



Relación de largo plazo entre competencia bancaria y crecimiento económico: un enfoque internacional clasificado por nivel de ingreso

Long-run relationship between bank competition and economic growth: An international approach classified by income level

Tomas Gómez Rodríguez^{1*}, Humberto Ríos Bolívar²,
Adriana Zambrano Reyes¹

¹Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, México

²Instituto Politécnico Nacional, México

Recibido el 17 de febrero de 2021; aceptado el 11 de mayo de 2022

Disponible en Internet el: 6 de junio de 2022

Resumen

La competencia en el sector bancario podría jugar un papel crítico en el crecimiento económico de los países a largo plazo. Por tanto, para analizar esta relación se utilizan tres medidas diferentes de competencia: el índice de Lerner, el índice de Boone y el índice de concentración. Como variable dependiente se utilizó el Producto Interno Bruto per cápita por paridad de poder de compra. Para cada variable se utilizan tres muestras las cuales se clasifican en ingreso: alto, medio y bajo; siguiendo el trabajo de Dayé, Housa y Reding (2016). Para la estimación se emplearon los métodos de: Mínimos Cuadrados Ordinarios Completamente Modificados y el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos. Los resultados indican que las muestras de alto ingreso y bajo ingreso para la variable índice de concentración bancario, así como la muestra de ingresos bajos para la variable índice de Boone muestran evidencia que apoya el enfoque de poder de mercado.

* Autor para correspondencia

Correo electrónico: ya1mx@yahoo.com.mx (T. Gómez Rodríguez).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

<http://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2022.3245>

0186- 1042/© 2019 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Contaduría y Administración. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-SA (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>)

Código JEL: C01, C23, G21, L10, O40

Palabras clave: largo plazo; cointegración; competencia bancaria; crecimiento económico; internacional

Abstract

Competition in the banking sector could play a critical role in the long-term economic growth of countries. Therefore, three different measures of competition are used to analyze this relationship: the Lerner index, the Boone index and the concentration index. Gross Domestic Product per capita by purchasing power parity was used as the dependent variable. For each variable, three samples are utilized which are classified into high, middle and low income; following the work of Dayé, Housa and Reding (2016). For the estimation, the following methods were used: Fully Modified Ordinary Least Squares and the Dynamic Ordinary Least Squares method. The results indicate that the high-income and low-income samples for the bank concentration index variable, as well as the low-income sample for the Boone index variable show evidence supporting the market power approach.

JEL Code: C01, C23, G21, L10, O40

Keywords: long-run; cointegration; bank competition; economic growth; international

Introducción

La concentración en el sector bancario es una preocupación permanente, ya que afecta al desempeño y la eficiencia de los bancos comerciales, lo que a su vez podría impactar la inversión y el crecimiento económico. Así mismo, la concentración de fondos en instituciones financieras claves, puede provocar fragilidad en el sector financiero (Fohlin y Jaremski, 2020).

Por otro lado, se considera que la competencia es una de las estructuras de mercado con las características más deseables. Esto se debe a que la competencia conlleva beneficios como: estimular la innovación, precios menores, incrementar la calidad de los productos y servicios producidos, aumentar el bienestar y acelerar el crecimiento económico (Banya y Biekpe, 2017).

Actualmente la investigación relacionada a la competencia bancaria se centra principalmente en dos aspectos: el crecimiento económico y la estabilidad financiera. La idea de que la competencia en el sector bancario sea una pieza clave en la obtención de mayores tasas de crecimiento; ha incrementado el interés sobre este tema.

Evidencia de diversos estudios sugieren que países que exhiben niveles de competencia más altos pueden obtener tasas de crecimiento mayores y alcanzar niveles de ingreso per cápita superiores que países que exhiben menores tasas de competencia. Entre esos estudios se encuentran los de: Jayakumar et al. (2018), Diallo y Koch (2018), Coccorese (2017), Banya y Biekpe (2017), Caggiano y Calice (2016) y

de Guevara y Maudos (2017). Los hallazgos de estos estudios han llevado a considerar que la competencia podría afectar al crecimiento económico en el largo plazo.

En específico, se propone probar empíricamente la suposición de que la competencia bancaria promueve el crecimiento económico en el largo plazo, en otras palabras, se prueba la hipótesis de poder de mercado a largo plazo.

Para este fin se examinan dos medidas de competencia: el índice de Boone y el índice de Lerner. El primero evalúa el poder de mercado y el segundo mide la competencia a través de la dimensión eficiencia. Además, se analiza la centralización del sector bancario a través del índice de concentración de los cinco bancos más importantes. Como variable dependiente se utilizó el Producto Interno Bruto per cápita por paridad de poder de compra. Se proponen tres muestras diferentes, tres por cada variable que se consideran en el estudio. Cada muestra contiene tres sub muestras, estas se clasifican en tres: alto, medio y bajo ingreso. Se emplean los métodos de Mínimos Cuadrados Ordinarios Totalmente Modificados (FMOLS) desarrollado por Pedroni (2000) y el método de Mínimos Cuadrados de Panel Dinámico (DOLS).

Este estudio se organiza de la siguiente manera: en la sección datos se encuentra la descripción de las variables, la composición de las diferentes muestras utilizadas y sus estadísticas básicas. En la sección metodología se especifican los procedimientos metodológicos utilizados. La sección resultados exhibe los principales hallazgos de las estimaciones econométricas y por último en la sección conclusiones se registran las aportaciones del estudio.

Revisión de la literatura

El debate acerca de los efectos de la competencia bancaria sobre el crecimiento económico está lejos de definirse. La literatura que estudia el efecto de la competencia bancaria sobre el crecimiento económico puede clasificarse en dos enfoques principales: el primero es el enfoque tradicional del poder de mercado el cual sostiene que la falta de competencia en el mercado bancario aumenta el costo del financiamiento y disminuye la disponibilidad de los servicios financieros (Owen y Pereira, 2018). Más aún, dada la ausencia de competencia en el mercado se observa que el número de proyectos de inversión que reciben financiamiento es menor y por tanto el crecimiento económico disminuye. Por tanto, el hecho de que el sector bancario goce de poder de mercado reducirá los incentivos para invertir en los sectores que más dependen del financiamiento externo, reduciendo por tanto su crecimiento potencial. Algunos trabajos que apoyan este enfoque son los de: Mitchener y Wheelock (2013), Adu-Asare Idun y Aboagye (2014), Caggiano y Calice (2016), Banya y Biekpe (2017) y Rakshit y Bardhan (2019)

El enfoque alternativo sostiene que la competencia puede tener un impacto negativo en el crédito. Una de las razones por la que puede suceder esta situación es que la competencia puede interactuar con el nivel de información asimétrica en el mercado. Es decir. Este enfoque argumenta que los sistemas bancarios competitivos pueden reducir la creación de relaciones entre solicitantes de crédito y los bancos, al disminuir el incentivo de los bancos para invertir en información blanda. Por lo tanto, los mercados menos competitivos pueden estar asociados a una mayor disponibilidad de crédito de acuerdo a los trabajos de Petersen y Rajan (1995) y Dell'Ariccia y Márquez (2004). Algunos trabajos cuyos resultados apoyan el enfoque alternativo son los siguientes: Cetorelli y Gambera (2001), Bonaccorsi di Patti y Dell'Ariccia (2001) y de Guevara y Maudos (2011)

Por otro lado, en el trabajo de Dayé, Housa y Reding (2016) se argumenta que los prestamistas necesitan tomar las mejores decisiones cuando se hace la elección de los proyectos que van a ser financiados. Para ello es importante la calidad de la información (los estados financieros de la empresa, el riesgo real del proyecto y otras características) que revelan los solicitantes de créditos. Por tanto, si la información es de mala calidad, opaca o no está disponible, como es el caso de las pequeñas y medianas empresas, los prestamistas estarán más reacios a financiarlas. Esto puede dar lugar a algunas asimetrías de información, como puede ser el problema de selección adversa, esto significaría que ocurre un desplazamiento de algunos proyectos menos arriesgados y de buena calidad por proyectos de peor calidad y mayor riesgo. Para evitar esta situación, los prestatarios y los solicitantes de créditos han creado una serie de estrategias para afrontarlo. Una de estas estrategias es minimizar el coste de la obtención de información a través de la centralización de la información en los registros de crédito públicos y en las agencias de crédito privadas. Específicamente, se ha comprobado que la existencia de oficinas de crédito privadas reduce de manera importante las asimetrías de información de acuerdo al trabajo de Triki y Gajigo (2014). Sin embargo, se ha observado que esta institución está ausente en muchos países, especialmente en los países en desarrollo (Dayé, Housa y Reding, 2016).

