

## COMPETENCIA EN EL MERCADO BANCARIO CHILENO: MODELO PANZAR-ROSSE

Yarela Flores Arévalo

Doctora en Economía (2012, Pontificia Universidad Católica-Chile), Magister en Economía de Recursos Naturales y del Medio Ambiente (2002, Universidad de Concepción-Chile) e Ingeniero Comercial (1994, Universidad de Concepción-Chile)

### Resumen

La banca mundial enfrenta profundos cambios generados por la globalización, el cambio tecnológico y la desregulación, ocasionando en muchos países un importante aumento de la concentración del mercado. Esta situación preocupa por su eventual impacto en la competencia, en el acceso al crédito a tasas competitivas, y en el desarrollo económico y social. Los “*policy-makers*” enfrentan el desafío de estimar con exactitud el poder de mercado, sin conocer con precisión el costo marginal, debiendo recurrir a métodos indirectos. Este trabajo estima el poder de mercado de la banca de Chile a través del test H de Panzar y Rosse con datos a nivel de firmas entre 1990-2007. Se encuentra que el H estadístico varía entre 0.52 y 0.63 siendo siempre altamente significativo, esto permite concluir que en el mercado bancario chileno hay competencia monopolística en el período estudiado, lo que es consistente con otros estudios de Panzar-Rosse para Chile efectuados para otros períodos. Se observa además que la desregulación que enfrentó a fines de los noventa no afectó los niveles de competencia de la industria de acuerdo al test H.

Palabras claves: Poder de mercado, método de Panzar-Rosse, industria bancaria

JEL: L1, L13, L11, G21, C32, E44, C1

### **Abstract**

World banking faces profound changes generated by globalization, technological change and deregulation, causing in many countries a significant increase in market concentration. This situation worries about its eventual impact on competition, on access to credit at competitive rates, and on economic and social development. Policy-makers face the challenge of accurately estimating market power, without precisely knowing the marginal cost, having to resort to indirect methods. This work estimates the market power of Chilean banks through the Panzar and Rosse H test with data at the firm level between 1990-2007. It is found that the statistical H varies between 0.52 and 0.63, being always highly significant, this allows to conclude that in the Chilean banking market there is monopolistic competition in the period studied, which is consistent with other studies by Panzar-Rosse for Chile carried out for other periods. It is also observed that the deregulation that it faced at the end of the nineties did not affect the levels of competition in the industry according to the H test.

## Introducción

En las últimas décadas varios países han enfrentado un proceso dinámico de consolidación en la industria bancaria, un sector particularmente relevante por su rol de intermediador y su papel clave como transmisor de la política monetaria. Aspectos como la globalización, cambio tecnológico y desregulación de los mercados de capitales han transformado fuertemente la banca a nivel mundial. Producto de lo anterior, se ha generado un proceso continuo de fusiones y adquisiciones, lo que ha gatillado una reducción generalizada en el número de bancos, tanto en la mayoría de los países industrializados como en las economías en desarrollo como las de Latino América. Por ejemplo, entre los 15 bancos miembros de la Unión Europea [EU15], el número de bancos cayó desde 12.315 a 7.300 entre 1985 y 2004 [Goddard et al., 2007].

En América Latina, ha existido una gran cantidad de fusiones incentivadas por las crisis financieras y por el endurecimiento de la legislación del sector [Bikker et al., 2002]. Además, se ha experimentado un acelerado proceso de concentración, pese a que la participación de los bancos extranjeros más que se duplicó en muchos países de la región en los últimos 25 años. Esta mayor concentración ha tendido a la formación de grandes conglomerados financieros internacionales [Levy Yeyati et al. (2007), Goddard et al. (2007)] con crecientes posiciones en Latinoamérica. Estos son atraídos por las altas utilidades logradas y el ascendente potencial de negocios y de bancarización de las economías latinoamericanas. En varios países de Latinoamérica se observa esta tendencia con gran preocupación, pues una eventual baja competencia en el sector bancario podría tener graves efectos negativos para economías en desarrollo, especialmente si se traduce en limitaciones o mayores costos de acceso al crédito que mueve tanto a la industria como al consumo. Sin embargo, no existe sustento teórico que establezca una relación directa entre mayor concentración (en sus diversas medidas C3, C5 o el índice Herfindahl-Hirschman, IHH) y una menor competencia, y la mayoría de los estudios que sugieren esta relación obedecen a la antigua “*structure-conduct-performance (SCP) paradigm*” [Perloff et al., 2007], cuyos cuestionamientos le han restado toda validez.

