

ARTÍCULO ORIGINAL

Estructura de mercado y competencia en el sistema financiero peruano en el periodo 2011–2022

Market Structure and Competition in the Peruvian Financial System during the period 2011–2022

Eduard Salcca Lagar*

Universidad Nacional del Altiplano, Puno, Perú ; ORCID: <https://orcid.org/0009-0004-9548-1923>

*Correspondencia al correo: esalcca@gmail.com

(Recibido 18 de noviembre, 2025; aceptado 28 de diciembre, 2025)

Resumen

La presente investigación analiza la estructura de mercado y su relación con el nivel de competencia del sistema financiero peruano durante el periodo 2011–2022. Se emplea un enfoque cuantitativo, no experimental y explicativo, utilizando indicadores de concentración, como ratio de concentración e índice Herfindahl-Hirschman, así como las medidas de competencia basadas en los modelos de Panzar-Rosse, Lerner y Boone. El análisis se aplica a datos de panel balanceado de 45 entidades financieras supervisadas por la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. Los resultados muestran un elevado nivel de concentración, especialmente en la banca múltiple, con ratio de concentración entre 72% y 77% y el índice Herfindahl-Hirschman entre 1500 y 1760. El estadístico H, igual a 0.78, evidenciando un entorno de competencia monopolística. Los índices de Lerner y Boone reflejan en sus inicios altos niveles de competencia; sin embargo, ambos muestran una tendencia decreciente a lo largo del periodo analizado. Asimismo, se observa que la banca mantiene mayor poder de mercado en comparación con el segmento no bancario. En conclusión, el sistema financiero peruano se caracteriza por alta concentración y competencia monopolística, con niveles de competencia que disminuyen progresivamente mientras aumenta el poder de mercado.

Palabras clave: Competencia, concentración, modelo de Panzar-Rosse, sistema financiero.

Abstract

The present study analyzes market structure and its relationship with the level of competition in the Peruvian financial system during the period 2011–2022. A quantitative, non-experimental, and explanatory approach is employed, using concentration indicators such as the concentration ratio and the Herfindahl-Hirschman Index, as well as competition measures based on the Panzar-Rosse, Lerner, and Boone models. The analysis is conducted using balanced panel data from 45 financial institutions supervised by the Superintendency of Banking, Insurance, and Pension Funds. The results reveal a high level of concentration, particularly in the multiple banking sector, with concentration ratios ranging from 72% to 77% and Herfindahl-Hirschman Index values between 1500 and 1760. The H-statistic, with a value of 0.78, indicates a monopolistic competition environment. The Lerner and Boone indices initially reflect high levels of competition; however, both exhibit a declining trend over the analyzed period. Additionally, the banking sector is observed to maintain greater market power compared to the non-banking segment. In conclusion, the Peruvian financial system is characterized by high concentration and monopolistic competition, with competition levels progressively decreasing as market power increases.

Keywords: *Competition, Concentration, Panzar-Rosse model, Financial system.*

1. Introducción

El sistema financiero tiene un rol importante para el desarrollo económico, cuya función básica es movilizar los recursos hacia actividades de inversión. En el caso peruano, la estructura del sistema financiero ha mostrado procesos de fusiones y adquisiciones, a mano de desarrollo e innovación, cambios tecnológicos y regulatorios. Según la información y reportes estadísticos de Superintendencia de Banca, Seguros y AFP evidencian una elevada concentración, especialmente en la banca múltiple, donde solo cuatro bancos dominan la gran parte de los activos, créditos y depósitos. Esta dinámica plantea la necesidad de evaluar la estructura de mercado y competencia del sistema financiero peruano.

En estudios empíricos, se han empleado medidas de competencias como el índice de Lerner (1934) que mide el poder de mercado de una empresa, y uno de los métodos más utilizados es el modelo de Panzar & Rosse (1987) que estima la competencia en la industria bancaria, calculando el estadístico H. Estos modelos se han aplicado internacionalmente dando su utilidad en diversos contextos y analizada por autores como Bikker & Haaf (2002), Claessens & Laeven (2004) y Yeyati & Micco (2007). Por su parte, Boone (2008) mide la competencia relacionando la eficiencia y beneficios. Según Claessens & Laeven (2004) la competitividad bancaria depende de las facilidades de entrada y reducción de restricciones que de la estructura de mercado. Por su parte, Martínez-Miera & Repullo (2010) expone que la relación entre competencia y estabilidad es no lineal, donde niveles moderados de competencia minimiza el riesgo y muy altos lo incrementa.

La evidencia internacional muestra que los sistemas bancarios operan mayoritariamente bajo esquemas de competencia monopolística u oligopolio competitivo. McHugh (2023) y Flores Arévalo (2021) encuentran, mediante el modelo de Panzar-Rosse, que los mercados bancarios presentan competencia limitada, pero distinta al monopolio puro. Asimismo, Guidi (2021) evidencia que los procesos de concentración tienden a reducir la competencia. Por su parte, Malini y Putri (2020) muestran diferencias estructurales entre países, donde mayores niveles de concentración se asocian con un mayor poder de mercado bancario.

En América Latina, la concentración en el sistema financiero ha tenido un comportamiento similar, acompañado de participaciones de capital extranjero (Yeyati & Micco, 2007; Yildirim & Philippatos, 2007). Autores como Torres & Castaño (2020) caso Colombia y Camino-Mogro & Armijos-Bravo (2018) caso Ecuador, hallaron que los mercados bancarios operan en competencia monopolística y oligopólica, donde pocas entidades dominan el mercado. En ese sentido, otros factores como el desarrollo tecnológico, inclusión financiera y regulación eficiente han condicionado los niveles de competencia (Khan et al., 2017; Ventouri, 2018).

En el caso peruano, los estudios coinciden en señalar un alto grado de concentración bancaria y bajos niveles de competencia. Bravo et al. (2022) y Jiménez Rivera (2020) encuentran que el mercado de créditos y depósitos está dominado por pocas entidades, con competencia limitada. Asimismo, Huayta et al. (2018) y Céspedes-Reynaga y Orrego (2014) concluyen que tanto la banca múltiple como las micro financieras operan bajo un esquema de competencia monopolística, mientras que Mayorca y Aguilar (2016) advierten que mayores niveles de competencia pueden afectar negativamente la calidad de la cartera crediticia. Teniendo en cuenta los estudios y los hallazgos, la presente investigación complementa y refuerza los resultados sobre concentración y competencia, analizando la evolución de la estructura de mercado y el grado de competencia en el sistema financiero peruano.

