

RIESGO, TAMAÑO Y CONCENTRACIÓN EN EL SISTEMA BANCARIO CHILENO*

Rómulo Chumacero E.**
Patricia S. Langoni***

I. INTRODUCCIÓN

La posible fusión de dos de los bancos comerciales más grandes en Chile desató un fuerte debate respecto a su conveniencia. Se aduce que un mayor nivel de concentración incrementaría significativamente el riesgo agregado (sistémico) del sistema bancario. Implícitamente, se supone que las actitudes respecto a la toma de riesgos por parte de los bancos estarían correlacionadas con su tamaño, y que las provisiones existentes en la regulación chilena no serían suficientes para prevenir el aumento del riesgo agregado.¹

Sin embargo, tal como se argumenta posteriormente, la literatura teórica y empírica en el ámbito internacional (al menos para el caso estadounidense) parece contradecir esta aseveración. A su vez, no se tiene conocimiento de ningún estudio que analice formalmente la relación entre tamaño, concentración y riesgo para el caso chileno.² En un estudio reciente, Levine (2000) utiliza una metodología *cross-country*, y encuentra que no existe ninguna relación entre concentración, desarrollo del sector financiero, competencia, crecimiento y fragilidad del sector bancario. De hecho, ese trabajo muestra que los niveles de concentración chilenos son bajos para estándares internacionales. El gráfico 1 muestra la evolución de una medida de concentración para el sistema bancario chileno (el índice de Herfindahl; *H*) que sugiere una marcada tendencia descendente en los últimos años con un patrón consistente con el de otros indicadores de concentración reportados por Levine (2000).

Un problema del trabajo de Levine (2000) es que al utilizar observaciones de corte transversal, sus resultados pueden no ser directamente extrapolables al caso chileno. Sin embargo, por esta misma característica, esta información tiene la ventaja de explotar la variación de series tales como concentración,

que pueden no ser lo suficientemente volátiles cuando se las analiza desde una perspectiva de series de tiempo para un país en particular. Como se discute posteriormente, la concordancia entre las conclusiones que se encuentran en este estudio con las de Levine (2000) tienden a reforzarse mutuamente.

Este documento evalúa desde una perspectiva teórica y empírica, la asociación entre riesgo y tamaño para el caso del sistema bancario chileno, y está organizado del siguiente modo: La sección 2 examina la relación teórica entre riesgo y concentración, discutiendo a su vez los resultados provenientes de estudios empíricos en la literatura internacional. La sección 3 describe brevemente las variables utilizadas en este estudio y presenta los resultados empíricos del trabajo. Finalmente, la sección 4 resume las principales conclusiones.

II. UNA BREVE DISCUSIÓN TEÓRICA

Desde un punto de vista teórico, la relación entre tamaño y riesgo aparece difusa. Una correlación negativa entre ambos es generalmente motivada por un argumento de diversificación de riesgo; así, si los bancos grandes estuvieran más diversificados que los pequeños, los primeros tendrían una menor probabilidad de quebrar. Por otro lado, una correlación positiva entre tamaño y riesgo generalmente se apoya

* Agradecemos a Rodrigo Fuentes, Ross Levine, Norman Loayza, Ricardo Paredes, Raimundo Soto, Klaus Schmidt-Hebbel, tres árbitros anónimos y a los participantes de seminarios de la Universidad de Chile y del Banco Central de Chile por sus valiosos comentarios y sugerencias. También agradecemos a Matías Anguita, Verónica Astorga y Cecilia Feliú por entregarnos parte de la información utilizada y a Roberto Duncan por su eficiente colaboración. Los descargos habituales se aplican.

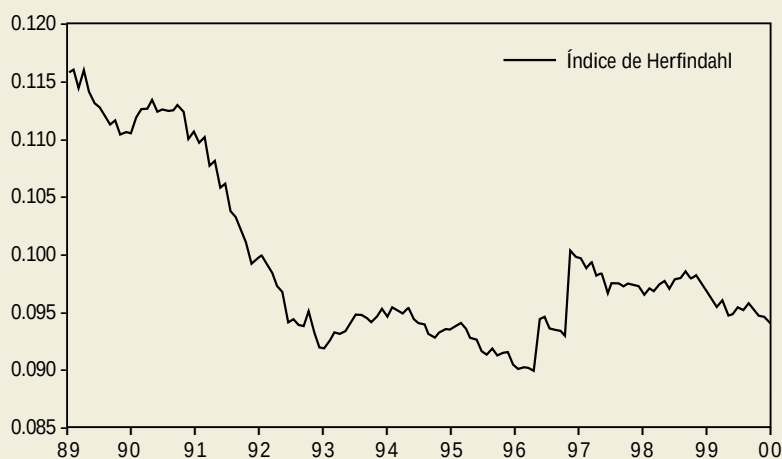
** Departamento de Economía de la Universidad de Chile y Gerencia de Investigaciones del Banco Central de Chile. E-mail: rchumace@econ.uchile.cl.

*** Gerencia de Análisis Financiero del Banco Central de Chile.

¹ De hecho, esta opinión es tan influyente que varias iniciativas legales para limitar el nivel de concentración en la industria bancaria están en discusión en el Congreso chileno.

² Fuentes y Basch (1998) desarrollan un estudio empírico sobre los determinantes de los spreads en la industria bancaria chilena y detallan algunos aspectos regulatorios de importancia.