Una medida simple y directa para establecer el grado de competencia en una industria es la desviación de los precios respecto de los costos marginales de proveer el

servicio. Lamentablemente, en la industria bancaria el costo marginal no es observable, pues se trata de un mercado multi-producto y cada vez más complejo, donde parte importante de los costos son compartidos, y el costo marginal asociado a un producto depende de la asignación arbitraria que realiza el investigador, especialmente para créditos pequeños, planteando el desafío a los “*policy-makers*” de medir con exactitud el ejercicio del poder de mercado bajo este contexto.

Las medidas indirectas de poder de mercado preferidas por la literatura internacional son el parámetro de conducta de Bresnahan (1982) y Lau (1982) [CPM] y el estadístico H de Panzar and Rosse (1987) [PR]. Estos hacen inferencias sobre la estructura competitiva de la industria, utilizando estimaciones de modelos teóricos reducidos con fundamentos microeconómicos. A partir de observaciones de la conducta de las firmas (precios y cantidades), entregan estimaciones de parámetros que caracterizan diversos regímenes de competencia, en línea con la Nueva Organización Industrial Empírica (NEIO por su sigla en inglés).

En Chile el número de bancos se ha reducido en un 40% desde la crisis financiera de 1982, debido principalmente a un proceso de consolidación, donde los bancos más pequeños han sido absorbidos por bancos más grandes. Esta creciente concentración de la industria puede observarse con un notable aumento de los índices de concentración C4 y Herfindahl-Hirschman (HHI), especialmente en los años 1997 y 2002. Desde entonces los cuatro bancos de mayor tamaño suman más de un 65% de la participación de mercado en términos de colocaciones, mientras que los dos más grandes alcanzaron el control de cerca del 50% de las colocaciones, acrecentando la preocupación por el eventual aumento de los spreads. Hubo un importante cambio de Ley a fines de 1997 que flexibiliza el funcionamiento de los bancos, bajando las barreras de entrada a la industria<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> En noviembre de 1997 se publica la Ley N° 19.528 que, entre otras, introduce modificaciones a la legislación bancaria. Los cambios más importantes llevan a establecer normas sobre el otorgamiento de licencias y autorizaciones de participaciones significativas en la actividad bancaria. En concreto, la nueva ley implica una ampliación de las operaciones permitidas a los bancos, y le da facultades a la Superintendencia para efectuar una supervisión preventiva. Esto último permitió que la crisis asiática que comienza a fines de 1997 no afecte al

Este trabajo realiza una estimación del grado de competencia de la industria bancaria chilena usando el test de ingreso Panzar-Rosse (1987). Esta metodología se aplica al mercado de crédito bancario chileno para el período 1990-2007, donde la concentración aumentó ostensiblemente, preocupando a la opinión pública y a los medios.

La estructura de lo que resta de este trabajo es la siguiente. La sección 2, hace una revisión de la literatura internacional y nacional de las aplicaciones del test de Panzar Rosse. La sección 3 presenta el modelo teórico. La sección 4 presenta la especificación empírica. La sección 5 presenta los resultados de las estimaciones, la sección 6 finalmente concluye.

### **Revisión de la Literatura**

La aplicación seminal de la literatura que mide el grado de competencia de la industria bancaria a través de la metodología de Panzar-Rosse es el trabajo de Nathan and Neave (1989) para Canadá y desde entonces se ha acumulado una extensa literatura aplicada a la banca de todo el mundo. En general los estudios de Panzar-Rosse presentan una tendencia en encontrar competencia monopolística en la industria bancaria. Algunos ejemplos de esto son Molyneaux et al. (1994), quienes encuentran competencia monopolística para Francia, España, Alemania, Reino Unido y Claessens and Laeven (2004) quienes también encuentran competencia monopolística para 50 países industrializados y en desarrollo entre 1994-2001.

Numerosos estudios han estimado el grado de competencia en la industria bancaria en Latinoamérica, relacionándolo con efectos específicos de regulaciones u otros cambios estructurales. Dentro de estos se encuentran Levi Yeyati and Micco (2007), Karasulu (2007), y Claessens and Laeven (2004). Todos estos artículos usan el estadístico H de PR para estimar el grado de competencia en forma estática encontrando competencia monopolística generalizada.

---

sistema financiero en forma importante, a diferencia de lo ocurrido en los años 1982-83, esta vez, no hay quiebra de ninguna institución financiera ni tampoco se observa un incremento de los índices de cartera vencida

Los resultados para Chile –una de las economías más desarrolladas y con mejor acceso al crédito de la región– son contradictorios, mientras Levi Yeyati y Micco (2007) sugiere que Chile es el país más competitivo dentro de una muestra de 8 países Latinoamericanos en el período 1993-2003, Karasulu (2007) encuentra que tiene un grado de competencia inferior al promedio de 29 países entre 1995 y 2004. Finalmente, Claessens and Laeven (2004), encuentran que la banca chilena tiene un grado de competencia estadísticamente igual al promedio de la muestra de 50 países desarrollados y en desarrollo en el período 1994-2001.