Las causas de la concentración bancaria pueden darse por mayores barreras de entrada, altos costos, economías de escala y regulaciones exigentes (Heflebower, 1957; Zurita, 2014). Asimismo, la diferenciación de productos y segmentación respalda la participación de las empresas financieras líderes (De Guevara et al., 2005; Petersen & Rajan, 1995). Además, los bancos más grandes tienen ventajas de integración, lo que amplía el acceso a redes, sistemas e infraestructura más desarrolladas (Malini

& Putri, 2020). Las consecuencias de alta concentración bancaria y falta de competitividad pueden generar mayores márgenes financieros, reducir la oferta de crédito y aumentar su costo, reducir la innovación y afectar la eficiencia en la asignación de créditos (Beck et al., 2004; Spierdijk & Shaffer, 2015). No obstante, se alega que, a pesar de una alta concentración bancaria, la competencia puede incrementarse fomentando la estabilidad y resiliencia frente a crisis (Simatele, 2015).

1.1 *Literatura sobre estructura de mercado y competencia*

En modelo Estructura-Conducta-Desempeño (SCP, siglas en inglés), como un enfoque tradicional, fue planteada por Joe S. Bain en la década de 1950. La hipótesis del modelo es que, según Bain (1951), la estructura de mercado, como la concentración, influye en el comportamiento de las empresas, y el comportamiento afecta el rendimiento medible del mercado como márgenes de ganancia. Por lo cual, la estructura de mercado determina la conducta de las empresas, y esta determina su desempeño (Heflebower, 1957). El modelo SCP ha sido desarrollado por diversos estudios aplicados en la organización industrial y en el sistema financiero, especialmente la industria bancaria, los estudios se basan en que la estructura de mercado incide en las conductas empresariales, y estas afectan a los resultados como la rentabilidad y la eficiencia. De este modo, una mayor concentración de mercado limita los niveles de competencia y fortalece el poder de mercado a las empresas (Bikker & Haaf, 2002; Guidi, 2021; Khan et al., 2017; U-Din et al., 2018).

Por su parte, la Hipótesis de Estructura Eficiente (ESH, siglas en inglés) argumenta que la concentración de mercado se origina de la competencia, donde las empresas con mejores tecnologías, menores costos, economías de escala y gestiones más eficaces obtienen mayores beneficios e incrementan su participación de mercado (Demsetz, 1973; Lelissa & Kuhil, 2018). Este enfoque precisa que la relación positiva entre concentración y desempeño se debe a la eficiencia de las empresas y no de prácticas colusivas, como indica el paradigma SCP (Bikker & Haaf, 2002; Navin & Sinha, 2019). El enfoque ESH desarrolla que, en un entorno competitivo, las empresas más eficientes ganan la competencia y se expanden, lo que les permite obtener mayores beneficios y mayor cuota de mercado (Lelissa & Kuhil, 2018). Este contexto, genera que el mercado se concentre más, y esta concentración es resultado de la superioridad competitiva de las empresas que tienen menores costos, mejores productos y que aprovechan las economías de escala, y no de colusión o prácticas monopolísticas (Berger et al., 2004; Demsetz, 1973; Khan et al., 2017; Navin & Sinha, 2019). Asimismo, las políticas de antimonopolio podrían reducir la eficiencia y frenar el crecimiento de las empresas grandes (Guidi, 2021). Resumiendo, la concentración se relaciona más con la eficiencia que con la colusión, y que las políticas públicas ineficientes podrían afectar negativamente el progreso económico (Demsetz, 1973).

Mientras tanto, la Nueva Organización Industrial Empírica (NEIO, siglas en inglés) surge como una alternativa y en respuesta a los estudios de SCP, donde se centra en analizar industrias específicas en lugar de un análisis transversal de industrias, con el fin de entender el comportamiento empresarial dentro de un sector en base a la evidencia estadística (Lelissa & Kuhil, 2018; Waldman & Jensen, 2016). Estos enfoques de la NEIO evalúan los niveles de competencia y analizan la conducta competitiva de las empresas sin requerir información de la estructura de mercado (Bikker & Haaf, 2002).

1.1.1 *Índices de medidas de concentración*

El índice de concentración (CR_k) muestra los niveles de concentración dentro de una industria, medido por la cuota de mercado. Este índice es la participación acumulada de las k empresas más grandes de la industria y los valores típicos de k son 4, 5, 8 y 10. Entonces, CR_4 es la suma de la cuota de mercado de las cuatro empresas más grandes del mercado. Comúnmente, la variable utilizada para medir el tamaño del mercado son las ventas, pero también suele utilizarse otras variables como los activos o el empleo (Memić, 2015; Waldman & Jensen, 2016). El índice se presenta de la siguiente manera:

$$CR_k = \sum_{i=1}^k S_i = S_1 + S_2 + S_3 + \dots + S_k \quad (1)$$

Donde S_i es la cuota de mercado individuales de las empresas, k es el numero elegido de las empresas más grandes de la industria. Los valores del indicador van desde levemente superior a 0 para un mercado perfectamente competitiva hasta un valor de 1 para un monopolio (Waldman & Jensen, 2016).

El Índice Herfindahl-Hirschman (HHI) es una medida estadística de concentración de mercado que considera tanto el número de empresas como la distribución de las cuotas de mercado. El HHI se calcula como la suma de los cuadrados de la cuota de mercado de todas las empresas de la industria (Memić, 2015; Waldman & Jensen, 2016).

$$HHI = \sum_{i=1}^n S_i^2 = S_1^2 + S_2^2 + S_3^2 + \dots + S_n^2 \quad (2)$$

Donde S_i es la cuota de mercado de la empresa i y n es el número total de empresas de la industria. Los valores de este indicador varían entre 0 para una industria de competencia perfecta y 10,000 para un monopolio (Waldman & Jensen, 2016; Zurita, 2014). A mayor valor del indicador, mayor será la concentración de mercado y menor competencia. La interpretación de los resultados es si $HHI < 1000$, la industria se considera un mercado competitivo y baja concentración; si $1000 < HHI < 1800$, un mercado ligeramente concentrado y si $HHI > 1800$, es un mercado muy concentrado (Bravo A. et al., 2022; Malini & Putri, 2020). Finalmente, el HHI muestra mayor sensibilidad a las cuotas de mercado de las empresas más grandes y hace que destaquen, debido al cálculo cuadrático, lo que exige datos precisos de empresas grandes y no de empresas más pequeñas (Waldman & Jensen, 2016).