Evolución de la Concentración en el Sistema Bancario (1989:01 – 2000:03)



en alguna variante del argumento de “muy grande para quebrar” (“*too big to fail*”) que sugiere que debido a la presencia de riesgo moral (*moral hazard*) que surge ante la existencia de seguros de depósitos, los bancos más grandes tienen el incentivo de aumentar el subsidio proveniente del seguro de depósito mediante un incremento de su exposición al riesgo. Este argumento se sustenta en una eventual asimetría implícita en el tratamiento regulatorio de los bancos en función de su tamaño. Esto es, si la quiebra de los bancos grandes es más temida que la de los chicos, todas las obligaciones de los primeros estarían garantizadas *de facto*.³

Esta sección examina críticamente los principales argumentos teóricos que vinculan riesgo y tamaño de los bancos y resume los resultados encontrados en la literatura empírica norteamericana que los apoyan.

1. Riesgo y Tamaño están Negativamente Correlacionados

El principal criterio, pero no único, que permite concluir que riesgo y tamaño debieran estar negativamente correlacionados, se motiva por un argumento de diversificación de riesgo. Así, los bancos más grandes tendrán una menor probabilidad de quebrar si se encuentran más diversificados que los pequeños. Una manera simple y pedagógica de motivar este resultado es la siguiente:

Asuma que un banco financia n proyectos que son idénticos *ex-ante*, mediante la utilización de un número igual de depósitos. Se entiende que un banco quiebra cuando el total de sus activos (Y) no es capaz

de pagar el total de sus deudas (D). Por ello, la probabilidad de quiebra se define como:

$$\Pr(Y < D)$$

$$Y = \sum_{j=1}^n Y_j; \quad Y_j = \mu + \varepsilon_j; \quad \varepsilon_j \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_\varepsilon^2); \quad D = nd \quad (1)$$

donde d expresa el retorno bruto (cierto) que se paga por un depósito de \$1 e Y_j al retorno bruto (incierto) que el banco obtiene al financiar un préstamo de \$1.⁴

Reordenando (1) se obtiene:

$$\Pr(Y < D) = \Pr(\bar{y} < d) = \Pr\left(z < \frac{\sqrt{n}(d - \mu)}{\sigma_\varepsilon}\right) \quad (2)$$

donde:

$$\bar{y} = \frac{\sum_{j=1}^n Y_j}{n}; \quad z = \frac{\sqrt{n}(\bar{y} - \mu)}{\sigma_\varepsilon} \xrightarrow{D} N(0, 1)$$

Siempre que el retorno de los depósitos sea menor que el retorno esperado de los préstamos se tiene que:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(Y < D) = 0 \quad (3)$$

La ecuación indica que es bueno ser grande en el sentido que los bancos más grandes (con mayor número de préstamos) son capaces de tener una cartera más diversificada, por lo que la probabilidad de quiebra se encuentra inversamente relacionada con

³ Estos y otros argumentos respecto a la relación entre tamaño y riesgo se encuentran en Boyd y Runkle (1993), Boyd y Graham (1996), Calem y Rob (1996) y Craig y dos Santos (1997).

⁴ Si bien es cierto que este es un ejemplo muy sencillo, que sin embargo puede incorporar estructuras mucho más complejas (tales como asimetrías de información, costos de supervisión, colaterales, etc.) sin cambiar las conclusiones de modo sustantivo. De hecho, estas alteraciones sólo obscurecerían las derivaciones matemáticas sin enriquecer de modo importante al argumento.

el tamaño. Este resultado sigue siendo válido para el caso de más de un banco, y no depende de la estructura de concentración de esta industria. Por lo tanto, bajo este marco, el riesgo sistémico es esencialmente reducido a cero si los bancos tienen una cartera lo suficientemente diversificada.

Tal como señala Haubrich (1998), este resultado se debe simplemente a la Ley de Grandes Números. Si la cartera de los bancos puede expresarse de este modo estilizado, grandes números lleva a concluir que la probabilidad de quiebra debiera estar negativamente correlacionada con tamaño.

La evidencia empírica a favor de esta hipótesis es abundante en el caso norteamericano. Por ejemplo, aunque Boyd y Runkle (1993) estudian la relación entre tamaño y desempeño para una muestra de bancos grandes, los resultados reportados en sus cuadros 2 y 3 pueden asociarse con una relación negativa entre tamaño y riesgo. A su vez Demsetz y Strahan (1995) demuestran que el efecto de la mayor diversificación de cartera de los bancos grandes a partir de 1991, resultó en una disminución mayor de su riesgo. Por su parte, Craig y dos Santos (1997) analizan el efecto de 256 fusiones y adquisiciones, y muestran que los bancos resultantes tienen menor probabilidad de quiebra y reducen su volatilidad. Finalmente, Strahan (1999) presenta evidencia respecto de la calidad de la cartera de los bancos y su relación con tamaño.

2. Riesgo y Tamaño no están Correlacionados

Uno de los principales argumentos que conducen a una asociación negativa entre riesgo y tamaño se encuentra en la diversificación de cartera. El ejemplo que motiva esta conclusión se apoya en el supuesto que el único riesgo que los bancos deben diversificar es un riesgo idiosincrásico a cada proyecto. A su vez, se asume que el *shock* a la rentabilidad de un proyecto era independiente del de otro. A continuación se evalúa el efecto que tendría la incorporación de un riesgo agregado.