### **Modelo Teórico de Panzar-Rosse (1987)**

El test de Panzar-Rosse de 1987, es una medida de competencia de la industria cuya premisa es que los bancos emplearán diferentes estrategias de precios como respuesta a cambios en el costo de los insumos dependiendo de la estructura del mercado donde participan. De esta forma se analiza si el cambio en el ingreso total de los bancos presenta la misma u opuesta dirección que cambios en el precio de los insumos. El estadístico  $H$  es calculado econométricamente desde una ecuación de ingreso en forma reducida y mide la suma de las elasticidades del ingreso total respecto al precio de los insumos (costo de fondos, trabajo y capital). El  $H$  representa el cambio porcentual en el ingreso de equilibrio como respuesta de un infinitesimal cambio porcentual en el precio de los insumos usados por la firma. Bajo competencia perfecta donde el producto bancario es considerado sustituto entre los bancos, la firma representativa mantiene su producto constante y aumenta su precio en la misma proporción que los costos medios, en este caso  $H = 1$ .<sup>2</sup> Bajo monopolio u oligopolio perfectamente coludido, un aumento en el precio de los insumos incrementa el costo marginal, reduce el producto de equilibrio, disminuyendo así el ingreso total, en este caso  $H \leq 0$ .

Para obtener la implicancia testeable del equilibrio monopolístico los autores consideran la función de ingresos  $R = R(\mathbf{y}, \mathbf{z})$  donde  $\mathbf{y}$  es el vector de variables de decisión que afectan los ingresos de la firma y  $\mathbf{z}$  es un vector de variables exógenas. Es natural interpretar  $\mathbf{y}$  como el vector de producto, sin embargo, podría representar distintas

---

<sup>2</sup> Shaffer (1983) muestra que el estadístico  $H$  es igual a la unidad para un monopolio natural operando en un Mercado perfectamente contestable.

variables tales como precios, gastos en publicidad o calidad. La función de costos  $C = C(\mathbf{y}, \mathbf{w}, \mathbf{t})$  depende directa o indirectamente de  $\mathbf{y}$ , donde  $\mathbf{w}$  es el vector de los  $m$  precios de factores y  $\mathbf{t}$  es el vector de variables exógenas que afectan los costos. De esta forma los beneficios de un monopolista se pueden expresar como:

$$\pi = R(\mathbf{y}, \mathbf{z}) - C(\mathbf{y}, \mathbf{w}, \mathbf{t}) = \pi(\mathbf{y}, \mathbf{z}, \mathbf{w}, \mathbf{t}) \dots (1)$$

Definamos  $y^0 = \operatorname{argmax}_y \{\pi(\mathbf{y}, \mathbf{z}, \mathbf{w}, \mathbf{t})\}$  y  $y^1 = \operatorname{argmax}_y \{\pi(\mathbf{y}, \mathbf{z}, (\mathbf{1} + \mathbf{h})\mathbf{w}, \mathbf{t})\}$ , donde  $h \geq 0$ . Además, se define  $R^0 = R(\mathbf{y}^0, \mathbf{z}) \equiv R^*(\mathbf{z}, \mathbf{w}, \mathbf{t})$  y  $R^1 = R(\mathbf{y}^1, \mathbf{z}) \equiv R^*(\mathbf{z}, (\mathbf{1} + \mathbf{h})\mathbf{w}, \mathbf{t})$ , entonces:

$$R^1 - C(\mathbf{y}^1, (\mathbf{1} + \mathbf{h})\mathbf{w}, \mathbf{t}) \geq R^0 - C(\mathbf{y}^0, (\mathbf{1} + \mathbf{h})\mathbf{w}, \mathbf{t}) \quad (2)$$

$$R^0 - C(\mathbf{y}^0, \mathbf{w}, \mathbf{t}) \geq R^1 - C(\mathbf{y}^1, \mathbf{w}, \mathbf{t}) \quad (3)$$

Luego, por la homogeneidad lineal de  $C$  en precios de factores, podemos reescribir (2) como:

$$R^1 - (1 + h)C(\mathbf{y}^1, \mathbf{w}, \mathbf{t}) \geq R^0 - (1 + h)C(\mathbf{y}^0, \mathbf{w}, \mathbf{t}) \quad (4)$$