Por otra parte, en el trabajo de Ajisafe y Ajide (2014) se analiza la relación de largo y corto plazo entre competencia en el sector bancario y crecimiento económico en Nigeria. Ellos utilizan el período de 1986-2012. Para realizar el análisis de corto plazo utilizan el método de corrección de errores vectorial. Emplean como variable para medir la competencia bancaria la proporción de concentración bancaria. Realizaron la prueba de cointegración de Johansen para probar la existencia de una relación de largo plazo en el modelo. Los resultados del estudio muestran que la competencia bancaria tiene un efecto positivo sobre el crecimiento tanto en el corto plazo de acuerdo a los resultados del modelo de corrección de errores vectorial, así como, en el largo plazo como lo sugieren la prueba de cointegración y la prueba de razón de verosimilitud.

En este contexto esta investigación extiende la literatura existente en los siguientes puntos: 1) Al analizar la relación entre competencia en el sector bancario y el crecimiento económico a largo plazo empleando técnicas de panel de datos. 2) Se divide la muestra en países de bajo, medio y alto ingreso para analizar empíricamente si los problemas de información asimétrica derivados de la ausencia de oficinas de crédito privadas siguiendo el trabajo de Dayé, Housa y Reding (2016), pueden afectar la relación entre competencia y crecimiento económico y 3) Se proponen tres muestras diferentes, tres por cada variable que se consideran en el estudio, estas muestras están compuestas por 112, 86 y 110 países.

Datos

La base de datos está constituida por tres muestras diferentes. Los países que conforman cada muestra se clasifican de acuerdo a su ingreso en tres: alto, medio y bajo. La clasificación se realizó de acuerdo al estándar del Banco Mundial, con la excepción de que las clases ingreso medio superior e ingreso medio inferior se fusionaron en una sola clase, la cual se denomina ingreso medio. La primera muestra está constituida por dos variables, el Producto Interno Bruto per cápita expresado en paridad de poder de compra a precios constantes de 2011 (GDPppp) como variable dependiente y como variable independiente el índice de Boone (Boone). El período considerado abarca de 1999 a 2014. El número de países que conforman esta muestra es de 112 países. La segunda muestra está conformada por la variable (GDPppp) como variable dependiente y el índice de Lerner (Lerner) como variable independiente, el período de tiempo a examinar es del año 1996 al año 2014. Esta muestra se compone de 86 países. Por último, la tercera muestra se compone por las variables (GDPppp) y el índice de concentración bancaria de los tres bancos más importantes (Concentration) el período que se estudia abarca desde el año 1996 hasta 2017. Para esta muestra se obtuvieron datos de 110 países. Se utilizan distintos períodos de estudio en cada muestra debido a que los datos para los países no se encuentran disponibles para el cálculo de los índices de competencia en cada muestra, por tanto, la selección del período a estudiar se realizó considerando esta situación. Por tanto, se consideran nueve paneles de datos no balanceados, tres por cada muestra cómo se registra en la tabla (1). Así mismo se indica la lista de países que conforman cada panel. Cabe mencionar que dichas tablas y listas se encuentran en la sección anexo.

Tabla 1
 Número de países por muestra

Muestra	Número de países	Lista
Boone		
Ingresos altos Boone	46	1a
Ingresos medios Boone	58	2a
Ingresos bajos Boone	8	3a
Lerner		
Ingresos altos Lerner	40	4a
Ingresos medios Lerner	42	5a
Ingresos bajos Lerner	4	6a
Concentration		
Ingresos altos Concentration	48	7a
Ingresos medios Concentration	56	8a
Ingresos bajos Concentration	6	9a

Fuente: elaboración propia.

Uno de los primeros indicadores de concentración de mercado a tener en cuenta es el índice de concentración el cual se define como la suma de las cuotas de mercado de las empresas más grandes en el mercado Lijesen, Nijkamp y Rietveld (2002). Por tanto, el índice de concentración se calcula de la siguiente manera:

$$CR_m = \sum_{i=1}^m S_i \quad (1)$$

Donde S_i es la cuota de mercado para cada banco. Si el índice de concentración para los cinco bancos más grandes es menor a 50% se considera que el sector bancario es competitivo.

El índice de Lerner representa el margen del precio sobre los costos marginales y es un indicador del grado de poder de mercado. Además, es un indicador del “nivel” de la proporción en la cual el precio excede el costo marginal y se calcula de la siguiente manera:

$$\text{Lerner}_{it} = (PTA_{it} - MCTA_{it})/PTA_{it} \quad (2)$$

Donde PTA_{it} es el ingreso financiero entre el total de activos para el banco i y el tiempo t y $MCTA_{it}$ es el costo marginal del total de activos para el banco i y el tiempo t . Si el valor del índice de Lerner es cero se asume que el mercado está en competencia perfecta, si el índice de Lerner es 1 el mercado está en monopolio y entre 0 y 1 el mercado muestra competencia monopolística.

El índice de Boone presentado por Schaeck y Cihák (2013) se manifiesta como la elasticidad de las ganancias con respecto a los costos marginales. Se expresa de la siguiente manera:

$$\pi_{it} = \alpha + \beta \ln(c_{it}) \quad (3)$$

Donde π_{it} mide las ganancias en el banco i en el tiempo t . β es el indicador Boone, α es el tamaño del mercado, y c_{it} denota los costos marginales.

La racionalidad detrás del indicador es que las empresas más eficientes obtienen mayores ganancias. Por tanto, cuando el índice Boone es negativo apunta a un mayor grado de competencia debido a que el efecto de recolocación es mayor. La información para las variables Lerner, Boone y Concentration proviene de la Base de datos Global de Desarrollo Financiero. Mientras que los datos para la variable GDPppp proceden de la base de datos Indicadores Mundiales de Desarrollo.

Tabla 2
Variables

Variable	Abreviatura	Fuente
Producto Interno Bruto per cápita paridad de poder de compra	GDPppp	Indicadores Mundiales de Desarrollo
Índice de Boone	Boone	Base de datos Global de Desarrollo Financiero
Índice de Lerner	Lerner	Base de datos Global de Desarrollo Financiero
Índice de concentración de los cinco bancos más importantes	Concentration	Base de datos Global de Desarrollo Financiero

Fuente: elaboración propia.

Las tablas (3), (4) y (5) muestran las estadísticas descriptivas para las muestras: Boone, Lerner y Concentration respectivamente.