La única diferencia respecto de la especificación presentada anteriormente, es que se permite la presencia de riesgo agregado que es común a todos los proyectos de inversión, por lo que el retorno de cada proyecto depende ahora no sólo de un *shock*

idiosincrásico, sino también de uno agregado (v). Formalmente, se define Y_j como:

$$Y_j = \mu + \varepsilon_j + v; \quad v \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_v^2) \quad (4)$$

por lo que en este caso se obtiene:

$$\Pr(Y < D) = \Pr(\bar{y} < d) = \Pr\left(w < \frac{\sqrt{n}(d - \mu)}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + n\sigma_v^2}}\right) \quad (5)$$

donde $\bar{y}$ se define como antes. Utilizando argumentos asintóticos convencionales se tiene (E. Amemiya, 1985):

$$w = \frac{\sqrt{n}(\bar{y} - d)}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + n\sigma_v^2}} \xrightarrow{D} N(0, 1)$$

Por lo tanto:

$$0 < \lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(Y < D) = \Phi\left(\frac{d - \mu}{\sigma_v}\right) < \frac{1}{2} \quad (6)$$

donde Φ corresponde a la función de distribución acumulada de una normal estándar.

De este modo, a pesar que la probabilidad de quiebra continúa siendo una función decreciente del tamaño del banco, la diversificación de cartera no es capaz de eliminar el riesgo no-diversificable (riesgo agregado). Por ello, si la volatilidad del riesgo agregado es lo suficientemente grande, resultaría difícil observar una relación inversa entre riesgo y tamaño. Sin embargo, es importante destacar, que a pesar que la relación negativa entre riesgo y tamaño se debilita ante la presencia de riesgo agregado, ésta nunca desaparece. A su vez, como en el caso en el que sólo existen *shocks* idiosincrásicos, el nivel de concentración de la industria no se encuentra asociado a la probabilidad de quiebra.

Para el caso norteamericano, Demsetz y Strahan (1995) no encuentran una relación estadísticamente significativa entre tamaño y riesgo para una muestra de bancos si se toma en cuenta información anterior a 1991, pero tal como se señalara previamente, a partir de ese año la evidencia sugiere una relación inversa entre estas variables.

3. Riesgo y Tamaño están Negativamente Correlacionados

Puesto que el motivo de diversificación inequívocamente predice que los bancos grandes tienen una menor probabilidad de quiebra, una asociación positiva entre riesgo y tamaño debe motivarse por otro argumento. Éste puede encontrarse en la literatura correspondiente a los seguros de depósitos.

En términos simples, en esta literatura se sostiene que gracias a la presencia de seguros a los depósitos (típicamente provistos por el gobierno), los bancos asegurados incrementan la probabilidad de quiebra debido a que la garantía actúa como un seguro que les permite asumir proyectos más riesgosos. Debido a que el seguro es provisto independientemente de su tamaño, no es obvio que los bancos grandes aumenten su riesgo de un modo distinto a los bancos pequeños, por lo que debe haber algo más que permita alcanzar la asociación positiva que se busca.

Esta asociación puede encontrarse apoyándose en una variante del argumento de “*too big to fail*”, que considera que el subsidio es implícita o explícitamente mayor para bancos más grandes, porque se supone que su quiebra tendría efectos de primer orden en la estabilidad del sistema financiero. Debido a esta asimetría, los bancos grandes serían percibidos como más seguros por parte de los depositantes. Una vez que éstos internalizan la presencia de este subsidio, ellos serían más propensos a incrementar su exposición al riesgo.⁵

Dado este incentivo, las agencias reguladoras frecuentemente trasladan esta asimetría a sus esfuerzos de monitoreo de la cartera de los bancos mediante regulaciones más rígidas para instituciones más grandes. Por ello, que la asimetría del subsidio

incrementa el riesgo de los bancos más grandes depende, cuando menos en parte, de la voluntad del regulador.⁶ De este modo, no es claro que la fusión de dos bancos, que ya eran considerados como grandes, aumenten la exposición al riesgo del banco resultante, a no ser que la regulación se lo permita. Cuando menos para el caso chileno, éste no parece ser el caso. Un hecho adicional, para ser considerado en el caso chileno, es que uno de los bancos involucrados en la posible fusión corresponde a una franquicia internacional (Banco Santander). En este caso podría presentarse un argumento no sólo a favor de una diversificación internacional de la cartera del banco resultante, sino también una variante del argumento “muy pequeño para dejar caer” (“*too small to let it fail*”) que puede construirse del siguiente modo: Las operaciones en Chile del *holding* internacional son comparativamente pequeñas para la escala del banco, a pesar de ello, consideraciones de reputación de permitir la quiebra de la institución en Chile pueden tener efectos de primer orden para el conglomerado. Demsetz *et al.* (1997) presenta evidencia empírica para el caso norteamericano que muestra que bancos con franquicia son menos riesgosos.