Multiplicamos ambos lados de (3) por  $(1 + h)$  y considerando (4), se obtiene:

$$-h(R^1 - R^0) \geq 0 \quad (5)$$

Dividiendo ambos lados de (5) por  $-h^2$ , se obtiene:

$$(R^1 - R^0)/h = (R^*(\mathbf{z}, (\mathbf{1} + \mathbf{h})\mathbf{w}, \mathbf{t}) - R^*(\mathbf{z}, \mathbf{w}, \mathbf{t}))/h \leq 0 \quad (6)$$

La ecuación (6) es la derivada del ingreso respecto de los precios de factores cuando  $h \rightarrow 0$ . Debido al signo de la derivada, un aumento proporcional en los costos produce una disminución en los ingresos de la firma. Si  $R$  es diferenciable, al tomar el límite de (6) cuando  $h \rightarrow 0$ , se obtiene:

$$\lim_{h \rightarrow 0} (R^*(\mathbf{z}, (\mathbf{1} + \mathbf{h})\mathbf{w}, \mathbf{t}) - R^*(\mathbf{z}, \mathbf{w}, \mathbf{t}))/h = \frac{\partial R^*}{\partial \mathbf{w}} \leq 0 \quad (7)$$

La ecuación (7) se cumple para cada uno de los  $m$  precios de factores. Si se multiplica por  $w_i/R^*$  y se suma el precio de factores, se obtiene la definición de  $H$ :

$$H^* = \sum w_i \frac{\partial R^*}{\partial w_i} / R^* \leq 0 \quad (8)$$

Es decir, para un monopolista la suma de las elasticidades precio de factores de la forma reducida del ingreso total debe ser no-positiva. El estadístico-H representa el cambio porcentual en los ingresos de equilibrio si todos los precios de factores cambian un uno por ciento. De la dualidad del problema de optimización de las firmas sabemos que un aumento de un uno por ciento en precios de factores lleva a un aumento de un uno por ciento de todas las curvas de costos de las firmas, por lo que podemos replantear  $H^*$  como el efecto en los ingresos del monopolista si los costos aumentan en un uno por ciento. De esta forma, la estimación de H permite mover curvas de costos de forma implícita, disponiendo solamente de datos de insumos  $w$  y/o de producto  $y$ .

Entonces este estadístico no puede ser positivo en el caso de un monopolista maximizador de beneficios, por lo que un análisis empírico que obtenga un H estimado significativamente mayor que cero permitirá rechazar la hipótesis de que las firmas actúan como monopolistas o firmas que actúan en forma independiente, donde los ingresos de las firmas no dependen de las decisiones de los actuales o potenciales rivales. Es importante notar que en este caso no se ha hecho ningún supuesto respecto del equilibrio de largo plazo, sólo ha bastado la hipótesis de maximización de beneficios.

Los autores muestran que si las firmas enfrentan una demanda con elasticidad precio constante ( $\epsilon > 1$ ) y una tecnología Cobb-Douglas, el estadístico  $H$  es igual a  $\epsilon - 1$ , pudiendo ser interpretado como el inverso del grado de poder monopólico o como una medida del grado de competencia, donde el índice de Lerner se expresa  $L = \epsilon - 1/\epsilon = H/H - 1$  [Shaffer, 1983]. Esta especificación no necesita la estimación de la función de costos marginal, sólo requiere cambio en los costos en el agregado. Los datos necesarios para realizar esta prueba son encontrados generalmente en los estados financieros de las firmas.

La Tabla 1 presenta un resumen de la interpretación de los parámetros bajo ambas metodologías BL y PR usadas en este estudio.



**Tabla 1 Resumen de las Metodologías**

Panzar-Rosse		Variación Conjetal	
Test de Competencia		Test de Competencia	
<b>H ≤ 0</b>	Monopolio. Equilibrio Monopólico: cada banco opera en forma independiente como bajo la condición de maximización de beneficios de un monopolista (H es una función decreciente de la elasticidad de la demanda percibida) o cartel perfecto.	<b>λ = 0</b>	Competencia perfecta, firmas tomadoras de precios (P=CMg)
<b>0 &lt; H &lt; 1</b>	Competencia monopolística: Equilibrio de libre entrada	<b>0 &lt; λ &lt; 1</b>	Algún grado de oligopolio o Competencia a la Cournot, con 1/λ de firmas simétricas
<b>H = 1</b>	Competencia perfecta o monopolio natural en un mercado perfectamente contestable o una firma maximizadora de beneficios sujeta a una restricción competitiva (P=CMg)	<b>λ = 1</b>	Colusión Perfecta
<b>Test de Equilibrio</b> (Variable dependiente es rentabilidad)			
<b>He &lt; 0</b>	Desequilibrio		
<b>He = 0</b>	Equilibrio		