1.1.2 Poder de mercado y competencia

El índice de Lerner (IL) mide el poder de mercado y fue propuesto por Lerner (1934) en el contexto de la microeconomía centrándose en el análisis de monopolio, que permite calcular la capacidad de una empresa para fijar los precios por encima de sus costos marginales, mostrando así el nivel de poder de mercado de las empresas. Se define como:

$$IL = \frac{P - CM}{P}$$

Donde P es el precio del productos y CM es el costo marginal derivado del costo total. Este índice varía entre 0 (competencia perfecta) y 1 (monopolio), donde valores cercanos a 0 indica mercados competitivos y valores mayores muestra mayor poder de mercado, indicando la capacidad de fijar precios por encima de sus costos marginales (Lerner, 1934; Malini & Putri, 2020; Mayorca H. & Aguilar A., 2016).

Por su parte, el modelo de Panzar & Rosse (1987) mide el nivel de competencia de un mercado a través de un indicador denominado estadístico H . Este modelo se basa en la elasticidad de los ingresos con respecto a los precios de los insumos (Sanchez-Cartas, 2020). Asimismo, asume que las empresas responden, dependiendo del entorno competitivo del mercado, ante variaciones en los precios de los factores productivos, es decir, el nivel de competencia se evalúa en función del impacto que generan los cambios en el precio de los insumos sobre los niveles de ingresos en equilibrio (Zurita, 2014).

En el mercado, el equilibrio se obtiene en condición de beneficio cero, donde los ingresos totales son iguales a los costos totales, lo que implica que las empresas no obtienen beneficios en el largo plazo (Panzar & Rosse, 1987; Zurita, 2014).

$$R_i(y_i, v_i) = C_i(y_i, w_i, q_i) \quad (3)$$

Donde R_i y C_i son los ingresos y costos de las empresas, respectivamente, y_i representa la producción, w_i es el vector de precios de k factores productivos, v_i y q_i representan las variables exógenas que influyen los ingresos y costos de las empresas, respectivamente.

A nivel de empresas, la condición de equilibrio se establece maximizando las ganancias, donde los ingresos marginales son iguales a los costos marginales (Navin & Sinha, 2019; Zurita, 2014), por lo que:

$$R'_i(y_i, v_i) = C'_i(y_i, w_i, q_i) \quad (4)$$

A partir de estas dos condiciones iniciales, el modelo de Panzar y Rosse mide el grado de competencia en el mercado mediante el estadístico H . El estadístico H es la suma total de las elasticidades de ingresos con respecto a los precios de los insumos de los k factores productivos (Navin & Sinha, 2019; Sanchez-Cartas, 2020; Zurita, 2014). Y viene dado por:

$$H = \sum_{k=1}^k \frac{\partial R_i}{\partial w_{ki}} \cdot \frac{w_{ki}}{R_i} \quad (5)$$

La interpretación de los valores del estadístico H son: $H \leq 0$, indica que la industria se comporta como un monopolio u oligopolio colusivo; $0 < H < 1$, expone escenarios de competencia monopolística con diferentes niveles de competitividad y $H = 0$, refleja competencia perfecta en equilibrio de largo plazo (Bikker et al., 2012; Céspedes-Reynaga & Orrego, 2014).

Del mismo modo, el índice de Boone evalúa la competencia en los mercados utilizando la relación entre la eficiencia y los beneficios de la empresa, este modelo fue desarrollada por Boone (2008). El indicador se basa en la premisa de que, en mercados más competitivos, las empresas más eficientes alcanzan mayores participaciones y rendimientos, en tanto las menos eficientes son penalizadas en términos de beneficios (Jiménez Rivera, 2020; Khan et al., 2017).

Boone (2008) desarrolla la medida diferencia relativa de beneficios (RDP, siglas en inglés), que refleja el proceso por el cual la competencia reasigna la producción hacia las empresas más eficientes. La RDP se incrementa a medida que aumenta la intensidad de la competencia, ya sea por estrategias agresivas entre empresas o por reducción en las barreras de entrada. Asimismo, la redistribución de la producción hacia empresas más eficientes, en entornos más competitivos, significa que las empresas ganarán mayor participación de mercado (Torres & Castaño, 2020). La intensidad de competencia se estima a partir de la siguiente ecuación:

$$\ln \pi_i = \alpha + \beta \ln c_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

Donde π_i son las ganancias (o cuota de mercado) del banco i , c_i son sus costos marginales o promedio, el parámetro β es un indicador de competencia (indicador de Boone) y representa la elasticidad de la ganancia con respecto al costo. El indicador β teóricamente es negativo, debido a que las empresas con altos costos marginales están relacionadas con menores utilidades y viceversa. Entonces, en entornos competitivos, las empresas más eficientes (menor costo marginal) desplazarán a las menos eficientes, de modo que a menor valor del índice, mayor será el nivel de competencia (Khan et al., 2017; Torres & Castaño, 2020).

2. Materiales y métodos

La investigación adopta el enfoque cuantitativo, de tipo no experimental y longitudinal de tipo panel, de alcance correlacional y explicativo. Según la SBS y BCRP existe sistema financiero bancario y no bancario. Se toma información financiera de la banca múltiple, empresas financieras, Cajas municipales (CM), Cajas rurales de ahorro y crédito (CRAC) y las empresas de crédito proporcionadas por la SBS. Para las estimaciones econométricas, se emplea un panel balanceado, quedando así con un total de 45 entidades financieras, de las cuales 14 son entidades bancarias y 31 entidades no bancarias en el periodo

2011 – 2022. El sistema bancario comprende la banca múltiple y el sistema no bancario comprende las empresas financieras, cajas municipales, cajas rurales y empresas de crédito.