Conforme a las consideraciones presentadas, no debe sorprender al lector que no exista evidencia empírica que apoye la hipótesis de una relación directa entre riesgo y tamaño. De hecho, resultados tales como los de Craig y dos Santos (1997) para el caso de fusiones y adquisiciones en EE.UU., muestran que la exposición al riesgo de las instituciones resultantes decreció o su mantuvo constante.⁷

Esta sección nos muestra que desde un punto de vista teórico, la relación entre tamaño y riesgo es ambigua. A continuación, se analiza si alguna de estas hipótesis tiene mayor respaldo empírico para el caso chileno.

III. DATOS Y RESULTADOS EMPÍRICOS

Para poder evaluar empíricamente la naturaleza de la relación entre tamaño, concentración y riesgo en el sistema bancario chileno es necesario elegir variables que las aproximen. Si bien resulta estándar el escoger al (logaritmo del) nivel de activos o préstamos realizados por un banco como medida de su tamaño, no existe consenso respecto a cuál debiese ser la variable que mida riesgo. En este estudio se

⁵ Dewatripont y Tirole (1994), Freixas y Rochet (1998) y Walsh (1998) presentan argumentos formales a este respecto.

⁶ Un argumento que suele esgrimirse en contra de la concentración bancaria tiene que ver con economía política, donde se sugiere que la presencia de bancos grandes puede influir a la regulación, supervisión y aun a la política monetaria. Es importante destacar que la concentración bancaria en Chile es relativamente baja para estándares internacionales (Levine, 2000) por lo que, de ser cierto, este argumento debiera observarse con mayor fuerza en países con mayor concentración. No conocemos de evidencia en cualquier sentido a este respecto.

⁷ Más detalles respecto a la relación entre fusiones y adquisiciones y riesgo sistémico para el caso norteamericano se encuentran en Berger *et al.* (1999).

utiliza el logaritmo del nivel de préstamos realizados por un banco en cada período como una medida de su tamaño (expresando esta variable por y). Como *proxies* de concentración se utiliza tanto el índice de Herfindahl (H) como la participación de cada banco en los préstamos totales (expresando esta variable por S).

Los estudios empíricos privilegian la utilización de volatilidades en retornos de acciones o activos como medidas de riesgo (Boyd y Runkle, 1993; Demsetz y Strahan, 1995; Craig y dos Santos, 1997). Lamentablemente esta información no está disponible en el caso chileno, debido a que buena parte de las acciones de los 29 bancos existentes no se transan. A su vez, para poder utilizar una medida de variabilidad en retornos se requiere construir indicadores promedio por banco para realizar inferencia sobre la base de datos de corte transversal. Considerando que el número de bancos existentes en Chile es bastante reducido, ésta puede no ser una práctica recomendable.

Teniendo en cuenta estas limitaciones, este estudio utiliza dos indicadores de riesgo *ex-post*: La primera se define como la razón entre préstamos vencidos y préstamos totales (P), mientras que la segunda corresponde al promedio de calificación de riesgo que obtuvo un banco por parte de las agencias clasificadoras de riesgo (se expresa esta variable por R). Estas medidas deben considerarse como complementarias, puesto que la primera nos presenta una medida objetiva *ex-post* del riesgo asumido por un banco, en tanto la segunda, una evaluación privada del riesgo y desempeño de los bancos.⁸ En todos los casos, mayores niveles de P o R implicarían mayor riesgo.⁹

La base de datos consta de indicadores mensuales desde enero de 1989 hasta marzo del 2000, contruidos con información pública recopilada de los boletines de *Información Financiera*, publicados por la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras.¹⁰

Una vez que se cuenta con las series que serán utilizadas, resta por definir la metodología mediante la cual se evaluará la naturaleza de la relación entre tamaño, concentración y riesgo. Dadas las características de nuestra base de datos, se realizan ejercicios econométricos a distintos niveles y se evalúa si emerge algún patrón consistente.

- a) Se pueden emplear observaciones de corte transversal para un período determinado (o promedio muestral) para obtener indicadores de tamaño, concentración y riesgo de cada banco. Un problema obvio con este enfoque es que debido al tamaño de nuestra muestra (29 bancos), *shocks* idiosincrásicos a determinados bancos pueden hacernos imputar una relación causal entre riesgo y tamaño.
- b) Se puede utilizar información de series de tiempo mediante la agregación de bancos en cada período para construir medidas de riesgo, tamaño y concentración. El problema con este enfoque es que ahora es posible imputar relaciones causales que en realidad se deben a *shocks* agregados. Un ejemplo trivial al respecto se encuentra en la influencia del ciclo económico.
- c) Un tercer enfoque, en principio robusto a las críticas descritas previamente, es el de utilizar datos de panel. En este caso se puede combinar la riqueza proveniente de la heterogeneidad de los bancos con aspectos dinámicos de especificaciones de series de tiempo.

Los gráficos 2 y 3 muestran distintas asociaciones para los tres tipos de bases de datos y dos medidas distintas de riesgo. A su vez, en ellos se presenta un test informal para evaluar la correlación entre distintas medidas de riesgo, tamaño y concentración. Para el caso de series en corte transversal se observa que en general no existe un patrón robusto entre las variables, mientras que cuando se toma información de series de tiempo, todas las medidas de riesgo están positivamente correlacionadas con el indicador de concentración.¹¹ Por su parte, una asociación

⁸ Un árbitro pide reconocer que esta última medida puede estar influida por el tamaño de los bancos, en el sentido de que los bancos más grandes pueden ejercer presiones sobre las agencias clasificadoras. De ser cierto, los resultados que se encuentren podrían estar sesgados en la dirección de apoyar una correlación negativa entre riesgo y tamaño.