Fuente: Rosse and Panzar (1987), Bresnahan and Lau (1982), Shaffer (1983), Vesala (1995), Nathan and Neave (1989) y Bikker and Haaf (2002)

### 1. Especificación Empírica del Modelo Panzar-Rosse (1987)

Derivamos el estadístico H usando la siguiente especificación de la forma reducida de los ingresos para el panel de bancos de la industria chilena.

$$\ln TI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln W1_{it} + \alpha_2 \ln W2_{it} + \alpha_3 \ln W3_{it} + \alpha_4 \ln Cap_{it} + \alpha_5 \ln PRES_{it} + \sum_j \delta_j M_{jt} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Donde el subíndice  $i$  representa el banco y  $t$  el tiempo con una frecuencia semestral. La variable  $TI$  corresponde al total de ingresos por concepto de intereses más comisiones dividido por activos totales. La forma de tratar la variable dependiente es similar a Molyneaux et al. (1994), Bikker and Haaf (2002, p. 9196) y Delis et al. (2008). La variable  $W_1$  es el costo de fondo, calculado como el gasto por intereses dividido por el total de fondos,  $W_2$  corresponde al precio del trabajo, se calcula como el gasto del personal sobre el total de activos puesto que no se cuenta con el número de trabajadores a nivel de firmas,  $W_3$  es el precio (aproximado) por unidad del capital físico, calculado como el gasto en activos fijos dividido en el total de activos fijos (los gastos de activos fijos son gastos de administración, depreciaciones, amortizaciones y castigos).  $Cap$  y  $Pres$  son factores exógenos específicos a cada banco, corresponden a la tasa de capital y reservas sobre los activos y la tasa de préstamos sobre activos, respectivamente. Se hicieron pruebas con la incorporación de otros controles específicos a cada institución financiera como caja sobre activos, provisiones sobre activos y logaritmo de los activos para reflejar la liquidez, riesgo y tamaño de cada banco, respectivamente<sup>3</sup>. No se observan diferencias importantes en los resultados por lo que se decidió limitar la cantidad de variables explicativas de tal forma de tener un modelo parsimonioso y evitar la presencia de multicolinealidad.  $M_{jt}$ , es un conjunto de factores comunes a todos los bancos que varían en el tiempo, básicamente son variables macroeconómicas como la tasa de inflación y la tasa de referencia de US [ver Levy Yeyati and Micco, 2007]. El uso de logaritmos es la forma habitual de tratar esta ecuación en la literatura debido a que mejora la bondad de ajuste y se reduce el riesgo de sesgo de simultaneidad. Definimos el H estadístico como:  $H = \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$

Para el panel de bancos, se estima la ecuación anterior con efectos fijos, usando como criterio de elección el test de Hausman, que en nuestro caso siempre privilegia un modelo con efectos fijos por sobre un modelo con efectos aleatorios. Por otra parte, al aplicar el test de Wooldridge (2000) de correlación serial de los errores en datos de panel lineal, se observa que los errores deben ser tratados como autorregresivos de

---

<sup>3</sup> Esto último porque los propios bancos compensan este riesgo por medio de un sobrecargo a la tasa de interés.

primer orden. Por tanto, la ecuación estática (9) se estima por efecto fijo con error autorregresivo implementado en dos etapas.

Se usan datos semestrales a nivel de firma de todas las instituciones financieras en el período 1990-2007. Los datos son publicados por la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras de Chile. La tasa de inflación y tasa de bonos del tesoro de Estados Unidos son publicados por el Banco Central de Chile y por el Board of Governors of the Federal Reserve System. Todos los bancos de la muestra son privados a excepción del Banco Estado. Se cuenta con 1.048 observaciones semestrales. Se hicieron pruebas de robustez con datos mensuales para el mismo panel de bancos con un total de 6.744 datos, las que entregan resultados similares.

### Estimaciones

En la Tabla 3 se presentan los resultados de las estimaciones del estadístico H de Panzar y Rosse (1987). Se presentan seis modelos que difieren en la inclusión o no de la dummy apertura y controles de la tasa de interés de los bonos de USA, inflación de Chile, el logaritmo de los activos en términos reales (para incorporar el efecto del tamaño de los bancos) y una dummy crisis (para controlar por el eventual efecto de la crisis asiática). Todos los modelos incorporan como variables macroeconómicas la tasa de inflación y la tasa de interés de los bonos de USA. La tabla 2 presenta un resumen de los modelos.