En el presente estudio, se han seleccionado las variables en base a la literatura sobre la estructura y competencia del sistema financiero desarrolladas por autores Navin & Sinha (2019); Céspedes-Reynaga & Orrego (2014); Yeyati & Micco (2007); Yildirim & Philippatos (2007); Jiménez Rivera (2020) y Mayorca H. & Aguilar A. (2016). La operacionalización de variables se resume en la siguiente Tabla 1.

Tabla 1. Operacionalización de variables

Variables	Notación	Medición	Unidad de medida	Fuente de datos
Variables dependientes				
Ingreso financiero	IF	Total Ingresos financieros	Millones de soles	SBS
Retorno sobre activos	ROA	Utilidad Neta anual sobre total activo anual	Porcentaje	Cálculo del autor, SBS
Retorno sobre capital	ROE	Utilidad Neta anual sobre total patrimonio anual	Porcentaje	Cálculo del autor, SBS
Costo total financiero	CT	Gastos financieros más gastos operativos	Millones de soles	SBS
Variables independientes				
Costos laborales	CL	Gastos de personal sobre total activos	Porcentaje	Cálculo del autor, SBS
Costos de los fondos	CF	Gastos por intereses sobre total pasivo	Porcentaje	Cálculo del autor, SBS
Costo de capital fijo	CK	Depreciación entre activo fijo anual	Porcentaje	Cálculo del autor, SBS
Cartera vencida	RP30	Créditos morosos más de 30 días sobre total préstamos	Porcentaje	SBS
Otros ingresos	OI	Ingreso por servicios financieros sobre total activo	Porcentaje	Cálculo del autor, SBS
Ratio de capital activo	KA	Patrimonio sobre total activo	Porcentaje	Cálculo del autor, SBS
Colocaciones	COL	Crédito directo sobre total activo	Porcentaje	Cálculo del autor, SBS
Liquidez	LQ	Total disponible sobre total activo	Porcentaje	Cálculo del autor, SBS
Total activo real	TAR	Total activo del balance general deflactado por IPC	Millones de soles	SBS
Depósitos	DEP	Depósitos sobre pasivos	Porcentaje	Cálculo del autor, SBS
Inflación	TINF	Tasa de inflación anual	Tasa porcentual	BCRP
Tasa interbancaria	TIB	Tasa de interés interbancaria	Tasa porcentual	BCRP

Nota: Los datos se obtienen del balance general y del estado de ganancias y pérdidas de las entidades financieras, proporcionadas por SBS. Elaboración propia.

Es sabido que existe diversidad de indicadores de concentración propuestas en la literatura de organización industrial, siendo los más comunes: a) índice de concentración (CR_k), establecido como la suma de las cuotas de mercado de las empresas más grandes y b) índice de Hirschman-Herfindahl (HHI), definido como la suma de cuotas de mercado al cuadrado de todas las empresas en la industria (Yeyati & Micco, 2007; Yildirim & Philippatos, 2007). Para el análisis en este trabajo, se utiliza estos dos indicadores, y se emplea como ratio de concentración CR_4 , debido a que cuatro entidades financieras que dominan el sistema financiero peruano. La cuota de mercado se define como $S_i = \frac{TA_i}{TA_n}$, con TA_i que expresa el monto total de activo de una institución financiera de la muestra y TA_n es la cantidad total de activo de todos los n instituciones financieras dentro de la muestra.

2.1 Modelo de Panzar y Rosse (1987)

El modelo de Panzar y Rosse (1987) es muy conocido para medir la competencia y ha sido utilizado en diversos estudios para evaluar la competencia en el sistema financiero (Yeyati & Micco, 2007). Siguiendo la especificación de Céspedes-Reynaga & Orrego (2014), Yeyati & Micco (2007) y Navin & Sinha (2019), se estima la siguiente ecuación de ingresos en forma reducida que permite encontrar el estadístico H:

$$\ln IF_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln CL_{it} + \alpha_2 \ln CF_{it} + \alpha_3 \ln CK_{it} + \beta_1 \ln RP30_{it} + \beta_2 \ln OI_{it} + \sum_j \delta_j \ln FEX_{j,it} + \sum_j \omega_j X_{jt} + \mu_{it} \quad (7)$$

Donde IF_{it} , son los ingresos financieros, CL_{it} son costos laborales, CF_{it} costos de los fondos, CK_{it} costos del capital fijo, $RP30_{it}$ es la cartera vencida por más de 30 días, OI_{it} otros ingresos financieros, $FEX_{j,it}$ son los factores exógenos de las instituciones financieras y comprende ratio de capital activo (KA_{it}), colocaciones (COL_{it}), liquidez (LQ_{it}), total activo real (TAR_{it}) y depósitos (DEP_{it}). X_{jt} son factores macroeconómicos que incluyen la tasa de inflación ($TINF_t$) y tasa de interés interbancaria (TIB_t). El indicador de competencia estadístico H es la suma de elasticidades, como sigue:

$$H = \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 \quad (8)$$

De acuerdo con Céspedes-Reynaga & Orrego (2014) y Bikker et al., (2012), el signo de los precios de los factores productivos dependerá del entorno competitivo. Asimismo, el signo esperado de OI es negativo, ya que un mayor valor de ratio indica mayor participación de los ingresos no financieros. El signo esperado de KA es negativo, porque un mayor valor de ratio implica menor apalancamiento y lo que induce a menor ingreso. En cambio, se espera que el signo de COL sea positivo, debido a que el riesgo es transferido a las empresas y familias a través de tasas activas, y provoca mayores ingresos. Por su parte, se espera que la variable LQ tenga signo negativo, a mayor liquidez implica menores ingresos financieros. La predicción del signo de la variable DEP es más complejo, esta variable indica la volatilidad en fuentes de financiamiento de las entidades financieras, el cual induce a las entidades a ser más o menos intensivos para obtener mayores ingresos financieros. Finalmente, TAR debería tener signo positivo, ya que implica que entidades más grandes obtienen mayores ingresos financieros. Se espera que los factores macroeconómicos tengan signo positivo.