⁹ Una tercera medida que se utilizó en versiones preliminares corresponde a la razón entre cheques protestados a cheques totales. A pesar de que los resultados reportados posteriormente no cambian utilizando esta medida, decidimos no reportarla, pues ésta puede no estar midiendo riesgo de un banco en un sentido estricto.

¹⁰ El Anexo describe formalmente la metodología utilizada para la construcción de las series.

¹¹ Es importante destacar que hasta 1996 el banco dominante no era privado (Banco del Estado). Esta asociación se debilita, aunque no desaparece, si se lo excluye de la muestra.

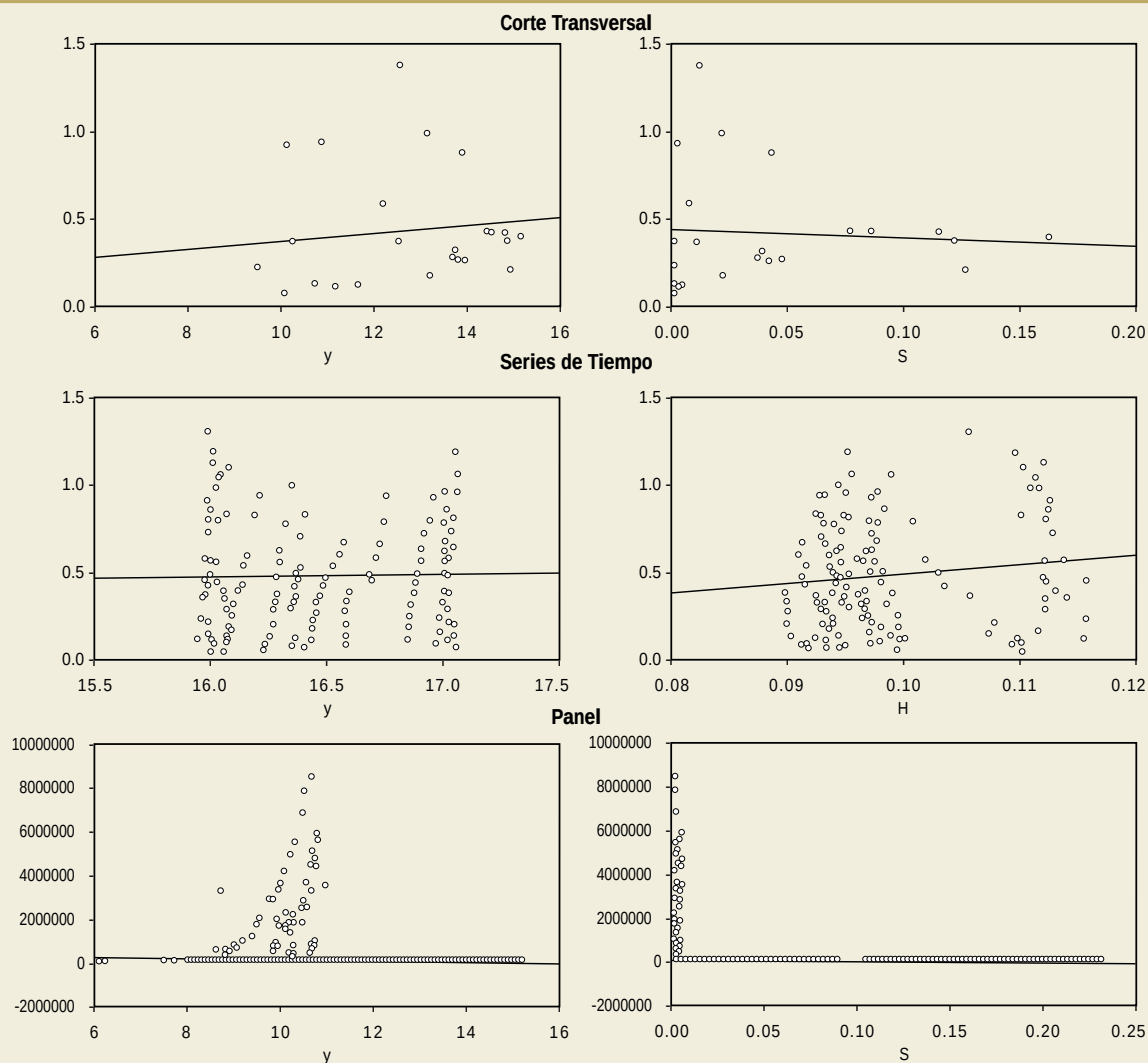
negativa y robusta entre tamaño y riesgo se encuentra con información de series de tiempo y el indicador R ; coherente con la asociación. Una relación no lineal (cuadrática) entre riesgo y tamaño es consistente con Calem y Rob (1996) y puede motivarse con una

¹² Arrau y Chumacero (1998) encuentran una relación no lineal entre tamaño y desempeño de los fondos de pensiones en Chile. Sin embargo, en su caso, esa relación se encuentra con datos de panel y puede ser motivada por regulaciones explícitas en ese sector.