Tabla 3
Estadísticas descriptivas para la muestra Boone

Variable	Media	Desviación estándar	Máximo	Mínimo	Observaciones
Ingresos altos Boone					
Boone	-1.5	14.1	11.3	-281.2	727
GDPppp	39539.7	21990.9	134959.9	10480.7	735
Ingresos medios Boone					
Boone	-0.1	0.2	1.7	-2.5	903
GDPppp	8652.5	5322.4	29493.8	1278.9	928
Ingresos bajos Boone					
Boone	-0.02	0.06	0.2	-0.1	120
GDPppp	1329.06	445.9	2385.4	602.7	128

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4
 Estadísticas descriptivas para la muestra Lerner

Variable	Media	Desviación estándar	Máximo	Mínimo	Observaciones
Ingresos altos Lerner.					
Lerner	0.2	0.1	1.07	-1.1	744
GDPppp	36614.3	18678.7	134959.9	8589.6	760
Ingresos medios Lerner.					
Lerner	0.2	0.1	0.6	-0.6	773
GDPppp	8891.5	5200	25551.09	1516.1	798
Ingresos bajos Lerner.					
Lerner	0.3	0.1	0.5	0.03	83
GDPppp	1269.6	479.8	2385.4	589.9	95

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 5
 Estadísticas descriptivas para la muestra Concentration

Variable	Media	Desviación estándar	Máximo	Mínimo	Observaciones
Ingresos altos Concentration					
Concentration	68.9	17.9	100	20.1	1033
GDPppp	38814.6	21344.1	134959.9	8589.6	1052
Ingresos medios Concentration					
Concentration	59.8	16.6	100	20.8	1194
GDPppp	9225.7	5494.06	29493.8	1516.1	1229
Ingresos bajos Concentration					
Concentration	71.6	21.3	100	17.1	123
GDPppp	1340.8	465.4	2613.1	670.7	132

Fuente: Elaboración propia.

Metodología

Para analizar la relación de largo plazo entre la competencia en el sector bancario y el crecimiento económico se utilizan tres diferentes medidas de competencia: el índice de Lerner, el indicador Boone y el índice de concentración bancaria para los tres bancos más importantes. Derivado de lo anterior se proponen los siguientes modelos para analizar la relación de largo plazo entre competencia en el sector bancario y el crecimiento económico:

$$GGDPppp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Boone} + e_{i,t} \quad (4)$$

$$GGDPppp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Lerner} + e_{i,t} \quad (5)$$

$$GGDPppp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Concentration} + e_{i,t} \quad (6)$$

Estos tres modelos se estimarán tres veces una vez por cada nivel de ingreso. Como primer paso para probar la existencia de esta relación se realiza la prueba de dependencia de sección transversal para todas las variables. En el segundo paso se realizan las pruebas de raíz unitaria de primera y segunda generación. El tercer paso consiste en estimar la prueba de cointegración para panel de datos de Pedroni. Y por último utilizamos los métodos FMOLS y DOLS para estimar tres modelos diferentes uno para cada medida de competencia.

Prueba de dependencia de sección transversal

La existencia de shocks comunes entre los diferentes países incluidos en el panel podría generar una correlación contemporánea, a esta situación también se le conoce como dependencia de sección transversal. Dado que la existencia de dependencia de sección transversal puede resultar en errores en el pronóstico, es crucial diagnosticar este problema antes de estimar los modelos de panel de datos (Vural, 2020).

Por tanto, se prueba la siguiente hipótesis nula: los residuos de la regresión del panel estándar no están correlacionados al mismo tiempo. En consecuencia, se hace el diagnóstico para saber si la covarianza por pares entre los residuos es cero o no. Esto es:

$$H_0: = p_{ij} = p_{ji} = \text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0, \text{ para todo } t, i \neq j \quad (7)$$

$$H_1: = p_{ij} = p_{ji} = \text{Cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) \neq 0, \text{ para todo } t, i \neq j \quad (8)$$

Para probar las hipótesis anteriores, se aplica la prueba Pesaran de dependencia de sección transversal (Pesaran, 2004) o prueba CD. Dicha prueba se considera la más general, ya que se puede usar para paneles estacionarios y no estacionarios. Además, tiene propiedades razonables para muestras pequeñas (Abdullah, Siddiqua y Huque, 2017). La prueba CD de Pesaran se expresa de la siguiente forma:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (9)$$

Donde T es la dimensión tiempo, N es la dimensión de sección $\hat{\rho}_{ij}$ es el estimado de la muestra de la correlación por pares de los residuos.

Prueba de raíz unitaria para panel

Se realiza la prueba de raíz unitaria basada en panel de datos, dado que tiene mejores propiedades que la prueba que utiliza series de tiempo individuales. La existencia de independencia en la sección transversal es un supuesto crucial para todas las pruebas disponibles de raíz unitaria. Sin embargo, la prueba de raíz unitaria para panel de Im, Pesaran, y Shin (IPS) relaja los supuestos restrictivos de no correlación serial y de homogeneidad del panel. Esta prueba utiliza un procedimiento de degradación (sustraer la media del grupo de los datos) para denunciar la correlación contemporánea de los datos. Por lo tanto, se utiliza la prueba IPS junto con las pruebas: Levin, Lin y Chu (LLC), Breitung, ADF-Fisher y PP-Fisher para detectar la estacionariedad de las variables. Además, también se utiliza la prueba de segunda generación propuesta por Pesaran (2007) denominada prueba de sección transversal aumentada Dickey Fuller (CADF) la cual muestra resultados robustos cuando se considera la dependencia de sección transversal. La prueba CADF se denota en la siguiente ecuación:

$$\Delta y_{it} = a_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p n_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{ij} \Delta y_{i,t-j} \quad (10)$$

Donde $\bar{y} = N^{-1} \sum_{i=1}^N y_{it}$. Como primer requisito para probar la existencia de una relación de largo plazo las variables deben presentar integración de orden uno I(1), es decir, se espera que en niveles las variables no exhiban raíz unitaria y en primeras diferencias muestren raíz unitaria.

Prueba de cointegración de panel

Existen diferentes opciones para la prueba de cointegración entre estas se encuentran: la prueba McCoskey y Kao, Pedroni, Kao, Westerlund, y Fisher. Se emplea la prueba Pedroni de Cointegración para panel de datos, con el fin de detectar la relación de cointegración entre las variables. La razón de esta elección es que la prueba Pedroni permite heterogeneidad.

La prueba Pedroni de cointegración está basada en la prueba Engle-Granger y considera interceptos heterogéneos y coeficientes de tendencia entre los países. Se estiman tres regresiones una por cada variable utilizada con el fin de conducir la prueba:

$$\text{GDPppp}_{i,t} = \alpha_i + \phi_i t + \gamma_1 \text{Boone}_{i,t} + e_{i,t} \quad (11)$$

$$\text{GDPppp}_{i,t} = \alpha_i + \phi_i t + \gamma_1 \text{Lerner}_{i,t} + e_{i,t} \quad (12)$$

$$\text{GDPppp}_{i,t} = \alpha_i + \phi_i t + \gamma_1 \text{Concentration}_{i,t} + e_{i,t} \quad (13)$$

Donde $i = 1, 2 \dots N$ es el número de países y $t = 1, 2 \dots T$ es la dimensión tiempo. Esta prueba se realiza una vez que se ha probado que las variables GDPppp, Boone, Lerner y Concentration se asumen integradas de orden uno $I(1)$. Una vez realizadas las regresiones se obtienen los residuos y se realiza una prueba ADF sobre los residuos para estimar si son $I(1)$ se emplea la siguiente prueba de regresión para cada país:

$$\Delta e_{i,t} = \rho_{it} e_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{i,j} \Delta_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (14)$$

Basado en varios métodos, Pedroni proporciona un total de once estadísticos divididos en dos grupos, estadísticas de panel (dimensión dentro) y estadísticas de grupo (dimensión entre). Se utiliza este método para probar la hipótesis de que no existe cointegración contra sus hipótesis alternativas.

$$H_0: \rho_i = 0 \text{ (No existe cointegración)} \quad (15)$$

$$\text{Alternativa Homogénea, } H_1: (\rho_i = \rho) < 1 \forall i \quad (16)$$

$$\text{Alternativa Heterogénea, } H_1: \rho_i < 1 \forall i \quad (17)$$

En particular las estadísticas de panel están asociadas con la alternativa homogénea, mientras que las estadísticas de grupo corresponden a la alternativa heterogénea. Sin embargo, todos estos estadísticos se distribuyen como asintóticamente normales.