Para evaluar si la estructura competitiva ha cambiado con el tiempo debido a cambios institucionales, seguimos el modelo de Céspedes-Reynaga & Orrego (2014) quienes utilizan variables binarias por tiempo:

$$\ln IF_{it} = \alpha_0 + \sum_y \left(\alpha_{1y} \ln CL_{it} + \alpha_{2y} \ln CF_{it} + \alpha_{3y} \ln CK_{it} \right) + \beta_1 \ln RP30_{it} + \beta_2 \ln OI_{it} + \sum_j \delta_j \ln FEX_{j,it} + \sum_j \omega_j X_{jt} + \mu_{it} \quad (9)$$

Donde α_{1y} , α_{2y} y α_{3y} son iguales a cero si el año t no pertenece al año y. Entonces, el indicador de competencia estadístico H varía en el tiempo y se calcula para cada año t, como sigue:

$$H_t = \alpha_{1t} + \alpha_{2t} + \alpha_{3t} \quad (10)$$

Debido a que el modelo Panzar y Rosse es estático, solo es válido cuando el mercado financiero está en equilibrio a largo plazo (Gasaymeh et al., 2014; Świtała et al., 2013). Se prueba este supuesto estimando la siguiente ecuación para el sistema financiero:

$$\ln(1 + ROA_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln CL_{it} + \alpha_2 \ln CF_{it} + \alpha_3 \ln CK_{it} + \beta_1 \ln RP30_{it} + \beta_2 \ln OI_{it} + \sum_j \delta_j \ln FEX_{j,it} + \sum_j \omega_j X_{jt} + \mu_{it} \quad (11)$$

Donde ROA_{it} es el retorno sobre activos, dado que existen entidades financieras que tienen un ROA negativo, se agrega un valor constante de 1 al ROA (Gasaymeh et al., 2014; Navin & Sinha, 2019).

Se define el estadístico E como $E = \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$. Se evalúa si $E = 0$ mediante la prueba de F, si se rechaza, se asume que el mercado no está en equilibrio. En equilibrio, la rentabilidad de los activos de entidades financieras no debería estar relacionada a los precios de los factores de producción (Gasaymeh et al., 2014; Świtała et al., 2013).

La ecuación de ingresos estática ha sido criticada por el supuesto de equilibrio a largo plazo, por lo que los valores obtenidos mediante esta ecuación están sesgados hacia cero, que implica mayor competencia (Khan et al., 2017; Navin & Sinha, 2019). El modelo dinámico es un método alternativo para estimar el estadístico H de Panzar y Rosse, que considera variables endógenas rezagadas (Ventouri, 2018). Asimismo, el modelo no requiere el supuesto de equilibrio de mercado y su estimación debe tener un proceso adecuado, ya que no cumple con los supuestos de falta de correlación entre la variable explicativa y un componente aleatorio (Świtała et al., 2013). El estudio aplica el método generalizado de momentos (GMM) de Arellano & Bond (1991) como se muestra a continuación:

$$\ln IF_{it} = \varphi \ln IF_{i(t-1)} + \alpha_{11} \ln CL_{it} + \alpha_{21} \ln CF_{it} + \alpha_{31} \ln CK_{it} + \beta_{11} \ln RP30_{it} + \beta_{21} \ln OI_{it} + \sum_j \delta_{j1} \ln FEX_{j,it} + \sum_j \omega_{j1} X_{jt} + v_{it} \quad (12)$$

De acuerdo a Ventouri (2018), el estadístico H dinámico se da por:

$$H = \frac{\alpha_{11} + \alpha_{21} + \alpha_{31}}{1 - \varphi} \quad (13)$$

2.2 Estimación de los Índices de Lerner y Boone

El índice de Lerner es un indicador reconocido en la literatura económica y en el sistema financiero que mide el poder de mercado, valores más altos indican mayor poder de mercado y entornos menos competitivos (Khan et al., 2017), y se calcula mediante la siguiente formula:

$$IL_{it} = \frac{P_{it} - CM_{it}}{P_{it}} \quad (14)$$

Donde P_{it} es el precio del output, como una aproximación, se define como ratio de los ingresos financieros (IF_{it}) y créditos (Q_{it}) $P_{it} = \frac{IF_{it}}{Q_{it}}$ (Aguilar & Portilla, 2018). El costo marginal CM_{it} es derivado de la siguiente función de costo translogarítmico:

$$\ln CT_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Q_{it} + \frac{1}{2} \beta_2 (\ln Q_{it})^2 + \sum_{j=1}^3 \alpha_j \ln C_{j,it} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \alpha_{jk} \ln C_{j,it} \ln C_{k,it} + \sum_{j=1}^3 \delta_j \ln Q_{it} \ln C_{j,it} + \gamma_1 T + \frac{1}{2} \gamma_2 T^2 + \sum_{j=1}^3 \gamma_{j1} T \ln C_{j,it} + \gamma_3 T \ln Q_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

Donde CT_{it} es el costo total, Q_{it} es el output (créditos totales), $C_{j,it}$ representa el precio de cada factor de producción (precio de la mano de obra, precio de los fondos y precio del capital, $j = 1, 2, 3$), T es el factor tendencial, que toma en cuenta el cambio tecnológico, por último los subíndices it indican la i -ésima entidad financiera en el tiempo t . Siguiendo a Aguilar & Portilla (2018), la función de costo translogarítmico debe cumplir las siguientes restricciones para cumplimiento de la condición de homogeneidad lineal en el precio de los insumos y el Teorema de Young:

$$\sum_{j=1}^3 \alpha_j = 1 \quad ; \quad \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \alpha_{jk} = 0 \quad ; \quad \sum_{j=1}^3 \delta_j = 0 \quad ; \quad \sum_{j=1}^3 \gamma_{j1} = 0 \quad ; \quad \alpha_{jk} = \alpha_{kj}$$

A partir de la función de costos se obtiene el costo marginal CM_{it} de la siguiente manera:

$$CM_{it} = \left(\frac{CT_{it}}{Q_{it}} \right) \left(\beta_1 + \beta_2 \ln Q_{it} \sum_{j=1}^3 \delta_j \ln C_{j,it} + \gamma_3 T \right) \quad (16)$$

El costo marginal se utiliza en la formula del Índice de Lerner, se calcula el indicador para cada institución individual en el tiempo, para luego calcular el promedio del grupo.