combinación de los argumentos esgrimidos en la sección previa.¹² Esto es, que la relación inversa puede motivarse por un argumento de diversificación de cartera para bancos pequeños y medianos, para que luego de un nivel surja una correlación positiva motivada por el problema de riesgo moral (*moral hazard*), implícito en la literatura de seguros de depósitos. Nótese, sin embargo, que si esta relación es consistente con los datos, debiera estar también

GRÁFICO 2

Tamaño, Concentración y Riesgo (1989:01 – 2000:03)



Notas: P se encuentra en el eje vertical (razón entre préstamos vencidos y préstamos totales). En corte transversal se presentan datos de abril de 1999 de P, y (log de préstamos totales) y S (participación de cada banco en los préstamos totales). Para los datos de series de tiempo se reportan agregados mensuales de cada variable en la muestra. Los datos de panel corresponden a observaciones mensuales por banco. El Anexo describe con mayores detalles la construcción de cada serie. Todos los gráficos incluyen la línea correspondiente a una regresión simple entre estas variables.

presente cuando se consideran datos de corte transversal, cosa que no acontece.

Finalmente, no existe ningún patrón robusto una vez que se combinan observaciones por banco en cada período. De hecho, las correlaciones encontradas con datos de panel no son estadísticamente significativas, tanto para tamaño como para concentración.

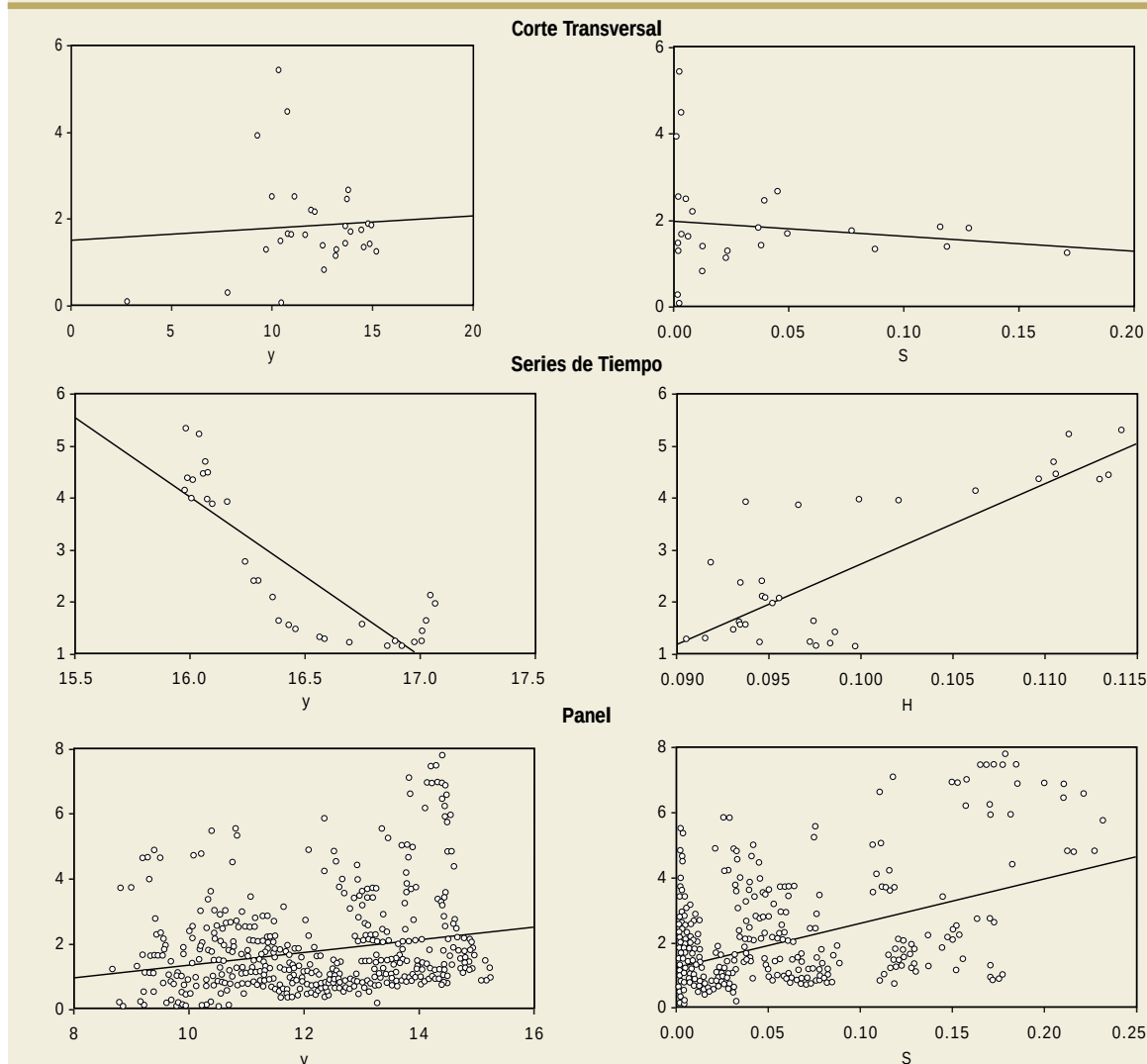
Debido a que tanto desde un punto de vista teórico

como en términos de correlaciones simples no se encuentra ninguna asociación robusta entre tamaño, concentración y riesgo, utilizamos ahora técnicas econométricas más formales para evaluar si existe alguna relación robusta entre las variables indicadas. Para ello, se estiman modelos del tipo:

$$z_{i,t} = \alpha_i + \beta y_{i,t} + \gamma^2_{i,t} + \delta c_{i,t} + \theta' x_{i,t} + \rho z_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

