

UNIVERSIDAD DEL CEMA
Buenos Aires
Argentina

Serie
DOCUMENTOS DE TRABAJO

Área: Economía

**COMPETENCIA EN EL MERCADO DE PRÉSTAMOS
BANCARIOS EN ARGENTINA, 2006 – 2011**

Héctor Gustavo González Padilla

Julio 2018
Nro. 636

www.cema.edu.ar/publicaciones/doc_trabajo.html
UCEMA: Av. Córdoba 374, C1054AAP Buenos Aires, Argentina
ISSN 1668-4575 (impreso), ISSN 1668-4583 (en línea)
Editor: Jorge M. Streb; asistente editorial: Valeria Dowding <jae@cema.edu.ar>

Competencia en el Mercado de Préstamos Bancarios
en Argentina, 2006 – 2011

Héctor Gustavo González Padilla *

Universidad del CEMA

En este trabajo se analiza la estructura y el grado de competencia en el mercado de préstamos bancarios de Argentina en el período 2006 – 2011. Para evaluar el grado de competencia se utilizó el modelo de Panzer-Rose y se diferenció entre bancos privados y públicos. Los resultados indican que tanto los bancos privados como los públicos desempeñan sus actividades en un marco de competencia monopolista.

Keywords: competition, banking industry, Panzer-Rose model, market structure.

JEL classification: C52, G21, L11, I13.

* Las opiniones expresadas en este trabajo son del autor y no reflejan necesariamente las de la Universidad del CEMA o cualquier otra institución.

I. Introducción

En las últimas décadas se produjo una creciente liberalización e internacionalización de los mercados financieros. Este fenómeno motivó el desarrollo de una vasta literatura tanto teórica como empírica orientada a analizar el nivel de competencia en el sector bancario. Los bancos tienen un rol central en la provisión de crédito, el desarrollo del sistema de pagos, la transmisión de la política monetaria y la estabilidad del sistema financiero. El sistema bancario promueve el crecimiento económico mediante el acceso de las empresas al financiamiento externo (Beck et al., 2004). Dado el rol vital que desempeñan los bancos en una economía hace que el tema del grado de competencia del sistema bancario sea muy importante desde una perspectiva de política pública (Bikker et al., 2009).

La literatura que evalúa la competencia en el sector bancario ha seguido dos caminos: (1) estudios que adoptan un enfoque estructural y (2) estudios que adoptan un enfoque no estructural. El enfoque estructural tiene sus raíces en la teoría de la organización industrial que mide la competitividad siguiendo el paradigma de Estructura-Conducta-Performance (ECP) y la hipótesis alternativa de eficiencia (EH). El paradigma ECP se basa en el trabajo de Bain (1951) y usa al grado de concentración como un proxy de la estructura de mercado. Investiga si elevados niveles de concentración de mercado llevan a comportamientos colusivos y otras prácticas no competitivas por parte de las firmas grandes. De acuerdo con la hipótesis ECP todos los bancos responden de manera similar a un incremento en el nivel de concentración del mercado reforzando su comportamiento colusivo (Franklin y Gale, 2004). Por otra parte, la hipótesis de eficiencia (EH) expuesta por Demsetz (1973) y Peltzman (1977) postula que las firmas más eficientes aumentan su tamaño, y, por lo tanto, su participación en el mercado y desplazan a los bancos menos eficientes debido a su habilidad para generar mayores beneficios generando una concentración de mercado mayor. Sin embargo, varios investigadores sugirieron que el número de bancos y un índice de concentración son insuficientes para evaluar el grado de competencia y que otros factores de mercado tienen influencia en la forma en que las firmas conducen sus negocios en un mercado.

En reacción a estas deficiencias de la corriente estructural, se desarrollaron tres modelos no estructurales de comportamiento competitivo dentro de la literatura emergente en el marco de la Nueva Organización Industrial Empírica.