Asimismo, siguiendo a los autores Jiménez Rivera (2020), Khan et al. (2017) y Moshoeshoe & Thokoa (2021), el modelo Boone respalda la siguiente ecuación de modelo de participación de mercado que se utiliza para medir el grado de competencia en el sistema financiero.

$$\ln S_{it} = \alpha + \beta \ln CM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

Donde S_{it} es la participación de la entidad i en el tiempo t , CM_{it} es el costo marginal. Para la estimación del costo marginal, se utiliza la función de costo translogarítmico. Se debe encontrar que las entidades financieras con costos marginales menores tengan mayor participación de mercado, mientras haya más competencia mayor será el valor de β en términos absolutos, por ende, en competencia perfecta β tiende a menos infinito y $\beta = 0$ es consistente en situación de monopolio (Jiménez Rivera, 2020).

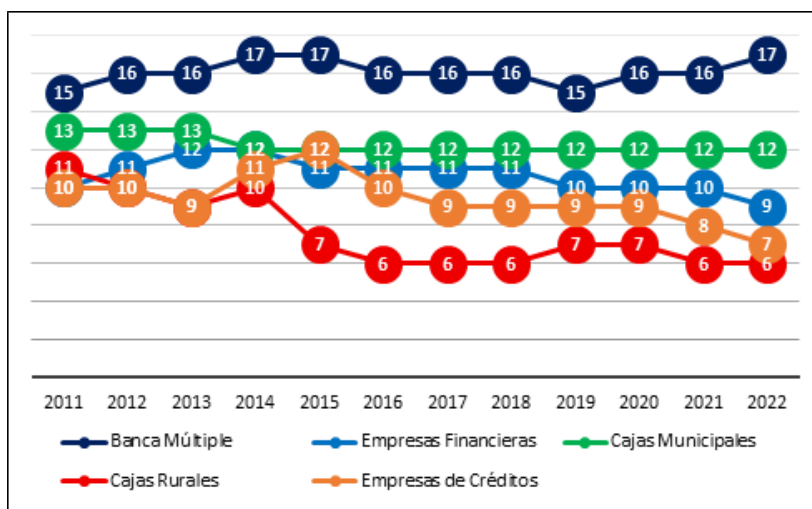
3. Resultados

3.1 Estructura de mercado del sistema financiero

Entre 2011 y 2022, el sistema financiero peruano ha mostrado un proceso de transformación. En el sistema bancario, la incorporación de nuevos bancos se dio con adquisiciones y cambios en la denominación. En relación al sistema no bancario, mostraron mayor vulnerabilidad, evidenciada por fusiones, intervenciones y liquidaciones frecuentes. En conjunto, se puede decir que estos cambios fortalecen a las entidades con mayor respaldo de capital y solvencia, que a su vez logran sostenerse en el mercado manteniendo o incrementando su participación, mientras que las entidades más pequeñas presentan dificultades para competir. La Figura 1 muestra los cambios en el número de instituciones financieras en el Perú desde el año 2011 hasta 2022.

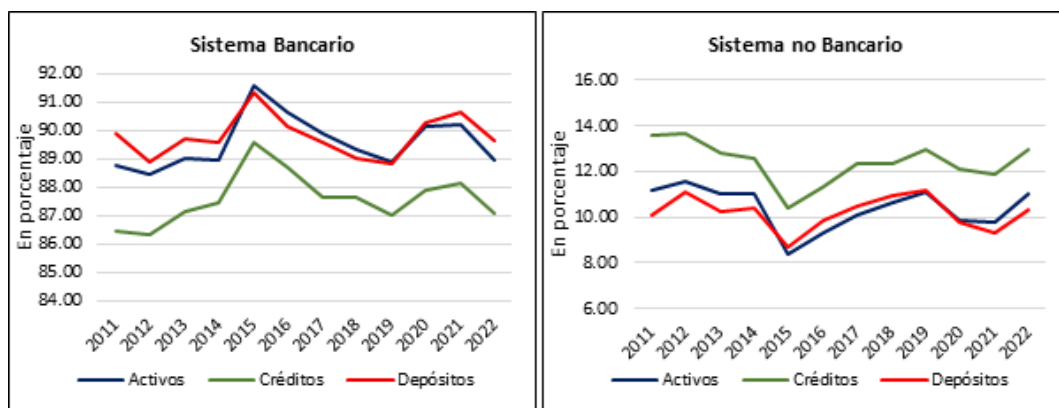
La Figura 2 muestra la evolución de la participación del sistema bancario y no bancario durante el periodo 2011 - 2022. El sistema bancario peruano presentó su dominio sobre los principales agregados financieros, donde su participación se encuentra entre 88% y 92% en los activos totales, 86% a 90% en los créditos y 88% a 92% en los depósitos, reflejando superioridad frente al sistema no bancario. Asimismo, se observa que en 2015 alcanzó el punto más alto, donde la banca múltiple obtuvo una participación de 91.61%, 89.60% y 91.31% en activos, créditos y depósitos respectivamente. Por su parte, el sistema no bancario mantuvo su participación de 8% a 12% en activos, 10% a 14% en créditos y 8% a 11% en depósitos. Y se observa que, en 2015 la participación se encuentra en su punto más bajo. En síntesis, se evidencia que el sistema financiero peruano tiene dependencia estructural del sistema bancario (baca múltiple), que tiene una participación por encima de 86%, mientras que el sistema

Figura 1. Numero de Instituciones por Empresas de Operaciones Múltiples periodo 2011-2022



Fuente: Elaborado en base a la información de la SBS.