FMOLS Y DOLS

En las muestras utilizadas las variables GGDPpppp, Boone, Lerner y Concentration pueden presentar problemas de endogeneidad y sus términos de error pueden estar serialmente correlacionados, lo cual

podría resultar en estimadores sesgados cuando se emplea el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios. Para resolver estos problemas se considera el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios Completamente Modificados (FMOLS) y el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS). Phillips y Hansen (1993) propusieron una corrección semi paramétrica para el problema de correlación de largo plazo entre la ecuación de cointegración y las innovaciones de los regresores estocásticos que resultan en estimadores FMOLS los cuales están asintóticamente no sesgados. Por otro lado, Saikkonen (1992) y Stock y Watson (1993) desarrollaron un estimador asintóticamente eficiente el cual elimina la retroalimentación en el sistema de cointegración al aumentar la regresión con datos atrasados (lags) y datos adelantados (leads) de las variables independientes a este estimador se le conoce como Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos.

El estimador FMOLS considera el siguiente modelo de efectos fijos:

$$GGDPppp_{i,t} = \alpha_i + x'_{i,t}\beta + e_{i,t} \quad (18)$$

Donde $i = 1, 2 \dots N$ es el número de países, $t = 1, 2 \dots T$ es la dimensión tiempo, $GGDPppp_{i,t}$ es el crecimiento anual del Producto Interno Bruto per cápita por paridad de poder de compra (un proceso $I(1)$), β es un vector $(2*1)$ de parámetros, α_i es el intercepto y $e_{i,t}$ es el término de perturbación estacionaria. Aquí $x_{i,t}$ se asume que es un vector $(2*1)$ de variables independientes (Boone, Lerner y Concentration) las cuales son $I(1)$. Se asume que sigue un proceso autorregresivo de la siguiente forma:

$$x_{i,t} = x_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (19)$$

Innovation Vector, $W_{i,t} = (u_{i,t}, \epsilon_{i,t})$

Dado que $W_{i,t} = (u_{i,t}, \epsilon_{i,t}) \sim I(0)$ las variables se dicen que están cointegradas para cada miembro del panel con el vector cointegrante β . La distribución asintótica del estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios es condición para la matriz de covarianza de largo plazo del vector de innovación. Por tanto, el estimador FMOLS es derivado de hacer la corrección de endogeneidad (al modificar la variable $GGDPppp$) y la corrección de correlación serial (al modificar la covarianza de largo plazo del vector de innovación, $W_{i,t}$). El estimador resultante se expresa de la siguiente manera:

$$\hat{\beta}_{FMOLS} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) (x_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} * \left[\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i) \widehat{GGDPppp}_{it} - T\hat{\Delta}_{\epsilon u} \right) \right] \quad (20)$$

Por otra parte en el método DOLS se consideran datos adelantados y diferencias retrasadas a la variable GGDPppp y a otras variables independientes en la regresión cointegradora para controlar el problema de endogeneidad. También se incluyen datos adelantados y diferencias retrasadas para controlar el problema de correlación serial. Debido a lo anterior la ecuación a estimar bajo el marco del método DOLS se expresa de la siguiente forma:

$$GGDPppp_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \sum_{k=-p_1}^{p_2} \delta_k \Delta GGDPppp_{it-k} + \sum_{k=-q_1}^{q_2} \lambda_k \Delta x_{it-k} + e_{it} \quad (21)$$

Resultados

Con el fin de determinar el método de estimación apropiado, es necesario probar si las variables son estacionarias o no estacionarias y también su orden de integración. Así mismo, la dependencia transversal o correlación de la sección transversal también debe ser tomada en consideración para las variables empleadas en el estudio con el fin de decidir que prueba de raíz unitaria para panel de datos se aplicará.

Tabla 6
 Resultados de la prueba de dependencia transversal

Prueba Pesaran CD			
H ₀ : No dependencia transversal			
Variables	Ingreso alto	Ingreso medio	Ingreso bajo
Boone	5.770090*** (0.0000)	22.59491*** (0.0000)	2.872080*** (0.0041)
GDPppp	90.47730*** (0.0000)	151.2389*** (0.0000)	10.83587*** (0.0000)
Lerner	32.95945*** (0.0000)	12.31276*** (0.0000)	-2.380823** (0.0173)
GDPppp	74.33172*** (0.0000)	108.6876*** (0.0000)	9.805394*** (0.0000)
Concentration	5.770090*** (0.0000)	22.59491*** (0.0000)	2.872080*** (0.0041)
GDPppp	90.47730*** (0.0000)	151.2389*** (0.0000)	10.83587*** (0.0000)

Nota: *** indica un nivel de significancia de 1%, ** significa un nivel de significancia de 5% y * denota un nivel de significancia del 10%. Entre paréntesis se muestra la probabilidad.

Fuente: Elaboración propia.

La tabla (6) contiene los resultados de la prueba para detectar dependencia transversal en las variables utilizadas. Los resultados sugieren que es posible rechazar la hipótesis nula para todas las variables con un nivel de significancia del 1% en la mayoría de los casos. Por lo tanto, los residuos de la regresión del panel estándar se correlacionarán simultáneamente y esto debería abordarse mientras se realizan las pruebas de raíz unitaria para panel.

Se utilizan las pruebas Levin, Lin y Chu (LLC) desarrollada por Levine et al (2002), Breitung, Im, Pesharan y Shin (IPS), las pruebas ADF – Fisher y PP – Fisher desarrolladas por Choi (2001) además de la prueba CADF para probar la estacionariedad de las variables. La prueba CADF es una prueba de segunda generación que permite tomar en consideración la dependencia transversal.

Las pruebas IPS, ADF – Fisher y PP – Fisher estas relacionadas con la hipótesis nula de “los paneles contienen raíz unitaria individual” mientras que las pruebas LLC y Breitung examinan la hipótesis nula “el panel contiene raíz unitaria común”. Las variables deben exhibir que no son estacionarias en niveles y ser estacionarias en primeras diferencias para decir que son integradas de primer orden I(1). Si las variables son integradas de primer orden I(1) se puede proceder a comprobar la relación de cointegración de largo plazo. Las pruebas de raíz unitaria se llevaron a cabo empleando la especificación para la regresión que incorpora intercepto y tendencia. Las tablas (7), (8) y (9) presentan los resultados de la prueba de raíz unitaria para los países que exhiben evidencia de integración de primer orden I(1).

Tabla 7
Prueba de raíz unitaria para países de ingreso bajo para la variable Boone

Muestra: Ingreso bajo Boone						
Países: 8						
Intercepto y tendencia						
Variables	LLC	Breitung	IPS	ADF –Fisher	PP –Fisher	CADF
	t*	t	W	Chi	Chi	Z
	–statistic	–statistic	–statistic	–square	–square	(t – bar)
Nivel						
Boone	2.72896 (0.1668)	–0.69295 (0.2442)	0.32642 (0.6279)	11.8777 (0.7524)	36.5250*** (0.0024)	–0.959 (0.169)
GDPppp	–0.96683 (0.1668)	3.10320 (0.9990)	0.23386 (0.5925)	19.7536 (0.2315)	15.5371 (0.4857)	1.046 (0.852)
Primeras diferencias						
Boone	–0.87650 (0.1904)	–1.07907 (0.1403)	–0.38836 (0.3489)	19.4788 (0.2446)	76.1010*** (0.0000)	–5.319*** (0.000)
GDPppp	–2.73413*** (0.0031)	–0.88187 (0.1889)	–2.68341*** (0.0036)	34.2156*** (0.0051)	83.3473*** (0.0000)	–4.766*** (0.000)

Nota: *** indica un nivel de significancia de 1%, ** significa un nivel de significancia de 5% y * denota un nivel de significancia del 10%. Entre paréntesis se muestra la probabilidad.