Los modelos desarrollados por Iwata (1974), Bresnahan (1982), y Lau (1982) permiten estimar el grado de competencia empleando datos agregados de la industria, mientras que la metodología de Panzar-Rosse emplea datos a nivel de firma bancaria. Estos modelos tienen un rasgo común importante en que miden el grado de competencia mediante la estimación del desvío del precio con respecto al de competencia. Estos modelos difieren en algunos aspectos, el modelo de Iwata consiste en estimar los valores de la variación conjetural para firmas individuales que proveen un producto homogéneo en un mercado oligopolístico. En el modelo desarrollado por Bresnahan y Lau se estima un sistema de ecuaciones de oferta, demanda, y precio en forma simultánea. La metodología desarrollada por Panzar-Rosse permite diferencias específicas en las funciones de producción de los bancos bajo el supuesto que éstos se encuentran en equilibrio de largo plazo.

Tabla 1 - Datos del Sistema Bancario Argentino

Año	Bancos	Personal	Sucursales	Activos ⁽¹⁾	Depósitos ⁽¹⁾	Préstamos ⁽¹⁾	Índice HHI Préstamos ⁽²⁾
2006	57	87.480	3.730	31,95	21,14	12,82	699,11
2007	55	93.229	3.791	29,00	20,01	12,86	637,57
2008	56	93.748	3.814	27,01	18,40	12,05	658,10
2009	54	92.140	3.836	27,44	19,26	12,03	816,70
2010	54	94.618	3.868	28,23	20,79	16,30	867,39
2011	54	97.318	3.966	27,25	20,01	14,37	820,93

Fuente: elaboración propia en base a datos de BCRA e INDEC.

Nota: (1) en porcentaje del PIB.

(2) para una industria que es un monopolio el índice HHI=10.000.

En la Tabla 1 se presentan datos sobre la evolución del sistema bancario argentino en el período 2006-2011. Se observa que el grado de concentración de los préstamos medidos por el índice de Herfindahl-Hirschman -no es elevado- notándose que el mismo aumenta sustancialmente a partir de 2009 y el número de bancos disminuyó levemente de 57 a 54 entidades financieras.

En este trabajo empleamos la metodología propuesta por Panzar y Rose (1977, 1982, 1987) para evaluar la estructura de mercado y el grado de competencia en el mercado de préstamos bancarios en Argentina para el período 2006-2011 en un contexto de un aumento en el grado de concentración de los préstamos bancarios.

Los objetivos son tres. Primero, evaluar si la industria bancaria argentina estaba en equilibrio en el período 2006-2011. Segundo, realizar una estimación robusta del grado de competencia en el mercado de préstamos bancarios. Tercero, diferenciar el grado de competencia entre la banca privada y la banca pública.

Este trabajo se organizó de la siguiente manera. En la Sección 2 se presenta el enfoque de Panzar-Rosse. En la Sección 3 se discute el modelo empírico y los datos. Finalmente, en la Sección 4 se presentan las conclusiones.

II. El Modelo Teórico

El enfoque de Panzar-Rosse se basa en la premisa que los bancos emplean diferentes estrategias de fijación de precios en respuesta a cambios en el costo de los insumos dependiendo de la estructura del mercado en la cual operan.

Siguiendo a Bikker y Haaf (2002) utilizamos una función de costos marginales log-lineal de la forma,

$$\ln MC = \alpha_0 + \alpha_1 \ln OUT + \sum_{i=1}^m \beta_i \ln FIP_i + \sum_{j=1}^p \gamma_j \ln EXcost_j \quad (1)$$

donde OUT es el producto generado por el banco, FIP es el precio de los insumos, y EXcost representa a variables exógenas que afectan a la función de costos.

La función de ingreso marginal tiene la siguiente forma funcional log-lineal,

$$\ln MR = \delta_0 + \delta_1 \ln OUT + \sum_{k=1}^q \xi_k \ln EXrev_k \quad (2)$$

donde EXrev_k son variables que sólo afectan a la función de demanda del banco.