Figura 2. Sistema bancario y no bancario: Evolución de la participación en Activos, Créditos y Depósitos durante 2011-2022



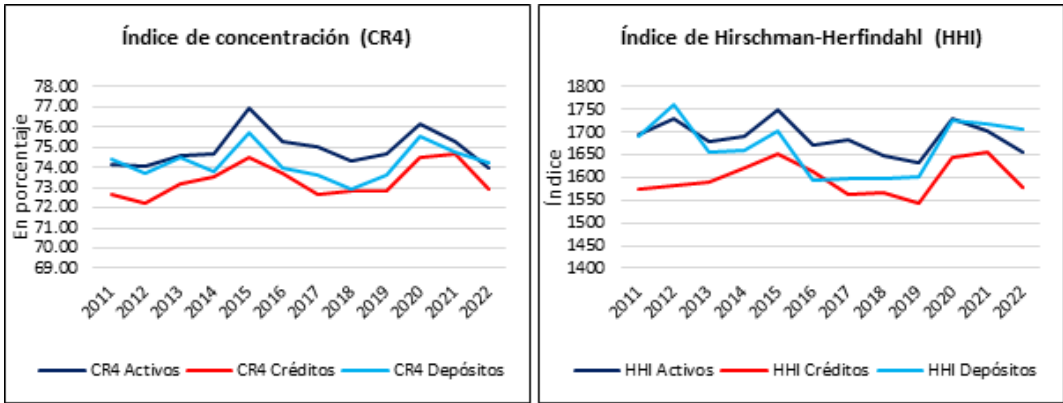
Fuente: Elaborado en base a la información de la SBS.

no bancario mantiene su participación por debajo 14%, cuyo aporte agregado es mínima frente a la banca múltiple. Este hecho afirma que el sistema financiero peruano estaría en un mercado de alta concentración en el sector bancario.

En la Figura 3 se presenta la evolución de los indicadores de concentración de mercado (CR4 y HHI) en los tres principales valores agregados financieros. El índice de concentración (CR4) revela una alta concentración en el sistema financiero peruano, donde los cuatro bancos concentran entre 72% y 77% de los activos, créditos y depósitos. También se observa un leve crecimiento de concentración de 2011 a 2022, donde alcanzó dos puntos máximos de 76.92% en 2015 y 76.15% en 2020, en relación a los activos. Asimismo, HHI confirma que el sistema financiero se encuentra en un mercado ligeramente concentrado, donde los valores fluctúan entre 1544 y 1760. En activos se presenta mayor grado de concentración mientras que en créditos menor grado de concentración, por lo que es ligeramente más competitiva.

La Figura 4 indica la evolución de los indicadores de concentración en el sistema bancario. El

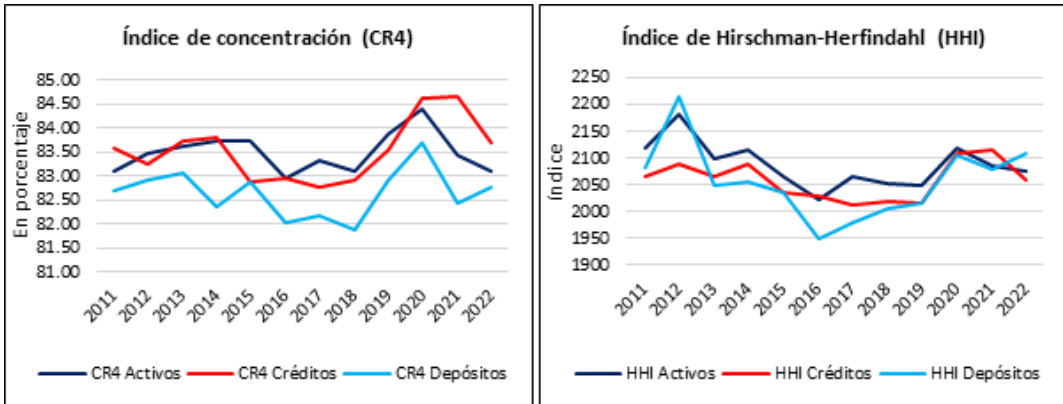
Figura 3. Sistema financiero peruano: Evolución de la concentración (CR4 y HHI) durante el periodo 2011 – 2022



Fuente: Elaborado en base a la información de la SBS.

resultado de CR4 muestra que el sistema está altamente concentrado, con una fluctuación entre 82% y 85% de los activos, créditos y depósitos. Se observa que la concentración se ha estado incrementando hasta el año 2020 donde alcanza el punto máximo de 84.4%, 84.6% y 83.7% en los activos, créditos y depósitos respectivamente. Por su parte, el indicador HHI se encuentra en el rango de 1950 y 2220, confirmando que el sistema bancario se encuentra en un mercado muy concentrado. El HHI disminuyó de 2012 a 2016, y desde entonces se ha estado incrementando. Asimismo, se observa que el sistema bancario en relación a depósitos es ligeramente más competitivo. En síntesis, el sistema bancario se encuentra altamente concentrado, lo que sugiere mayor poder de mercado y entornos menos competitivos, el cual se asemeja a un esquema de oligopolio.

Figura 4. Sistema Bancario: Evolución de la concentración (CR4 y HHI) durante el periodo 2011 – 2022

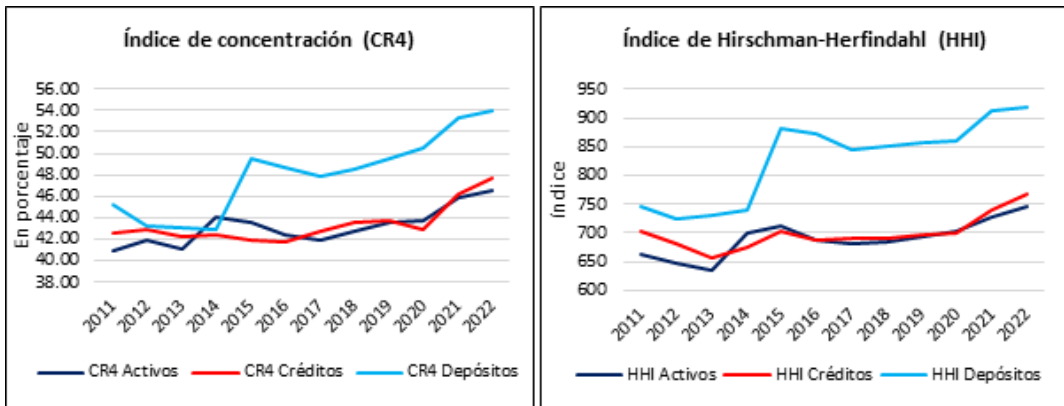


Fuente: Elaborado en base a la información de la SBS.