**Tabla 2: Resumen de los modelos H Panzar Rosse.**

Variable	Modelo					
	1	2	3	4	5	6
Tamaño del banco		Si	Si	Si	Si	Si
Dummy crisis			Si		Si	Si
Dummy apertura						Si
Dummy apertura interaccionada				Si	Si	
Inflación	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Tasa de interés de USA	Si	Si	Si	Si	Si	Si

  

Tipo de H	Metodología	Antes apertura		Después apertura	
H. Estático	Efectos Fijos	0.52***	0.59***	0.59***	0.59***

Fuente: Elaboración propia

En el modelo, los coeficientes de las variables precio de los fondos y precio del personal [ $LnW1$  y  $LnW2$ ] son siempre positivos y estadísticamente significativos al

1%. El precio por unidad de capital físico [ $LnW3$ ] es negativo y solo es significativo en los modelos (2), (3) y (6), lo que, podría estar indicando que hay exceso de capacidad en la banca chilena [resultados similares encuentran Delis et al. (2008) y Hondroyiannis et al. (1999)]. En todas las estimaciones los coeficientes de los precios de fondo y precio del personal [ $LnW1$  y  $LnW2$ ] son los más importantes, lo que no debe sorprender pues típicamente la tasa de interés es uno de los componentes más importantes de los costos totales y el gasto en personal es el más importante dentro de los gastos de apoyo operacional. Controles por tipo de banco como  $LnCap$ , que indica el grado de capitalización, es siempre positiva y significativa lo que está de acuerdo con la teoría, es decir, una mayor capitalización aumenta los ingresos de la empresa. Lo mismo sucede con la variable  $LnPres$ , que indica el nivel de préstamos de los bancos, es positiva y significativa en ambos modelos. Los controles tasas de interés e inflación también resultaron significativas en todas las estimaciones. La variable logaritmos de los activos resulta significativa y positiva y no afecta la significancia, el signo ni el tamaño de los coeficientes de las variables relevantes. Se testeó la importancia de la crisis asiática internacional en las estimaciones a través de la incorporación de una variable dicotómica que toma valor 1 los años 1998 y 1999, la que sí resultó significativa. También se analizó el efecto de la apertura de la economía sobre la competencia de la industria. Esta variable se incorpora de dos formas alternativas: en forma lineal e interactuada con  $LnW1$ ,  $LnW2$  y  $LnW3$  para analizar el efecto sobre el H estadístico.

Dependiendo de la ecuación especificada, el H estadístico varía entre 0.52 y 0.63 siendo en todos los casos significativo al 1%. Se probó la hipótesis de competencia perfecta ( $H = 1$ ) y cartel perfecto ( $H = 0$ ) con un test de Wald, en ambos casos se rechaza la hipótesis nula al 1% de significancia. De esta forma este estadístico permite concluir que en el mercado bancario chileno hay competencia monopolística en el período estudiado, lo que es consistente con otros estudios estáticos de PR para Chile efectuados para otros períodos [Levy Yeyati and Micco, 2007].

Al analizar el efecto de la apertura sobre el poder de mercado que ejercen los bancos, el modelo muestra una muy leve reducción de la competencia (el parámetro cae de 0,63 a 0,62 en la especificación 4 y de 0,62 a 0,61 en la estimación 5). Es decir, este modelo predice que el mercado no se ve afectado por la legislación de fines de 1997.

De esta forma, la entrada de bancos -principalmente en el ámbito de créditos de consumo- no impactó positivamente la competencia de la industria y fue compensada por las importantes fusiones registradas después del 2000.

Las últimas filas de la Tabla 3 muestran el test de equilibrio de largo plazo donde se calcula el estadístico H a través de la misma estimación estática con efecto fijo, pero se usa como variable dependiente el retorno del capital. El test de Wald muestra que no es posible rechazar la hipótesis nula que el estadístico es cero por lo que es válido este test de competencia.