En equilibrio un banco que maximiza beneficios iguala su ingreso marginal con su costo marginal lo que resulta en el siguiente valor de equilibrio del producto, donde el asterisco (*) se refiere a valores de equilibrio,

$$\ln OUT = \frac{\left(\ln MC = \alpha_0 + \alpha_1 \ln OUT + \sum_{i=1}^m \beta_i \ln FIP_i + \sum_{j=1}^p \gamma_j \ln EXcost_j - \right)}{\frac{\sum_{k=1}^q \xi_k \ln EXrev_k}{(\delta_1 - \alpha_1)}} \quad (3)$$

La forma reducida de la ecuación de ingresos se obtiene mediante la multiplicación del producto de equilibrio por el nivel de precio común. Éste último se deriva de la ecuación de demanda inversa la cual en logaritmo se expresa como

$$\ln p^* = \xi + \ln(\sum_i OUT_i^*) \quad (4)$$

Utilizando este marco Bikker y Haaf (2002) derivan la siguiente ecuación empírica de la forma reducida de la ecuación de ingresos,

$$\ln II = \alpha + \beta \ln AFR + \gamma \ln PPE + \delta \ln PCE + \sum_j \xi_k \ln BSF_j + \eta \ln OI + error \quad (5)$$

donde Π representa los ingresos por intereses, AFR es la tasa anual de fondeo, PPE es el precio del trabajo, PCE es el precio del capital, BSF son factores específicos de los bancos, y OI es la ratio de otros ingresos a activos totales.

Panzar y Rosse (1997, 1987) en base a la ecuación (5) construyen el estadístico 'H' y lo emplean para realizar una evaluación cuantitativa del grado de competencia en el mercado bancario. Este estadístico 'H' mide la elasticidad de los ingresos totales con respecto al precio de los insumos y se calcula a partir de la forma reducida de la ecuación de ingresos de los bancos. La estructura de mercado se evalúa por el grado en que modificaciones en el precio de los factores se reflejan en cambios en los ingresos. Existen tres situaciones. En la primera, una situación de competencia perfecta, con los bancos operando en el equilibrio

de largo plazo, un incremento proporcional en el precio de los factores induce un cambio equiproporcional en los ingresos. En otras palabras, los costos marginales y los ingresos totales se incrementan proporcionalmente al incremento en el precio de los insumos. Segundo, en una situación de monopolio, un incremento en el precio de los insumos incrementa los costos marginales, pero reduce el producto y por lo tanto los ingresos totales. Finalmente, en competencia monopolística, los ingresos se incrementan menos que proporcionalmente dado que la demanda que enfrentan los bancos individualmente es inelástica.

Así, en base a la ecuación (5) se deriva el estadístico $H = \beta + \gamma + \delta$ que indica que la industria bancaria se caracteriza por ser un monopolio o cartel perfecto para $H \leq 0$, competencia monopolística u oligopolio para $0 < H < 1$, y competencia perfecta para $H = 1$.

Nathan y Neave (1989) argumentaron que esta interpretación asume que el test se realizó en base a observaciones que corresponden a valores de equilibrio de largo plazo. En equilibrio de largo plazo, las tasas de retorno ajustadas por riesgo son iguales entre los bancos y tanto el retorno sobre los activos (ROA) como el retorno sobre las acciones (ROE) no están correlacionados con el precio de los insumos. Así, podemos testear si las observaciones corresponden a valores de equilibrio de largo plazo. Esto implica testear el estadístico E, donde $H_0: E = 0$ indica equilibrio y $H_1: E < 0$ indica desequilibrio.

III. El Modelo Empírico

Este modelo utiliza datos de corte transversal para evaluar el comportamiento competitivo de los bancos en base a las propiedades estáticas de la forma reducida de la ecuación de ingresos. Una de las principales elecciones en el enfoque Panzar-Rosse es la selección de la variable dependiente, usualmente se emplea a los ingresos por intereses o los ingresos totales asumiendo que la intermediación bancaria es el principal negocio de la mayoría de los bancos. La mayoría de los estudios empíricos escala la variable dependiente con los activos totales pudiendo la variable resultante interpretarse como una tasa activa o precio, Bikker et al. (2007) demuestran que tal transformación produce una especificación incorrecta del modelo que distorsiona el valor del estadístico H y sesga la evaluación de la estructura de mercado y del grado de competencia en el sector bancario.

