The New Learning*, Mass. Little, Brown.

Fuentes, R. y M. Vergara (2007), "Is Ownership Structure a Determinant of Bank Efficiency?," Documento de Trabajo No. 456, Banco Central de Chile.

Fondo Monetario Internacional (2005), "Competition in the Chilean Banking Sector: A Cross-Country Comparison," en *Chile: Selected Issues*, FMI 2005.

Gallant, A.R. (1981), "On the Bias in Flexible Functional Forms and an Essentially Unbiased Form," *Journal of Econometrics* 15, pp 211-45.

Karasulu M. (2007), "Competition in the Chilean Banking Sector: A Cross-Country Comparison," *Economia*. Brooking Institution Press.

Levine, R. (2000), "Bank Concentration: Chile and Internacional Comparisons," Documento de Trabajo No. 62, Banco Central de Chile.

Levy Yeyati, E. y A. Micco (2007), "Concentration and Foreign Penetration in Latin American Banking Sector: Impact on Concentration and Risk," *Journal of Banking and Finance* 31(6), pp 1633-47.

McAllister, P. y D. McManus (1993), "Resolving the Scale Efficiency Puzzle in Banking," *Journal of Banking and Finance* 17, pp 389-406.

Matus, J. M. (2010), "Indicadores de riesgo de crédito: Evolución de la normativa", Banco Central de Chile, Forthcoming.

Matus, J. M., N. Silva, K. Flores y A. Marinovic (2010), "Caracterización de la Deuda Financiera de los Hogares Chilenos," Banco Central de Chile, Forthcoming.

Mitchell, K. y N. Onvural (1996), "Economies of Scale and Scope at Large Commercial Banks: Evidence from the Fourier Flexible Functional Form," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 28(2), pp. 178-99.

Molyneux, P., D. Lloyd-Williams y J. Thornton (1994), "Competitive Conditions in European Banking," *Journal of Banking and Finance* vol 18, pp. 445-59.

Panzar, J. y J. Rosse (1987), "Testing for 'Monopoly' Equilibrium," *Journal of Industrial Economics* 35, pp. 443-56.

Sepúlveda-Umanzor, J. y A. Soto (2009), "Concentration and Competition in the Banking Sector: A Look to Chile," Mimeo Escuela de Negocios, Universidad del Desarrollo.

Van Leuvenstijn, M., J. Bikker y C. Kok Sorensen (2007), "A New Approach to Measuring Competition in the Loan Markets of the Euro Area," Working Paper Series No 768, European Central Bank.



Tabla A.2  
Nuevos actores y fusiones en el mercado bancario chileno (1997-2009)

Fecha	Evento
Ene-97	Banco Santiago absorbe Banco O'Higgins
Mar-99	Citibank absorbe Financiera Atlas
Jul-99	Banco Corpbanca absorbe Financiera Condell
Ene-00	ABN Amro absorbe Banco Real
Jul-00	BBVA absorbe Banco Exterior
Dic-00	Entrada de Deutsche Bank (licencia del Chemical Bank)
Ene-02	Banco de Chile absorbe Banco A. Edwards
May-02	Entrada de Banco Ripley
Ago-02	Entrada de HNS Banco
Ago-02	Banco Santander absorbe Banco Santiago
Jul-03	Banco del Desarrollo absorbe Banco Sudameris
Ago-03	Entrada de Banco Monex
Ago-04	Entrada de Banco Penta
Dic-04	Entrada de Banco París
Jul-05	Banco BCI absorbe a Banco Conosur
Ene-08	Banco de Chile absorbe Citibank
Ene-09	Entrada de DnB NOR Bank

**Documentos de Trabajo  
Banco Central de Chile**

**Working Papers  
Central Bank of Chile**

NÚMEROS ANTERIORES

PAST ISSUES

La serie de Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse gratis en la dirección electrónica: [www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc](http://www.bcentral.cl/esp/estpub/estudios/dtbc). Existe la posibilidad de solicitar una copia impresa con un costo de \$500 si es dentro de Chile y US\$12 si es para fuera de Chile. Las solicitudes se pueden hacer por fax: (56-2) 6702231 o a través de correo electrónico: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

Working Papers in PDF format can be downloaded free of charge from: [www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper](http://www.bcentral.cl/eng/stdpub/studies/workingpaper). Printed versions can be ordered individually for US\$12 per copy (for orders inside Chile the charge is Ch\$500.) Orders can be placed by fax: (56-2) 6702231 or e-mail: [bcch@bcentral.cl](mailto:bcch@bcentral.cl).

- |  |              |
|--|--------------|
| DTBC-561<br><b>Estimating Models for Monetary Policy Analysis in Emerging Countries</b><br>Javier García-Cicco   | Marzo 2010   |
| DTBC-560<br><b>An assignment model with match specific productivity</b><br>Alberto Naudon  | Marzo 2010   |
| DTBC-559<br><b>El Escaso Poder Predictivo de Simples Curvas de Phillips en Chile: Una Evaluación en Tiempo Real</b><br>Pablo Pincheira y Hernán Rubio        | Marzo 2010   |
| DTBC-558<br><b>A Stochastic Assignment Model</b><br>Alberto Naudon   | Marzo 2010   |
| DTBC-557<br><b>Valorización Por Arbitraje De Bonos Y Acciones Chilenas Mediante El Método De Componentes Principales</b><br>Natalia Gallardo y Andrés Sagner | Marzo 2010   |
| DTBC-556<br><b>A Real Time Evaluation of the Central Bank of Chile GDP Growth Forecasts</b><br>Pablo Pincheira   | Febrero 2010 |

DTBC-555	Diciembre 2009
<b>Funding Liquidity Risk in a Quantitative Model of Systemic Stability</b>	
David Aikman, Piergiorgio Alessandri, Bruno Eklund, Prasanna Gai, Sujit Kapadia, Elizabeth Martin, Nada Mora, Gabriel Sterne y Matthew Willison	
DTBC-554	Diciembre 2009
<b>Financial Stability, Monetary Policy and Central Banking: An Overview</b>	
Rodrigo Alfaro A. y Rodrigo Cifuentes S.	
DTBC-553	Diciembre 2009
<b>Incorporating Financial Sector Risk into Monetary Policy Models: Application to Chile</b>	
Dale F. Gray, Carlos García, Leonardo Luna y Jorge Restrepo	
DTBC-552	Diciembre 2009
<b>Crisis Financiera y Uso de Derivados Cambiarios en Empresas Exportadoras</b>	
María Gabriela Acharán, Roberto Alvarez y José Miguel Villena	
DTBC-551	Diciembre 2009
<b>Efectos de la Emisión de Bonos del Banco Central Sobre las Tasas de Interés</b>	
Marco Batarce	
DTBC-550	Diciembre 2009
<b>Defining Financial Stability And A Framework For Safeguarding It</b>	
Garry J. Schinasi	
DTBC-549	Diciembre 2009
<b>Determinantes del Precio de Viviendas en Chile</b>	
Andrés Sagner	
DTBC-548	Diciembre 2009
<b>A Historical Perspective On The Crisis Of 2007–08</b>	
Michael D. Bordo	