**Tabla 3: Modelo estático Test H de Panzar-Rosse**

VARIABLES	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE
InW1	0.16701***	(0.019)	0.19022***	(0.019)	0.18781***	(0.019)	0.15030***	(0.021)	0.15530***	(0.021)	0.18530***	(0.019)
InW2	0.38384***	(0.032)	0.44611***	(0.035)	0.45740***	(0.035)	0.48069***	(0.036)	0.48680***	(0.036)	0.45904***	(0.034)
InW3	-0.02968	(0.019)	-0.04455**	(0.018)	-0.05310***	(0.018)	-0.00600	(0.021)	-0,01884	(0.021)	-0.05062***	(0.018)
InCap	0.13911***	(0.036)	0.11666***	(0.034)	0.10670***	(0.034)	0.12264***	(0.033)	0.11023***	(0.033)	0.11091***	(0.034)
InPres	0.32862***	(0.023)	0.31213***	(0.023)	0.31247***	(0.023)	0.28257***	(0.024)	0.29153***	(0.024)	0.30765***	(0.024)
INFLA	0.08667***	(0.004)	0.08391***	(0.004)	0.08718***	(0.004)	0.08148***	(0.004)	0.08464***	(0.004)	0.08628***	(0.005)
TASA	0.03009***	(0.008)	0.02995***	(0.008)	0.02872***	(0.008)	0.01751**	(0.008)	0.01936**	(0.008)	0.02745***	(0.008)
Tam			0.05963***	(0.018)	0.06350***	(0.018)	0.09402***	(0.018)	0.08647***	(0.018)	0.06884***	(0.019)
crisis					0.11589***	(0.028)			0.07824**	(0.033)	0.10337***	(0.033)
Apertura											-0.02544	(0.035)
InW1*Apertura							0.09155***	(0.030)	0.08629***	(0.030)		
InW2*Apertura							-0.02249	(0.023)	-0.03041	(0.023)		
InW3*Apertura							-0.07724***	(0.026)	-0.06889***	(0.026)		
Constant	-0.64669***	(0.064)	-1.67713***	(0.173)	-1.77018***	(0.176)	-2.23469***	(0.191)	-2.10875***	(0.195)	-1.85940***	(0.186)
Obs	1,044		1,044		1,044		1,044		1,044		1,044	
Num	45		45		45		45		45		45	
							D=0	D=1	D=0	D=1		
<b>H Panzar Rosse</b>	<b>0,52</b>		<b>0,59</b>		<b>0,59</b>		<b>0,63</b>	<b>0,62</b>	<b>0,62</b>	<b>0,61</b>	<b>0,59</b>	
t	14,25		14,36		14,6		15,21	14,53	15,23	14,41	14,66	
p-value	0,00		0,00		0,00		0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
R2 Within	0,6318		0,642		0,650		0,657		0,659		0,651	
R2 Overall	0,6153		0,684		0,695		0,698		0,702		0,695	
R2 Between	0,5957		0,714		0,716		0,699		0,703		0,715	
<b>H=0</b>												
Coef F	203,11		206,28		213,02		211,2		207,6		214,95	
P-value	0,00		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00	
<b>H=1</b>												
Coef	171,46		98,16		101,09		81,51		84,70		100,66	
P-value	0,00		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00	
<b>Test todos ui=0</b>												
F(44,991)	5,80		7,31		7,74		8,51		8,56		7,85	
P-value	0,00		0,00		0,00		0,00		0,00		0,00	
<b>Test H=0 (Eq LP)</b>												
Coef	-0,0065		0,00462		0,0048		0,0026		0,0015		0,004	
P-value	0,546		0,715		0,701		0,845		0,911		0,751	
H var dep retorno capital												

## Conclusiones

Existe una creciente preocupación por estimar la magnitud del ejercicio de poder de mercado de las firmas en diversas industrias, especialmente en aquellas que son críticas para el desarrollo económico. Un ejemplo típico es la industria del crédito bancario, que además se ha caracterizado por una creciente concentración de la propiedad en muchos países tanto desarrollados como en desarrollo. Este es el caso de Chile entre 1990 y 2007, donde se observan importantes transformaciones en la industria. Por ejemplo, se reduce el número de bancos en casi un 30%, hubo un importante cambio de Ley a fines de 1997 que flexibiliza el funcionamiento de los bancos, bajando las barreras de entrada a la industria. Además, a partir de los años 2000 se producen fusiones entre los bancos más grandes, pero también se genera la entrada de bancos relacionados al segmento de créditos de consumo. Este es el período donde se prueba la metodología propuesta.

En la industria bancaria no es posible conocer el costo marginal con precisión, debiendo recurrir a metodologías indirectas que permitan, con la limitada información disponible, detectar y estimar la magnitud del ejercicio de poder de mercado. En este ámbito, la literatura está dominada por aplicaciones estáticas de las dos tradicionales metodologías indirectas del enfoque NEIO: Bresnahan-Lau y Panzar-Rosse, siendo esta última la más usada.

En este trabajo se usa la metodología estática Panzar-Rosse para medir el grado de competencia bancaria en Chile, utilizando una amplia base de datos a nivel de bancos individuales y, por tanto, controla por diferencias en tamaño, capitalización, niveles de préstamos u otros no observables.