Para implementar el enfoque de Panzar y Rosse estimamos la siguiente forma reducida de la ecuación de ingresos de los bancos basada en la ecuación (5),

$$\ln II = \alpha + \beta \ln TIP + \gamma \ln PMO + \delta \ln PCA + \eta_1 \ln RC + \eta_2 \ln CA + \eta_3 \ln APA + \eta_4 \ln OA + \eta_5 \ln SCALE + \text{error}$$

(6)

Para simplificar la notación se suprimieron los subíndices *i* de bancos y *t* de años en la ecuación (6).

La variable dependiente *II* es los ingresos por intereses. Con respecto al precio de los insumos: *TIP* es la tasa de interés pasiva, *PMO* es el precio del trabajo, y *PCA* es el precio del capital físico. Dado que estos precios no se observan directamente por lo cual la tasa de interés pasiva *TIP* se la aproximó por el cociente entre el monto en intereses pagados y los depósitos totales, el precio del trabajo *PMO* por la ratio de las remuneraciones abonadas a personal ocupado, y el precio del capital *PCA* por el cociente entre otros gastos y los activos fijos.

Un conjunto de factores específicos de los bancos se incorporaron como variables de control. La composición del activo *CA* -medida por el cociente entre la suma del activo fijo y las disponibilidades a activo total- refleja características de la composición de los activos del banco. El apalancamiento *APA* - medida por la ratio de patrimonio neto a activo total- refleja diferencias en las preferencias por el riesgo entre los bancos. A fin de considerar el creciente rol de las actividades bancarias distintas de la intermediación bancaria, que utilizan parcialmente los mismos insumos, se incorpora las otras actividades *OA* -medida por el cociente entre ingreso por servicios y los ingresos por intereses.

Todas las variables se expresaron en logaritmo y se deflactaron las variables II, TIP, PMO usando el deflactor implícito del PIB.

A. Test de Hipótesis

La relación entre el valor del estadístico H y la estructura de mercado provee una forma directa de evaluar el grado de competencia en el sector bancario.

Consideramos los siguientes casos:

1. Test a dos colas para monopolio

$$H_0: H = 0$$

$$H_1: H \neq 0$$

2. Test a dos colas para competencia monopolística u oligopolio

$$H_0: 0 < H < 1$$

$$H_1: H \leq 0 \text{ o } H \geq 1$$

3. Test a dos colas para competencia perfecta

$$H_0: H = 1$$

$$H_1: H \neq 1$$

Usamos el test a dos colas para contrastar las hipótesis a dos colas.

B. Resultados

La muestra comprende datos anuales de todos los bancos comerciales que operaron en Argentina en el período 2006-2011. Las variables que reflejan características específicas de los bancos se confeccionaron con información proveniente de los balances y otras informaciones complementarias que las entidades financieras remiten mensualmente a la Superintendencia de Entidades Financieras y Cambiarias (SEFyC) - Banco Central de la República Argentina (BCRA).

Dicha información es revisada y controlada por ese organismo lo cual hace que la misma sea homogénea y contable. La fuente de los deflatores del PIB es la Dirección Nacional de Cuentas Nacionales - Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).

Dado que tenemos datos de panel empleamos el test de Hausman para evaluar la conveniencia de utilizar un modelo con efectos fijos o uno con efectos aleatorios. El resultado de dicho test indica que el modelo de efectos fijos es el apropiado. (Ver Apéndice I)

A fin de que los resultados sean válidos, la industria bancaria debe estar en equilibrio de largo plazo durante el período de análisis. En equilibrio, las tasas de retornos de los bancos ajustadas por riesgo están igualadas y por lo tanto el ROA -retorno sobre los activos- o el ROE -retorno sobre las acciones- no están correlacionado con el precio de los insumos. Así, estimamos la ecuación (6) con ROA y ROE como la variable dependiente.

$$\ln(1 + ROA) = \alpha + \beta \ln TIP + \gamma \ln PMO + \delta \ln PCA + \eta_1 \ln RC + \eta_2 \ln CA + error$$

$$\ln(1 + ROE) = \alpha + \beta \ln TIP + \gamma \ln PMO + \delta \ln PCA + \eta_1 \ln RC + \eta_2 \ln CA + error$$

Siguiendo a Claessans y Laeven (2004), Casu y Giradone (2006) los valores de ROA y de ROE se calcularon como $\ln(1+ROA)$ y $\ln(1+ROE)$ respectivamente para ajustar por valores negativos.