GRÁFICO 3

Tamaño, Concentración y Riesgo (1989:01 – 2000:03)



Notas: R se encuentra en el eje vertical (clasificación de riesgo). En corte transversal se presentan datos de febrero de 1999 de R, y (log de préstamos totales) y S (participación de cada banco en los préstamos totales). Para los datos de series de tiempo se reportan agregados mensuales de cada variable en la muestra. Los datos de panel corresponden a observaciones mensuales por banco. La frecuencia de R es generalmente trimestral. El Anexo describe con mayores detalles la construcción de cada serie. Todas las figuras incluyen la línea correspondiente a una regresión simple entre estas variables.

CUADRO 1

Resultados Econométricos

Variable Dependiente	Tamaño		Concentración		Estadístico			Tipo
	y	y ²	S	H	N	R ²	DW	
P	0.027	-0.001	0.211		25	0.12		CS
	(0.018)	(0.001)	(0.178)					
	-0.558	0.016		0.480	123	0.98	1.71	TS
	(0.228)	(0.007)		(0.249)				
	-0.005	0.001	-0.026	0.157	3557	0.97	1.86	FE
	(0.004)	(0.001)	(0.021)	(0.146)				
R	0.615	-0.031	1.259		28	0.43		CS
	(0.339)	(0.020)	(4.593)					
	-0.528	0.017		-0.718	33	0.97	2.05	TS
	(0.308)	(0.015)		(0.400)				
	-0.222	0.003	-0.546	20.548	767	0.88	1.99	FE
	(0.109)	(0.005)	(0.613)	(12.017)				

Notas: CS = Corte Transversal. TS = Series de Tiempo. FE = Panel (Efectos Fijos). Desviaciones estándar entre paréntesis. En CS las desviaciones estándar se computaron utilizando la matriz de varianzas y covarianzas de White. En TS las desviaciones se calculan utilizando la matriz de varianzas y covarianzas HAC de Newey-West. En FE los coeficientes y desviaciones se estiman utilizando Mínimos Cuadrados Generalizados Admisibles. En TS y FE se incluyeron, además, la tasa de crecimiento del IMACEC, inflación y la tasa de interés real activa, además de un rezago de la variable dependiente, en cuyos casos los parámetros y desviaciones corresponden a los valores de largo plazo. N = Número de observaciones. R² = R² corregido. DW = Durbin-Watson.

donde z es una medida de riesgo (P o R), c una medida de concentración (que puede ser S o H) y x un vector de variables “exógenas” (tasa de crecimiento del IMACEC, inflación y tasa de interés real activa). La especificación está descrita para ser consistente con las estimaciones de datos de panel (en los que se imponen efectos fijos) y puede considerarse como un caso general de las especificaciones utilizadas con datos de corte transversal y de series de tiempo. En el primer caso, se ignora el primer rezago de la variable dependiente y se excluyen las variables exógenas (que no tienen variación entre bancos). Para el caso de las estimaciones de series de tiempo, se ignora el subíndice i y se construyen agregados de cada variable. Finalmente, nótese que la variable que mide tamaño (y) se incorpora también en forma cuadrática para evaluar la eventual presencia de no linealidades en la relación con riesgo.

El cuadro 1 muestra los resultados de las estimaciones con distintas medidas de riesgo y diferentes frecuencias de observaciones. Si consideramos que P es una medida adecuada de riesgo *ex-post*, se concluye que independientemente de si se evalúan los resultados de corte transversal, series de tiempo o panel, el nivel de concentración no presenta ninguna relación estadísticamente significativa con riesgo. Lo mismo puede decirse respecto a la

asociación con tamaño (tanto en su forma lineal como cuadrática) cuando se evalúan los resultados de corte transversal o panel. Éste no es, sin embargo, el caso para modelos de series de tiempo, donde aparece un patrón de U , tal como en los gráficos 2 y 3. A pesar de ello, dados los valores puntuales estimados, el valor de y que minimiza esta función es mayor que el máximo observado en la muestra. Por lo tanto, si el patrón U está presente, la evidencia sugiere que para todo propósito práctico, los valores de la muestra son más consistentes con una relación inversa entre tamaño y riesgo, lo que también lo es con los resultados obtenidos con datos de panel.

Los resultados son bastante similares si se considera R como la medida relevante de riesgo, donde la evidencia sugiere o ninguna relación estadísticamente significativa o una relación marginalmente negativa (en el modelo de panel).

IV. COMENTARIOS FINALES

La posible fusión de dos de los bancos más grandes en Chile ha originado un fuerte debate respecto a su conveniencia. Se aduce que mayores niveles de concentración incrementarían de modo significativo el riesgo agregado (sistémico) de la industria bancaria. Implícitamente se supone que las actitudes frente al

riesgo estarían positivamente correlacionadas con el tamaño de los bancos, y que las provisiones existentes en la regulación chilena no serían suficientes para prevenir un aumento en el riesgo agregado. Este trabajo explora tanto desde del punto de vista teórico como empírico la validez de esta aseveración.