Los resultados muestran que el H estadístico varía entre 0.52 y 0.63 siendo siempre altamente significativo. Las estimaciones permiten concluir que en el mercado bancario chileno hay competencia monopolística en el período estudiado, lo que es consistente con otros estudios estáticos que aplican Panzar-Rosse para Chile efectuados para otros períodos [Levy Yeyati and Micco, 2007].

Respecto al efecto de la apertura internacional en el grado de competencia con la metodología de Panzar-Rosse, que permite estimar con datos a nivel de firma,

se revela que el cambio de ley no impacta negativamente sobre el grado de competencia de corto plazo. De esta forma, la entrada de bancos -principalmente en el ámbito de créditos de consumo- no impactó positivamente la competencia de la industria y pudo ser compensada por las importantes fusiones registradas después del 2000.

Esta metodología estática ha sido objeto de críticas en la literatura en los últimos años pues señalan que las estimaciones estáticas tienden a sobreestimar el grado de competencia [Corts, 1999]. Para superar estas críticas es necesario que futuros trabajos estimen el poder de mercado con metodologías dinámicas para acomodar la naturaleza dinámica de la industria, por ejemplo, un modelo Panzar-Rosse dinámico o con rezagos. Flores y Watts (2012) desarrollan una estimación dinámica alternativa con la metodología Bresnahan-Lau para el mercado bancario chileno, encontrando que la reformulación dinámica revela un mayor grado de competencia que la estática. Estas estimaciones dinámicas podrían hacerse cargo de la crítica de Corts (1999) a las estimaciones NEIO como medidas del ejercicio de poder de mercado. En los modelos dinámicos la firma interactúa dentro de muchos períodos y maximiza su valor presente considerando explícitamente los dilemas intertemporales asociados a sus decisiones.



## Bibliografía

- [1]. Bikker, J., Haaf, K., 2002. Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry. *Journal of Banking and Finance* 26, 2191–2214.
- [2]. Bikker, J., S. Shaffer, L. Spierdijk (2012). Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs, and Equilibrium. *The Review of Economics and Statistics*. November 2012, 94(4): 1025–1044.
- [3]. Bresnahan, T.F., 1982. The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letters* 10, 87-92.
- [4]. Claessens, S., Laeven, L., 2004. What drives bank competition? Some International Evidence. *Journal of Money, Credit and Banking* 36, 563–583.
- [5]. Corts, K., 1999. Conduct parameters and the measurement of market Power. *Journal of Econometrics* 88, 227-250.
- [6]. Delis, M., Staikouras, K. Ch., Varlagas, P. T., 2008. On the measurement of market power in the banking industry. *Journal of Business Finance and Accounting* 35, 1023–1047.
- [7]. Flores, Y. y D. Watts (2012). Estimando competencia en el sector Bancario Chileno: Una Aproximación Dinámica. Forthcoming *El Trimestre Económico* vol. LXXIX (4), núm. 316, octubre-diciembre.
- [8]. Goddard, j., Molyneux, P., Wilson, J., 2007. European banking: An overview. *Journal of Banking and Finance* 31, 1911–1935.
- [9]. Hondroyannis, G., Lolos, S., Papapetrou, E., 1999. Assessing competitive conditions in the Greek banking system. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 9, 377–391.
- [10]. Karasulu, M., 2007. Competition in the Chilean banking sector: A cross-country comparison. *Economía* 7, 1-32.
- [11]. Lau, L. J., 1982. On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data. *Economics Letters* 10, 93-99.
- [12]. Levy Yeyati, E., Micco, A., 2007. Concentration and foreign penetration in Latin American Banking sectors: Impact on Competition and Risk. *Journal of Banking and Finance* 31, 1633-1647.
- [13]. Molyneux, P., Lloyd-Williams, M., Thornton, J., 1994. Competitive conditions in European banking. *Journal of Banking and Finance* 18, 445–59.

- [14]. Nathan, A., Neave, E., 1989. Competition and contestability in Canada's Financial System: Empirical results. *Canadian Journal of Economics* 22, 576-594.
- [15]. Panzar, J., Rosse, J., 1987. Testing for "monopoly" equilibrium. *The Journal of Industrial Economics* 35, 443-456.
- [16]. Perloff, J., Karp, L., Golan, A., 2007. Estimating market power and strategies. Cambridge University Press. New York.
- [17]. Shaffer, S., 1983. Non-structural measures of competition. *Economic Letters* 12, 349-353.
- [18]. Vesala, J. (1995). "Testing for competition in banking: behavioral evidence from Finland", *Bank of Finland Studies*.
- [19]. Wooldridge, J., 2000. *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts. London, England.