Definimos el estadístico $E = \beta + \gamma + \delta$ y evaluamos la hipótesis nula $H_0: E = 0$ que indica equilibrio de largo plazo, siendo la hipótesis alternativa $H_1: E < 1$ que indica desequilibrio. Si se rechaza la hipótesis nula se asume que el mercado no se encuentra en equilibrio. Los resultados se presentan en la Tabla 3. El test F no rechaza la hipótesis nula $H_0: E = 0$, tanto cuando se utiliza a ROA como a ROE como variable dependiente, con lo cual concluimos que la industria bancaria en Argentina estaba en equilibrio de largo plazo en el período 2006-2011.

Tabla 2 - Test de equilibrio de largo plazo - ROA

Método: Datos de Panel – Efectos Variable dependiente: ln_roar			
Variable	Coefficiente	Estadístico z	P > z
Ln_tipr	-0,036	-2,62	0,011
Ln_pmor	-0,010	-0,87	0,386
Ln_pca	0,007	1,52	0,133

Ln_ca	0,030	1,95	0,056
Ln_oa	0,0005	0,17	0,865
Du 2006	0011	1,85	0,070
Du 2007	0,016	0,005	3,090
Constante	-0,067	-1,22	0,228

El estadístico $E_1 = -0,036 - 0,010 + 0,007 = -0,039$ y evaluamos si es igual cero.

Tabla 3 - Test de equilibrio de largo plazo - ROA

$H_0 : E_1 = 0$
$F(1,58) = 3,77$
Prob > F = 0,0571

Usando como variable dependiente a ROE tenemos el estadístico $E_2 = -0,006 - 0,041 - 0,020 = -0,067$ y evaluamos si es igual a cero.

Tabla 4 - Test de equilibrio de largo plazo - ROE

Método: Datos de Panel – Efectos Fijos			
Variable dependiente: ln_roEr			
Variable	Coefficiente	Estadístico z	P > z
Ln_tipr	-0,006	-0,21	0,837
Ln_pmor	-0,041	-1,17	0,245
Ln_pca	-0,020	-1,15	0,257
Ln_ca	0,096	1,30	0,200
Ln_oa	0,005	0,53	0,598
Du 2006	-0,017	-0,53	0,600
Du 2007	0,048	2,14	0,037
Constante	-0,003	-0,02	0,986

Tabla 5 Test de equilibrio de largo plazo - ROE

$H_0 : E_2 = 0$
$F(1,58) = 1,90$
Prob > F = 0,1731

En la Tabla 6 se presentan los resultados de la estimación econométrica de la ecuación de ingresos para los bancos privados.

El valor del estadístico $H = -0,703 - 0,058 + 0,239 = -0,522$ y testeamos si es igual uno para competencia perfecta o igual a cero para el caso de monopolio.

Tabla 6 Bancos Privados

Método: Datos de Panel – Efectos Fijos Variable dependiente: ln_iir			
Variable	Coefficiente	Estadístico z	P > z
Ln_tipr	-0,703	-8,55	0,000
Ln_pmor	-0,058	-0,25	0,802
Ln_pca	0,239	2,19	0,034
Ln_ca	0,419	2,28	0,027
Ln_oa	0,275	-4,66	0,000
Du 2007	0,151	1,89	0,065
Du 2008	0,215	3,12	0,003
Du 2009	0,161	2,06	0,045
Du 2011	0,205	2,15	0,037
Constante	11,340	12,60	0,000

Así, los datos presentados en la Tabla 7 indican que se rechaza la hipótesis de estructura de mercado de monopolio o competencia perfecta al 5% de nivel de significatividad, esto nos permite concluir que los bancos ganan sus ingresos por intereses en condiciones de competencia monopolística.

Tabla 7 Test de Estructura de Mercado - Bancos Privado

Hipótesis Nula	Estadístico H	F	Probabilidad
H=1	-0,522	40,25	0,000
H=0	-0,522	4,74	0,034

En la Tabla 8 se presentan los resultados de la estimación econométrica de la ecuación de ingresos para bancos públicos.