Fuente: Elaboración propia.

La tabla (7) presenta los resultados de las pruebas de raíz unitaria los cuales exhiben que GDP PPP y Boone son no estacionarios en niveles pero se vuelven estacionarios en primeras diferencias, por tanto se dice que son integradas de primer orden I(1). En cuanto a las pruebas en nivel solo la prueba PP – Fisher muestra evidencia en contra de que la variable Boone sea no estacionaria. Mientras que para la variable GDPppp todas las pruebas apuntan a que la variable es estacionaria. Las pruebas PP – Fisher y CADF en primeras diferencias para la variable Boone aportan evidencia a favor de que la variable es estacionaria. Aunque solo dos pruebas de seis aportan evidencia de que la variable es estacionaria se consideró que la prueba CADF, la cual toma en cuenta la dependencia de sección transversal debe tener mayor peso, los resultados de esta prueba muestran evidencia de que la variable es estacionaria. Para la variable GDPppp, solo la prueba Breitung exhibe evidencia contraria a que GDPppp sea estacionaria. Por tanto, se procede a hacer la prueba de cointegración de Pedroni para esta muestra.

Tabla 8
 Prueba de raíz unitaria para países de ingreso bajo para la variable Concentration

Muestra: Ingreso bajo Concentration						
Países: 6						
Intercepto y tendencia						
Variables	LLC	Breitung	IPS	ADF –Fisher	PP –Fisher	CADF
	t*	t	W	Chi	Chi	Z
	–statistic	–statistic	–statistic	–square	–square	(t – bar)
Nivel						
Concentration	–2.85667*** (0.0021)	–1.50929* (0.0656)	–1.11856 (0.1317)	18.6604* (0.0971)	22.2580** (0.0347)	–0.101 (0.460)
GDPppp	0.07978 (0.5318)	2.01841 (0.9782)	1.08266 (0.8605)	7.40846 (0.8295)	6.38100 (0.8957)	2.778 (0.997)
Primeras diferencias						
Concentration	–4.89536*** (0.0000)	–4.57880*** (0.0000)	–3.18817*** (0.0007)	37.0291*** (0.0002)	75.0660*** (0.0000)	–4.749*** (0.000)
GDPppp	–3.76457*** (0.0001)	–1.82466** (0.0340)	–2.50948*** (0.0060)	26.7963*** (0.0083)	47.3180*** (0.0000)	–4.684*** (0.000)

Nota: *** indica un nivel de significancia de 1%, ** significa un nivel de significancia de 5% y * denota un nivel de significancia del 10%. Entre paréntesis se muestra la probabilidad.

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla (8) se encuentran los resultados de las pruebas de raíz unitaria para la muestra de países con bajo ingreso. En nivel las pruebas LLC, Breitung, ADF – Fisher, PP – Fisher aportan evidencia a favor de que la variable Concentration es estacionaria, mientras que las pruebas IPS y CADF señalan que la variable es no estacionaria. Como en el caso anterior se le da más peso a la prueba CADF por tanto se considera a la variable Concentration como no estacionaria en nivel. Por otro lado, todas

las pruebas en nivel indican que GDPppp es no estacionaria. Así mismo, las pruebas en primeras diferencias apuntan a que las variables Concentration y GDPppp son estacionarias. Por tanto, se cumple la condición de que las variables sean no estacionarias en niveles y estacionarias en primeras diferencias.

Tabla 9

Prueba de raíz unitaria para países de ingreso alto para la variable Concentration

Muestra: Ingreso alto Concentration						
Países: 48						
Intercepto y tendencia						
Variables	LLC	Breitung	IPS	ADF –Fisher	PP –Fisher	CADF
	t* –statistic	t –statistic	W –statistic	Chi –square	Chi –square	Z (t – bar)
Nivel						
Concentration	–1.92413** (0.0272)	1.22593 (0.8899)	–0.27978 (0.3898)	119.577* (0.0519)	112.984 (0.1136)	–0.383 (0.351)
GDPppp	4.56781*** (0.0000)	–3.15481*** (0.0008)	–1.16366 (0.1223)	107.279 (0.2028)	55.7209 (0.9997)	4.073 (1.000)
Primeras diferencias						
Concentration	–3.57108*** (0.0002)	–3.68281*** (0.0001)	–8.94329*** (0.0000)	261.333*** (0.0000)	730.030*** (0.0000)	–17.509*** (0.000)
GDPppp	–10.6652*** (0.0000)	–8.73042*** (0.0000)	–6.42453*** (0.0000)	198.962*** (0.0000)	264.504*** (0.0000)	–4.557*** (0.000)

Nota: *** indica un nivel de significancia de 1%, ** significa un nivel de significancia de 5% y * denota un nivel de significancia del 10%. Entre paréntesis se muestra la probabilidad.

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla (9) se exhiben los resultados de las pruebas de raíz unitaria para la muestra de países con altos ingresos para la variable Concentration. Las pruebas en nivel que encuentran evidencia en contra de que la variable Concentration sea no estacionaria son: LLC y ADF – Fisher, el resto de las pruebas apuntan a que la variable Concentration es no estacionaria. En cuanto a la variable GDPppp las pruebas IPS, ADF – Fisher, PP – Fisher y CADF muestran que es no estacionaria en nivel. Las pruebas en primera diferencia para ambas variables apuntan a que las dos son estacionarias. En este caso, se encuentra que se puede realizar la prueba de cointegración entre las variables que se están considerando porque son integradas de primer orden.

Para poder comprobar la existencia de cointegración entre GDPppp y las variables que miden el nivel de competencia, se utiliza la prueba Pedroni de cointegración para panel de datos. Esta prueba se realiza para las siguientes muestras: ingresos bajos Boone, ingresos bajos Concentration y altos ingresos Concentration. La prueba se realizó con tres diferentes especificaciones deterministas estas son: intercepto, intercepto y tendencia y sin intercepto ni tendencia. Las tablas (10), (11) y (12) contienen los resultados de la prueba bajo la especificación intercepto y tendencia.

Tabla 10

Prueba de cointegración Pedroni con intercepto y tendencia para la muestra bajos ingresos Boone

Muestra: ingresos bajos Boone				
Intercepto y tendencia				
	Estadístico	Probabilidad	Estadístico con pesos	Probabilidad
Panel v	0.499856	(0.3086)	-1.218261	(0.8884)
Panel rho	-0.934889	(0.1749)	-1.091422	(0.1375)
Panel PP	-2.829097***	(0.0023)	-3.549629***	(0.0002)
Panel ADF	2.438929	(0.9926)	-0.621665	(0.2671)
Group rho	-0.308978	(0.3787)		
Group PP	-4.792453***	(0.0000)		
Group ADF	-0.458294	(0.3234)		

Nota: *** indica un nivel de significancia de 1%, ** significa un nivel de significancia de 5% y * denota un nivel de significancia del 10%.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de la prueba de cointegración para la muestra de países con ingreso bajo para la variable Boone con la especificación intercepto y tendencia se muestran en la tabla (10). En esta especificación la hipótesis de no correlación se rechaza en ocho de once estadísticos. En la especificación determinista con intercepto la hipótesis de no correlación se rechaza en uno de once estadísticos. En la tercera especificación determinista sin intercepto ni tendencia la hipótesis de no correlación se rechaza en cuatro de once estadísticos. Por tanto, los resultados apuntan a que de tres especificaciones en dos se acepta la hipótesis de la existencia de correlación.