Utilizando diversas medidas de riesgo y distintas técnicas econométricas, estos resultados sugieren que o no existe ninguna relación estadísticamente significativa entre tamaño y riesgo, o que de haberla ésta es negativa. A su vez, tampoco se encuentra evidencia de una relación consistente entre concentración y riesgo.

Se concluye, por tanto, que si existen objeciones para permitir un aumento en el nivel de concentración en el sistema bancario, las razones deben buscarse en otra parte.

REFERENCIAS

- Amemiya, T. (1985). *Advanced Econometrics*. Harvard University Press.
- Arrau, P. y R. Chumacero. (1998). "Tamaño y Desempeño de los Fondos de Pensiones en Chile." *Cuadernos de Economía* N° 105: 205-35.
- Berger, A., R. Demsetz, y P. Strahan (1999). "The Consolidation of the Financial Services Industry: Causes, Consequences, and Implications for the Future." *Journal of Banking and Finance* 23(2-4): 135-94.
- Boyd, J. y S. Graham (1996). "Consolidation in U.S. Banking: Implications for Efficiency and Risk." Documento de Trabajo N° 572. Banco de la Reserva Federal de Minneapolis.
- Boyd, J. y D. Runkle. (1993). "Size and Performance of Banking Firms." *Journal of Monetary Economics* 31: 47-67.
- Calem, P. y R. Rob (1996). "The Impact of Capital-Based Regulation on Bank Risk-Taking: A Dynamic Model." *Manuscrito*. Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Craig, B. y J. C. dos Santos (1997). "The Risk Effects of Bank Acquisitions." *Economic Review* 33(2): 25-35. Banco de la Reserva Federal de Cleveland.
- Demsetz, R., M. Saidenberg, y P. Strahan (1997). "Agency Problems and Risk Taking at Banks." Documento de Trabajo. Banco de la Reserva Federal de Nueva York.
- Demsetz, R. y P. Strahan (1995). "Historical Patterns and Recent Changes in the Relationship between Bank Holding Company Risk and Size." *Economic Policy Review* 2(2): 1-14. Banco de la Reserva Federal de Nueva York.
- Dewatripont, M. y J. Tirole (1994). *The Prudential Regulation of Banks*. The MIT Press.
- Freixas, X. y J. C. Rochet (1998). *Microeconomics of Banking*. The MIT Press.
- Fuentes, R. y M. Basch (1998). "Determinantes de los Spreads Bancarios: El Caso de Chile." Documento de Trabajo N° 155. Departamento de Economía. Universidad de Chile.
- Haubrich, J. (1998). "Bank Diversification: Laws and Fallacies of Large Numbers." *Economic Review* 34(2): 2-9. Banco de la Reserva Federal de Cleveland.
- Levine, R. (2000). "Bank Concentration: Chile and International Comparisons." Documento de Trabajo N° 62, Banco Central de Chile.
- Strahan, P. (1999). "Borrower Risk and the Price and Nonprice Terms of Bank Loans." Documento de Trabajo. Banco de la Reserva Federal de Nueva York.
- Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras. (Varios Números). *Información Financiera*.
- Walsh, C. (1998). *Monetary Theory and Policy*. The MIT Press.

ANEXO

Los resultados empíricos se derivan de observaciones de corte transversal, series de tiempo y datos de panel utilizando diversas variables que pretenden aproximar tamaño, concentración y riesgo. En este Anexo se describe la metodología utilizada para construir estas series. De no decirse lo contrario, todas las variables se construyeron sobre la base de datos publicados en *Información Financiera* por la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras.

Las series utilizadas para la construcción de todas las variables son: $Y_{i,t}$ que denota al valor de los préstamos otorgados por el banco i en el período t (deflactados por el IPC), $D_{i,t}$ que denota al valor de los préstamos vencidos en el banco i en el período t (deflactados por el IPC) y $r_{i,t}$ corresponde a la calificación de riesgo recibida por el banco i en el período t .

Las demás series fueron obtenidas del Banco Central de Chile y corresponden a: variaciones de 12 meses en el IMACEC, variaciones de 12 meses en el IPC y al promedio de las tasas activas reales de interés.

Construcción de las Series			
	Corte Transversal	Series de Tiempo	Panel
Tamaño (y)	$y_t = \ln(Y_{i,t})$	$y_t = \ln\left(\sum_i Y_{i,t}\right)$	$y_{i,t} = \ln(Y_{i,t})$
Concentración (S)	$S_i = \frac{Y_{i,t}}{\sum_i Y_{i,t}}$		$S_{i,t} = \frac{Y_{i,t}}{\sum_i Y_{i,t}}$
Concentración (H)		$H_t = \sum_i (S_{i,t})^2$	$H_t = \sum_i (S_{i,t})^2$
Riesgo(P)	$P_i = \frac{D_{i,t}}{Y_{i,t}}$	$P_t = \frac{\sum_i D_{i,t}}{\sum_i Y_{i,t}}$	$P_t = \frac{D_{i,t}}{Y_{i,t}}$
Riesgo(R)	$R_i = r_{i,t}$	$R_t = \sum_i r_{i,t} S_{i,t}$	$R_{i,t} = r_{i,t}$