Tabla 8 Bancos Públicos

Método: Datos de Panel – Efectos Fijos Variable dependiente: ln_iir			
Variable	Coeficiente	Estadístico z	P > z
Ln_tipr	1,894	2,79	0,018
Ln_pmor	1,213	6,08	0,000
Ln_pca	0,200	2,00	0,070
Ln_ca	-0,069	0,51	0,622
Ln_oa	-0,095	-1,15	0,276
Du 2007	0,070	2,81	0,017
Du 2008	0,155	4,26	0,001
Du 2010	-0,056	-1,80	0,009
Constante	6,874	8,54	0,000

Tabla 9 Test de Estructura de Mercado - Bancos Privados

Hipótesis Nula	Estadístico H	F	Probabilidad
H=1	3,307	10,25	0,0084
H=0	3,307	21,06	0,008

El valor del estadístico $H = 1,894 + 1,213 + 0,200 = 3,307$ y testeamos si es igual uno para competencia perfecta o igual a cero para el caso de monopolio.

Así, los datos presentados en la Tabla 9 indican que se rechaza la hipótesis de estructura de mercado de monopolio o competencia perfecta al 5% de nivel de significatividad, esto nos permite concluir que los bancos públicos generan sus ingresos por intereses en condiciones de competencia monopolística.

III. Conclusiones

En este trabajo se evaluó el grado de competencia en el mercado de préstamos bancarios empleando el modelo de Panzar-Rosse y distinguiendo entre bancos privados y públicos en Argentina para el período 2006-2011. Varios estudios empíricos han enfatizado que indicadores de estructura de mercado tales como el número de bancos y el grado de concentración no resultan adecuados para evaluar el grado de competencia. Es necesario utilizar otros métodos para evaluar la competencia en el sector bancario. De acuerdo con la literatura teórica y empírica, el método de Panzar-Rosse (1987) es por lejos el más usado y el más efectivo para determinar la naturaleza de la estructura de la industria bancaria.

Dado que la metodología de Panzar-Rosse requiere que los bancos se encuentren en equilibrio de largo plazo, testeamos dos modelos usando las variables dependientes Return on Assets (ROA) y Return on Equity (ROE). Las estimaciones mostraron que la industria bancaria en Argentina se encontraba en equilibrio de largo plazo para el período 2006-2011.

En la estimación del modelo se utilizó como variable dependiente a los ingresos por intereses y como variables explicativas al precio de los insumos y otras variables que reflejan características específicas de los bancos. Tanto para los bancos privados como los públicos los valores del estadístico H permitieron corroborar la hipótesis que los bancos perciben sus ingresos en condiciones de competencia monopolística.

Los resultados del presente trabajo confirman la mayoría de los resultados encontrados por otros estudios donde la mayoría de los sectores bancarios operan en competencia monopolística.

Apéndice A

La consideración clave en la selección entre una estimación usando la metodología de Efectos Fijos o Efectos Aleatorios es si la distribución de i -efecto individual- es independiente de la de los x_{it} -regresores. Bajo la hipótesis nula que los efectos individuales son aleatorios, los estimadores de Efectos Fijos y los de Efectos Aleatorios deberían ser similares ya que ambos son consistentes. Bajo la hipótesis alternativa, estos estimadores divergen. Esta yuxtaposición es el marco natural para un test de Hausman que compare los estimadores de efecto fijo y de efecto aleatorio. Una deficiencia importante del test de Hausman estándar es que requiere que el estimador de efectos aleatorios sea eficiente. Esto requiere que tanto los efectos individuales como los errores sean independientes e idénticamente distribuidos (iid), este supuesto se invalida si para el estimador de efectos aleatorios los errores estándar robustos agrupados difieren sustancialmente de los errores estándar que es el supuesto por defecto. Para solucionar este problema se puede implementar un test de Hausman usando una metodología de bootstrap para datos de panel.

Se testea $H_0: \gamma = 0$ en la regresión auxiliar usando la siguiente regresión por mínimos cuadrados ordinarios

$$(y_{it} - \hat{\theta}\bar{y}_i) = (1 - \hat{\theta})\alpha + (x_{it} - \hat{\theta}\bar{x}_i)'\beta + (x_{it} - x_i)'\gamma + v_{it}$$

donde x_{it} denota solo regresores que varían en el tiempo. Un test de Wald de $\gamma = 0$ puede demostrarse que es asintóticamente equivalente a un test estándar cuando el estimador de efectos aleatorios es plenamente eficiente bajo H_0 .