Tabla 11

Prueba de cointegración Pedroni con intercepto y tendencia para la muestra ingresos bajos Concentration

Muestra: Ingresos bajos Concentration				
Intercepto y tendencia				
	Estadístico	Probabilidad	Estadístico con pesos	Probabilidad
Panel v	0.276531	(0.3911)	-1.580707	(0.9430)
Panel rho	-0.141203	(0.4439)	-1.182825	(0.1184)
Panel PP	-1.482679*	(0.0691)	-2.940319***	(0.0016)
Panel ADF	-1.432130*	(0.0761)	-3.510098***	(0.0002)
Group rho	0.602109	(0.7264)		
Group PP	-1.832517**	(0.0334)		
Group ADF	-2.257041**	(0.0120)		

Nota: *** indica un nivel de significancia de 1%, ** significa un nivel de significancia de 5% y * denota un nivel de significancia del 10%.

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla (11) se muestran los resultados de la prueba de cointegración de Pedroni para la muestra de ingresos bajos con la variable Concentration. Los resultados muestran que cinco de once estadísticos rechazan la hipótesis de no correlación. En cuanto a la especificación con intercepto tres de once estadísticos rechazan la hipótesis de no correlación. Los resultados de la especificación sin intercepto ni tendencia muestra que todos los estadísticos rechazan la hipótesis de correlación. En consecuencia, dos de tres especificaciones indican que existe correlación.

Tabla 12
 Prueba de cointegración Pedroni con intercepto y tendencia para la muestra ingresos altos
 Concentration

Muestra: Ingresos altos Concentration				
Intercepto y tendencia				
	Estadístico	Probabilidad	Estadístico con pesos	Probabilidad
Panel v	-1.555578	(0.9401)	-4.456452	(1.0000)
Panel rho	-1.365394*	(0.0861)	-0.741187	(0.2293)
Panel PP	-4.783145***	(0.0000)	-5.107233***	(0.0000)
Panel ADF	-4.222028***	(0.0000)	2.864839***	(0.0021)
Group rho	0.924684	(0.8224)		
Group PP	-5.441888***	(0.0000)		
Group ADF	-2.528440***	(0.0057)		

Nota: *** indica un nivel de significancia de 1%, ** significa un nivel de significancia de 5% y * denota un nivel de significancia del 10%.

Fuente: Elaboración propia.

La tabla (12) contiene los resultados de la prueba de cointegración Pedroni para la muestra ingresos altos con la variable Concentration. Los resultados de la especificación determinista que incluye el intercepto y la tendencia muestran que seis de once estadísticos permiten rechazar la hipótesis de no correlación. En la especificación determinista que incluye intercepto nueve de once estadísticos aportan evidencia en contra de la hipótesis de no correlación. La especificación que considera un modelo determinista sin tendencia ni intercepto rechaza la hipótesis de no correlación en tres de once estadísticos. De manera que dos de tres especificaciones aportan evidencia en contra de la hipótesis de no correlación.

Los resultados de la prueba Pedroni permiten argumentar a favor de una relación de cointegración para las tres muestras que fueron analizadas: ingresos bajos Boone, ingresos bajos Concentration e ingresos altos Concentration.

Con el fin de estimar el coeficiente de largo plazo para las muestras antes mencionadas se emplean los métodos de Mínimos Cuadrados Ordinarios Totalmente Modificados (FMOLS) desarrollado por Pedroni (2000) y el método de Mínimos Cuadrados de Panel Dinámico (DOLS). Cada uno de los métodos antes mencionados cuenta con tres estimadores diferentes los cuales son: agrupado, agrupado con peso y media agrupada. En esta investigación se emplea el estimador agrupado con peso propuesto

en los trabajos de Pedroni (2001) y Kao y Chiang (2000), el cual permite diferentes variaciones de largo plazo entre la sección transversal para paneles heterogéneos. Por otro lado, el método DOLS es una extensión del modelo con rezagos y adelantos de las diferencias de las variables dependientes e independientes y permite superar el problema de endogeneidad asintótica y correlación serial. Al igual que con el método FMOLS se emplea el estimador con peso desarrollado por Mark y Sul (2003) el cual permite una variación heterogénea a largo plazo.

Tabla 13
 Resultados de la estimación con los métodos FMOLS y DOLS para la muestra ingresos bajos Boone

FMOLS			
Variable independiente	Coefficiente	Estadístico-t	Probabilidad
Boone	-34.01313***	-305.3984	(0.0000)
Estadísticas			
R-cuadrado	0.842033		
DOLS			
Variable independiente	Coefficiente	Estadístico-t	Probabilidad
Boone	-212.9264	-0.849638	(0.3991)
Estadísticas			
R-cuadrado	0.897403		

Nota: *** indica un nivel de significancia de 1%, ** significa un nivel de significancia de 5% y * denota un nivel de significancia del 10%.

Fuente: Elaboración propia.

La tabla (13) muestra los resultados de las estimaciones con los métodos FMOLS y DOLS para la muestra ingresos bajos Boone. Los resultados muestran que existe una relación positiva de largo plazo entre el nivel de competencia medido por el índice Boone y el crecimiento económico cuando se considera el método FMOLS. Un aumento de 1% en la variable Boone significaría una disminución de 34 dólares en la variable GDPppp. La variable Boone es estadísticamente significativa Cabe mencionar que valores negativos de la variable Boone significan mayor competencia por lo que un aumento de esta variable significaría menor competencia. Los resultados del método DOLS señalan que la variable Boone no es estadísticamente significativa.

Tabla 14

Resultados de la estimación con los métodos FMOLS y DOLS para la muestra ingresos bajos

Concentration

FMOLS			
Variable independiente	Coefficiente	Estadístico-t	Probabilidad
Concentration	-14.67227***	-448.6701	(0.0000)
Estadísticas			
R-cuadrado	0.878444		
DOLS			
Variable independiente	Coefficiente	Estadístico-t	Probabilidad
Concentration	-14.39543***	-5.790334	(0.0000)
Estadísticas			
R-cuadrado	0.927270		

Nota: *** indica un nivel de significancia de 1%, ** significa un nivel de significancia de 5% y * denota un nivel de significancia del 10%.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de las estimaciones con los métodos FMOLS y DOLS para la muestra ingresos bajos Concentration se muestran en la tabla (14). En ambas estimaciones se encuentra que existe una relación negativa entre GDPppp y Concentration. La estimación empleando el método FMOLS indica que un aumento de 1% en la variable Concentration implica una disminución de 14.6 dólares en la variable GDPppp. Por otro lado, la estimación que utiliza el método DOLS señala que un aumento de 1% en la variable significa una disminución de 14.3 dólares en la variable GDPppp. En ambos modelos de estimación la variable Concentration es estadísticamente significativa al 1%.