Cuando el estimador de efectos aleatorios no es eficiente Wooldridge (2002) propone realizar el test de Wald usando errores estándar robustos agrupados.

Necesitamos generar las diferencias para efectos aleatorios $y_{it} - \hat{\theta}\bar{y}_i$ y $x_{it} - \hat{\theta}\bar{x}_i$ y la diferencia de media $x_{it} - \bar{x}_i$.

En el trabajo testamos la siguiente regresión que implementa la metodología de Wooldridge (2002).

test mdl_n_tipr mdl_n_pmor mdl_n_pca mdl_n_ca mdl_n_oa

1. $\text{mdl}_n_{\text{tipr}} = 0$

2. $\text{mdl}_n_{\text{pmor}} = 0$

3. $\text{mdl}_n_{\text{pca}} = 0$

4. $\text{mdl}_n_{\text{ca}} = 0$

5. $\text{mdl}_n_{\text{oa}} = 0$

$F(5,58) = 8.02$

$\text{Prob} > F = 0.0000$

El test rechaza la hipótesis nula lo que nos permite concluir que el modelo de efectos aleatorios no es el apropiado.

Referencias

- [1] Al-Muharrami, S. and Matthews, K. (2009). "Market Power versus Efficient Structure in Arab GCC Banking". Cardiff Economics Working Papers, ISSN 1749-6101.
- [2] Bain, J.S. (1951). "Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940". *The Quarterly Journal of Economics*, vol.65, pp. 293-324.
- [3] Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., and Maksimovic, V. (2004). "Bank Competition and Access to Finance: international evidence". *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 36, pp. 627-648.
- [4] Belaisch, A. (2003). "Do Brazilian Banks Compete". IMF Working Paper, 1, 1-22, 2003.
- [5] Bresnahan, T.F. (1982). "*The Oligopoly Solution Concept is Identified*". *Economic Letter*, vol. 10, pp. 87-92.
- [6] Bikker, J.A., K. Haaf (2002). "Competition, Concentration and their Relationship: An Empirical Analysis of the Banking Industry". *Journal of Banking and Finance*, vol. 26, pp. 2191-2214.
- [7] Bikker, J. A., Spierdijk, L. and Finniec, P. (2006). "The Impact of Market Structure, Contestability and Institutional Environment on Banking Competition". Tjalling C. Koopmans Research Institute, Discussion Paper series 07-29, December.
- [8] Bikker, J.A., Finnie, P., Spierdijk, L. (2007). "Misspecification of the Panzar-Rosse Model: Assessing Competition in the Banking Industry". De Nederlandsche Bank, Amsterdam.
- [9] Bikker, J.A., Sherrill, S. and Spierdijk, L. (2009). "Assessing Competition with the Panzar-Rose Model: The Role of Scale, Costs, and Equilibrium". De Nederlandsche Bank Working Paper n. 225, October 2009.
- [10] Casu, B., Giradone, C. (2006). "Bank Competition, Concentration and Efficiency in the Single European Market". *Manchester School*, vol. 74 (4), pp. 441-468.
- [11] Claessens, S., Laeven, L. (2004). "What Drives Bank Competition?" *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 36(3), pp.563-583.
- [12] Daley, D., Matthews, K. (2012). "Competitive Conditions in the Jamaican Banking Market 1998-2009". *International Review of Financial Analysis*, vol. 26 25, pp. 131-135.

- [13] De Bandt, O. and Davis, E. P. (2002). "A Cross-Country Comparison of Market Structures in European Market". Working Paper, p. 7.
- [14] Demsetz, H. (1973). "Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy". *Journal of Law and Economics*, vol. 16, pp. 1-10.
- [15] Franklin, F., Gale, D. (2004). "Competition and Financial Stability". *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 36(3), pp. 453-480.
- [16] Hamza, R.A. (2011). "Validation Panzar-Rosse Model in Determining the Structural Characteristics of Tunisian Banking Industry". *Journal of Economics and International Finance*, vol. 3(5), pp. 259-268.
- [17] Hondroyiannis, G., Sarantis, L. and E. Papapetrou. (1999). "Assessing Competitive Conditions in the Greek Banking System". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol. 9, Issue 4, pp. 377-391.
- [18] Iwata, G. (1974). "Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly". *Econometrica*, vol. 42, pp. 947-966.
- [19] Jiang, G., Wong, J., Tang, N., and Sze, A. (2004). "Banking Sector Competition in Hong Kong - Measurement and Evolution over Time". Hong Kong Monetary Authority.
- [20] Lau, L.J. (1982). "On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data". *Economics Letters*, vol. 10, Issues 1-2, pp. 93-99.
- [21] Lee, S and Lee, J. (2005). "Bank Consolidation and Bank Competition: An Empirical Analysis of the Korean Banking Industry". Bank of Korea Economic Papers, vol. 8, pp. 102-144.
- [22] Lloyd-Williams, D. Molyneux, P. and Thornton, J. "Competition and Contestability in the Japanese Commercial Banking Market". University Coll. Of North Wales, Miscellaneous.
- [23] Maso, E. (1939) "Price and Production Policies of Large-Scale Enterprise". *American Economic Review*, vol. 29, pp. 61-74.
- [24] Molineaux, P., Thornton, J. and Lloyd-Williams, D. M. (1996). "Competition and Market Contestability in Japanese Commercial Banking". *Journal of Economics Business*, vol. 48, pp. 33-45.

- [25] Nathan, A., Neave, E. (1989). "Competition and Contestability in Canada's Financial System: Empirical Results". *Canadian Journal of Economics*, vol.22 (3), pp. 576-594.
- [26] Rime, B. (1999). "Mesure de degré de concurrence dans le système bancaire Suisse à l'aide du modèle de Panzar et Rosse". *Revue Suisse d'économie Politique et de Statistique*, vol. 135(1), pp. 21-40.
- [27] Rudkevich, A., M. Duckworth and R. Rosen (1998). "Modeling Electricity Pricing in a Deregulated Generation Industry: The Potential for Oligopoly Pricing in a Poolco". *The Energy Journal*, vol. 19, pp. 19-48.
- [28] Panzar, J.C., Rosse, J.N. (1977). "Chamberlin vs. Robinson: an Empirical Test for Monopoly Rents". Bell Laboratories Economic Discussion Paper 90.
- [29] Panzar, J.C., Rosse, J.N. (1982). "Structure, Conduct and Comparative Statistics". Bell Laboratories Economic Discussion Paper.
- [30] Panzar, J.C., Rosse, J.N. (1987). "Testing for 'Monopoly' Equilibrium". *Journal of Industrial Economics* vol. 35, pp. 443-456.
- [31] Peltzman, S. (1977). "The Gains and Losses from Industrial Concentration". NBER Working Paper n. 163.
- [32] Shafer, S. (1982). "A Nonstructural Test for Competition in Financial Markets". Federal Reserve Bank of Chicago, Proceedings of a Conference on Bank Structure and Competition, pp. 225-243.
- [33] Shafer, S. (1993). "A Test of Competition in Canadian Banking". *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 25, pp. 49-61.
- [34] Shafer, S. and Di Salvo, J. (1994) "Conduct in a Banking Duopoly". *Journal of Banking and Finance*, vol. 18, pp. 1063-1082.
- [35] Shafer, S. (2002). "Conduct in a Banking Monopoly". *Review of Industrial Organization*, vol. 20, pp. 221-238.
- [36] Smith, R., and Tripe, D. (2001). "Competition and Contestability in New Zealand's Banking System". Paper presented at the 14th Australian Finance and Banking Conference.

- [37] Turk-Ariss, R. (2008). “Competitive Behaviour in Middle East and North Africa Banking Systems”. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 49, pp. 693-710.
- [38] Wooldridge, J M. (2992) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.
- [39] Yildirim, H. S. and Philippatos, G. C. (2007). “Restructuring, Consolidation, and Competition in Latin American Banking Markets”. *Journal of Banking and Finance*, vol. 31, pp. 629-639.