Tabla 15

Resultados de la estimación con los métodos FMOLS y DOLS para la muestra ingresos altos

Concentration

FMOLS			
Variable independiente	Coefficiente	Estadístico-t	Probabilidad
Concentration	-49.88484***	-2296.319	(0.0000)
Estadísticas			
R-cuadrado	0.897826		
DOLS			
Variable independiente	Coefficiente	Estadístico-t	Probabilidad
Concentration	-108.2681***	-4.999600	(0.0000)
Estadísticas			
R-cuadrado	0.92		

Nota: *** indica un nivel de significancia de 1%, ** significa un nivel de significancia de 5% y * denota un nivel de significancia del 10%.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de las estimaciones para la muestra ingresos altos Concentration se exhiben en la tabla (15). Se muestra que en ambas estimaciones FMOLS y DOLS se encuentra una relación negativa

entre Concentration y GDPppp. Un aumento de 1% en la variable Concentration sugiere una reducción de 49.8 en la variable GDPppp de acuerdo a los resultados de la estimación con el método FMOLS. Por otra parte, los resultados de la estimación con el método DOLS indican que un aumento de 1% de la variable Concentration significaría una disminución de 108 dólares en la variable GDPppp. Ambas variables son estadísticamente significativas al 1% en las dos estimaciones utilizadas.

En consecuencia, los resultados para las muestras de bajos ingresos Concentration e ingresos altos Concentration, exhiben una relación negativa entre Concentration y GDPppp. El efecto reductor del crecimiento económico es mayor en la muestra ingresos altos Concentration.

Mientras que los resultados de la muestra de bajos Ingresos Boone indican una relación positiva entre competencia y GDPppp. Es importante resaltar que de los métodos de estimación en solo uno el coeficiente es estadísticamente significativo para esta muestra.

Conclusiones

Se estudiaron nueve muestras tres por cada medida de estructura de mercado. En primer lugar, se realizó la prueba CD de Pesaran para buscar evidencia de codependencia de sección transversal. Los resultados muestran evidencia a favor de la presencia de dependencia transversal para todas las variables. Por esta razón además de utilizar las pruebas de primera generación LLC, Breitung, IPS, ADF – Fisher y PP – Fisher; se utilizó la prueba de segunda generación CADF la cual toma en consideración la dependencia transversal. Los resultados de las pruebas de raíz unitaria muestran evidencia de integración de primer orden $I(1)$ para las muestras: bajos ingresos Boone, bajos ingresos Concentration y altos ingresos Concentration. En consecuencia, para estas tres muestras se realizaron las pruebas de cointegración de Pedroni. Se encontró evidencia a favor de la existencia de una relación de cointegración de largo plazo para las tres muestras. Por último, se realizaron las estimaciones con los métodos FMOLS y DOLS. Se detectó que existe evidencia de una relación de cointegración de largo plazo negativa entre el nivel de concentración bancaria y el crecimiento económico para las muestras bajos ingresos Concentration e ingresos altos Concentration. Estos resultados son coherentes con la predicción teórica de que mayor competencia bancaria se traduce en mayor crecimiento económico. Por tanto, la evidencia encontrada apoya el enfoque de poder de mercado. De igual manera, se encontró una relación de cointegración de largo plazo positiva entre la eficiencia medida por el índice Boone y el crecimiento económico. La evidencia proviene de la muestra ingresos bajos Boone. Este resultado también apoya el enfoque de poder de mercado.

Por otra parte, los resultados de las tres muestras bajos ingresos Concentration, ingresos altos Concentration e ingresos bajos Boone coinciden con las conclusiones de los trabajos de Mitchener y

Wheelock (2013), Adu-Asare Idun y Aboagye (2014), Caggiano y Calice (2016), Banya y Biekpe (2017) y Rakshit y Bardhan (2019). Por otro lado, en el trabajo de Ajisafe y Ajide (2014) el cual estudia la relación entre competencia en el sector bancario y el crecimiento económico para el caso de Nigeria, se emplean técnicas de estimación de corto y largo plazo. Sus resultados muestran que tanto en el corto como en el largo plazo la relación entre competencia bancaria y crecimiento económico es positiva lo que coincide con los resultados obtenidos. Por otra parte, no encontramos evidencia de que los resultados de las estimaciones se vean afectados por el nivel de ingreso. Los coeficientes de correlación encontrados son altos para ambas estimaciones para las muestras ingresos altos Concentration e ingresos bajos Boone con un promedio de .9

En base a los resultados empíricos obtenidos en este estudio los cuales sugieren que la competencia bancaria podría ser beneficiosa para el crecimiento económico. Es decir, a medida que la competencia bancaria aumenta a través del canal de la eficiencia y de la disminución de la concentración, esto a su vez significa en última instancia el aumento del crecimiento económico. Por tanto, se sugiere implementar medidas que restrinjan la concentración de fondos en un número pequeño de instituciones bancarias. Así como medidas que incentiven la competencia en el sector bancario a través de políticas que fortalezcan la eficiencia en el sector. Por otro lado, una limitación de este análisis es que no se incorporan variables de control. Los hallazgos sugieren una pregunta importante ¿cuál sería el efecto de la competencia en el sector bancario sobre la estabilidad del mismo en el largo plazo?

Referencias

- Abdullah, S.M., Siddiqua, S. & Huque, R. (2017). Is health care a necessary or luxury product for Asian countries? An answer using panel approach. *Health Economics Review*, 7, 4
<https://doi.org/10.1186/s13561-017-0144-8>
- Adu-Asare Idun, A., & Aboagye, A. (2014). Bank competition, financial innovations and economic growth in Ghana. *African Journal of Economic and Management Studies*, 5(1), 30–51.
<https://doi.org/10.1108/ajems-09-2012-0057>
- Ajisafe, R. A., & Ajide, F. M. (2014). Bank competition and economic growth: Evidence from Nigeria. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences*, 5(5), 419-425.
<https://hdl.handle.net/10520/EJC163080>
- Banya, R. M., & Biekpe, N. (2017). Bank competition and economic growth. *Journal of Economic Studies*, 44(2), 245–265. <https://doi.org/10.1108/jes-09-2015-0169>
- Bonaccorsi Di Patti, E. and Dell’Ariccia, G. (2004) Bank Competition and Firm Creation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36, 225-251. <https://doi.org/10.1353/mcb.2004.0011>

- Caggiano, G., & Calice, P. (2016). Bank Competition, Financial Dependence, and Economic Growth in the Gulf Cooperation Council. *Policy Research Working Papers*. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-7687>
- Cetorelli, N., & Gambera, M. (2001). Banking Market Structure, Financial Dependence and Growth: International Evidence from Industry Data. *The Journal of Finance*, 56(2), 617–648. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00339>
- Coccorese, P. (2017). Banking competition and economic growth. *Handbook of Competition in Banking and Finance*, 230–263. <https://doi.org/10.4337/9781785363306.00020>
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249–272. [https://doi.org/10.1016/s0261-5606\(00\)00048-6](https://doi.org/10.1016/s0261-5606(00)00048-6)
- Dayé, M., Houssa, R., & Reding, P. (2016). Improving MSMEs access to external financing in Low Income Countries: Is there a role for Development Cooperation? *Reflets et Perspectives de La Vie Économique*, Tome LV(1), 9–28. <https://doi.org/10.3917/rpve.551.0009>
- Dell’Ariccia, G., & Marquez, R. (2004). Information and bank credit allocation. *Journal of Financial Economics*, 72(1), 185–214. [https://doi.org/10.1016/s0304-405x\(03\)00210-1](https://doi.org/10.1016/s0304-405x(03)00210-1)
- de Guevara, J. F. & Maudos, J. (2017). Competition in the European banking markets in the aftermath of the financial crisis. *Handbook of Competition in Banking and Finance*, 118–138. <https://doi.org/10.4337/9781785363306.00014>
- de Guevara J. F. & Maudos, J. (2007). Banking competition, financial dependence and economic growth. In *Bank of Finland Conference Proceedings Financial Markets, Innovation and Growth*.
- Diallo, B., & Koch, W. (2018). Bank Concentration and Schumpeterian Growth: Theory and International Evidence. *The Review of Economics and Statistics*, 100(3), 489–501. https://doi.org/10.1162/rest_a_00679
- Fohlin, C., & Jaremski, M. (2020). U.S. banking concentration, 1820–2019. *Economics Letters*, 190, 109104. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2020.109104>
- Jayakumar, M., Pradhan, R. P., Dash, S., Maradana, R. P., & Gaurav, K. (2018). Banking competition, banking stability, and economic growth: Are feedback effects at work? *Journal of Economics and Business*, 96, 15–41. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2017.12.004>
- Kao, C. D., & Chiang, M.-H. (1997). On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2379>
- Levin, A., Lin, C.-F., & James Chu, C.-S. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(01)00098-7)

- Lijesen, M. G., Nijkamp, P., & Rietveld, P. (2002). Measuring competition in civil aviation. *Journal of Air Transport Management*, 8(3), 189–197. [https://doi.org/10.1016/s0969-6997\(01\)00048-5](https://doi.org/10.1016/s0969-6997(01)00048-5)
- Mark, N. C., & Sul, D. (2003). Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(5), 655–680. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2003.00066.x>
- Mitchener, K. J., & Wheelock, D. C. (2013). Does the structure of banking markets affect economic growth? Evidence from U.S. state banking markets. *Explorations in Economic History*, 50(2), 161–178. <https://doi.org/10.3386/w15710>
- Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, 93–130. [https://doi.org/10.1016/s0731-9053\(00\)15004-2](https://doi.org/10.1016/s0731-9053(00)15004-2)
- Pedroni, P. (2001). Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727–731. <https://doi.org/10.1162/003465301753237803>
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Petersen, M. A., & Rajan, R. G. (1995). The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 407–443. <https://doi.org/10.2307/2118445>
- Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99. <https://doi.org/10.2307/2297545>
- Rakshit, B., & Bardhan, S. (2019). Does bank competition promote economic growth? Empirical evidence from selected South Asian countries. *South Asian Journal of Business Studies*, 8(2), 201–223. <https://doi.org/10.1108/SAJBS-07-2018-0079>
- Saikkonen, P. (1992). Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation. *Econometric Theory*, 8(01), 1–27. <https://doi.org/10.1017/S0266466600010720>
- Schaeck, K., & Cihák, M. (2013). Competition, Efficiency, and Stability in Banking. *Financial Management*, 43(1), 215–241. <https://doi.org/10.1111/fima.12010>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, 61(4), 783. <https://doi.org/10.2307/2951763>
- Triki, T., & Gajigo, O. (2014). Credit Bureaus and Registries and Access to Finance: New Evidence from 42 African Countries. *Journal of African Development*, 16(2), 73–101. <https://doi.org/10.5325/jafrideve.16.2.0073>

Vural, G. (2020). Renewable and non-renewable energy-growth nexus: A panel data application for the selected Sub-Saharan African countries. *Resources Policy*, 65, 101568.
<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101568>

Anexo

Lista 1a. Países muestra Ingresos altos Boone (46 países)

Austria, Bahamas, Bahréin, Barbados, Bélgica, Canadá, Chile, Croacia, Chipre, República Checa, Dinamarca, Estonia, Finlandia, Francia, Alemania, Hong Kong, Hungría, Irlanda, Israel, Italia, Japón, Kuwait, Letonia, Lituania, Luxemburgo, Macao, Malta, Países Bajos, Noruega, Omán, Panamá, Polonia, Portugal, Qatar, Arabia Saudita, Singapur, República Eslovaca, Eslovenia, España, Suecia, Suiza, Trinidad y Tobago, Emiratos Árabes Unidos, Reino Unido, Estados Unidos y Uruguay

Lista 2a. Países muestra Ingresos medio Boone (58 países)

Algeria, Angola, Argentina, Armenia, Azerbaiyán, Bangladesh, Bielorrusia, Belice, Bolivia, Bosnia y Herzegovina, Brasil, Bulgaria, Camboya, Camerún, China, Colombia, Costa Rica, Costa de Marfil, República Dominicana, Ecuador, Egipto, El Salvador, Georgia, Guatemala, Honduras, India, Indonesia, Jordán, Kazajistán, Kenia, Líbano, Libia, Mauritania, Mauricio, México, Moldavia, Marruecos, Nicaragua, Nigeria, Macedonia del Norte, Pakistán, Paraguay, Perú, Rumania, Rusia, Senegal, Serbia, Sudáfrica, Sri Lanka, Sudan, Tailandia, Túnez, Turquía, Ucrania, Uzbekistán, Venezuela, Vietnam y Zambia

Lista 3a. Países muestra Ingresos bajos Boone (8 países)

Benín, Burkina Faso, Burundi, Etiopía, Malawi, Malí, Nepal y Uganda

Lista 4a. Países muestra Ingresos altos Lerner (40 países)

Australia, Bahamas, Bahréin, Bélgica, Canadá, Chile, Croacia, Chipre, República Checa, Dinamarca, Francia, Alemania, Hong Kong, Hungría, Israel, Italia, Japón, Letonia, Lituania, Luxemburgo, Macao, Malta, Países Bajos, Noruega, Omán, Panamá, Polonia, Portugal, Arabia Saudita, Singapur, República Eslovaca, Eslovenia, España, Suecia, Suiza, Trinidad y Tobago, Emiratos Árabes Unidos, Reino Unido, Estados Unidos y Uruguay

Lista 5a. Países muestra Ingresos medios Lerner (42 países)

Argentina, Armenia, Azerbaiyán, Bangladesh, Bielorrusia, Bolivia, Brasil, China, Colombia, Costa Rica, Costa de Marfil, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Georgia, Honduras, India, Indonesia,

Jordán, Kazajistán, Kenia, Líbano, Malasia, Mauricio, Marruecos, Nigeria, Macedonia del Norte, Pakistán, Paraguay, Perú, Rumania, Rusia, Senegal, Sudáfrica, Tailandia, Túnez, Turquía, Ucrania, Venezuela, Vietnam y Zambia

Lista 6a. Países muestra Ingresos bajos Lerner (4 países)

Benín, Burkina Faso, Burundi y Etiopía

Lista 7a. Países muestra Ingresos altos Concentration (48 países)

Australia, Austria, Bahamas, Bahréin, Barbados, Bélgica, Canadá, Chile, Croacia, Chipre, República Checa, Dinamarca, Estonia, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Hong Kong, Hungría, Irlanda, Israel, Italia, Japón, Kuwait, Letonia, Lituania, Luxemburgo, Macao, Malta, Países Bajos, Noruega, Omán, Panamá, Polonia, Portugal, Qatar, Arabia Saudita, Singapur, República Eslovaca, Eslovenia, España, Suecia, Suiza, Trinidad y Tobago, Emiratos Árabes Unidos, Reino Unido, Estados Unidos y Uruguay.

Lista 8a. Países muestra Ingresos medios Concentration (56 países)

Algeria, Angola, Argentina, Armenia, Azerbaiyán, Bangladesh, Bielorrusia, Bolivia, Bosnia y Herzegovina, Botsuana, Brasil, Bulgaria, Camerún, China, Colombia, Costa Rica, Costa de Marfil, República Dominicana, Ecuador, Egipto, El Salvador, Georgia, Guatemala, Honduras, India, Indonesia, Jordán, Kazajistán, Kenia, Líbano, Libia, Malasia, Mauricio, México, Moldavia, Marruecos, Nicaragua, Nigeria, Macedonia del Norte, Pakistán, Paraguay, Perú, Rumania, Rusia, Senegal, Serbia, Sudáfrica, Sri Lanka, Tailandia, Túnez, Turquía, Ucrania, Uzbekistán, Venezuela, Vietnam y Zambia

Lista 9a. Países muestra Ingresos bajos Concentration (6 países)

Benín, Burkina Faso, Burundi, Malawi, Nepal y Uganda