Del mismo modo se presentan resultados para el sistema no bancario, los cuales se muestran en la Figura 5. La ratio de concentración CR4 oscila entre 40% y 54% en los activos, créditos y depósitos, y se presenta un incremento en los últimos años. Estos resultados indican que el sistema no bancario tiene baja concentración de mercado, con depósitos más concentrados que activos y créditos. Por su parte los resultados de HHI afirman que la industria se encuentra en un mercado competitivo y baja concentración. Los valores de HHI varían entre 630 y 920, con mayores valores en los depósitos, demostrando un mayor grado de concentración que los activos y créditos. La tendencia de los indicadores

de concentración en el sistema no bancario es creciente.

Figura 5. Sistema no Bancario: Evolución de la concentración (CR4 y HHI) durante el periodo 2011 – 2022



Fuente: Elaborado en base a la información de la SBS.

En base a los resultados, el sistema financiero peruano está dominado por la industria bancaria (banca múltiple). Los valores de CR4 muestran que el sistema financiero en conjunto con cuatro mayores bancos concentra entre 72% y 77% en los activos, créditos y depósitos, mientras que el sistema bancario se encuentra en un rango mayor de 82% a 85%, sugiriendo un esquema de oligopolio. Por su parte los valores del HHI en la industria bancaria oscilan entre 1950 y 2220 presentando alta concentración de mercado, mientras que en el sistema no bancario apenas alcanza el rango de 630 y 920, indicando mercados más competitivos y menor poder de mercado. El sistema financiero peruano es significativamente dependiente de la industria bancaria y concentrada, con menor competitividad.

3.2 Resultados del estadístico H

En primer lugar, la Tabla 2 presenta la estimación del estadístico H de Panzar-Rosse (1987) a partir de la ecuación (7) para el sistema financiero en conjunto, en el periodo 2011 – 2022. Para la estimación se considera 45 entidades financieras, utilizando datos de panel balanceado ¹. La estimación se realizó mediante el método de error estándar corregido por panel (PCSE) ² en los modelos estáticos. La Tabla 2 muestra la estimación con variable dependiente de logaritmo natural de los ingresos financieros, logaritmo natural del retorno sobre activos y logaritmo natural del retorno sobre patrimonio. Asimismo, se presenta el modelo dinámico con variable dependiente ingresos financieros en logaritmos. Las variables independientes se presentan en logaritmo natural, la variable "Ingreso financiero (-1)" son los ingresos financieros retardado un periodo, que se incluye en el modelo dinámico según la ecuación (12). El modelo dinámico se estimó mediante el método generalizado de momentos (GMM).

De acuerdo con los resultados, el estadístico H presenta un valor de 0.78 en el modelo estático, lo que sugiere la existencia de competencia monopolística en el sistema financiero peruano en conjunto, debido a que se rechaza H igual a 0 y 1 al 1% de significancia mediante la prueba de Wald. Las elasticidades que componen el estadístico H son estadísticamente significativas, siendo el parámetro asociado al costo de capital fijo (CK) el que contribuye en menor medida a la competencia y es significativo al 5%. La elasticidad de los costos laborales (CL) contribuye en mayor medida a la competencia y es significativo al 1%, el valor indica que, si los costos laborales se incrementan en 1%, los ingresos

1. Se utiliza solamente a las entidades financieras que operan de principio a fin en el periodo de análisis, todos tienen el mismo número de observaciones. Se emplea información de 14 entidades bancarias y 31 entidades no bancarias.

2. Estimaciones para modelos de series de tiempo transversales lineales donde los parámetros se estiman mediante regresión MCO o de Prais-Winsten. Asume que las perturbaciones son, por defecto, heterocedásticas y están correlacionadas contemporáneamente entre paneles.

Tabla 2. Estimación de la medida de competencia en total sistema financiero

	Modelo estático			Modelo dinámico
	Ingreso financiero	Retorno sobre activos	Retorno sobre capital	Ingreso financiero
Ingreso financiero (-1)				0.1283**
Costos laborales	0.5224***	-0.0145**	-0.1308***	0.4350***
Costos de fondos	0.2090***	0.0212***	0.1051***	0.1697***
Costo de capital fijo	0.0535**	-0.0076	-0.0339	0.0209
Cartera vencida	0.0961***	-0.0133***	-0.0869***	0.0950***
Otros ingresos	-0.0047	-0.0031	-0.0292**	0.0177**
Ratio de capital activo	0.1920***	0.0395***	0.3509***	0.2633***
Colocaciones	0.1818**	-0.0058	0.1489	0.1606
Liquidez	-0.0310	-0.0027	0.0615	-0.0629*
Total activo real	1.0893***	0.0094***	0.0690***	0.9487***
Depósitos	-0.0274***	-0.0026*	-0.0131*	-0.0251***
Inflación	5.3202***	0.0645	0.5530**	0.0459***
Tasa interbancaria	-1.1559***	-0.0097	-0.0772	0.0031
Constante				4.3040***
R-squared	0.9777	0.2985	0.3587	
Numero de observaciones	540	540	540	495
Numero de grupos	45	45	45	45
Estadístico H	0.7849***			0.7176
H = 0 (Prob > chi2)	0.0000			0.0000
H = 1 (Prob > chi2)	0.0000			0.0003
Estadístico E		-0.0009	-0.0595	
E = 0 (Prob > chi2)		0.9206	0.3109	
Numero de instrumentos				41
AR(1) (z = -3.14)				Pr > z = 0.002
AR(2) (z = -0.98)				Pr > z = 0.329
Test Hansen (Prob > chi2)				0.107

Nota: Los asteriscos *, **, *** se refieren al nivel de significancia estadística de 10%, 5% y 1%, respectivamente. Estimación en base a la información de SBS y BCRP.

financieros se incrementan en 0.52%. La cartera vencida (RP30) tiene una relación positiva con los ingresos financieros, esto puede ser reflejado por los registros contables que los ingresos por créditos vencidos se sigan registrando, aunque no sean cobrados o por la estructura de las tasas de interés que indicarían tasas más altas. La ratio de capital activo tiene signo positivo y estadísticamente significativo, pero no cumple con lo esperado que era de signo negativo, esto implica que el capital actúa como un factor de crecimiento y rentabilidad y no como una restricción pese a menor apalancamiento, una base de capital solida que respaldaría la expansión crediticia. Las demás variables que son significativas cumplen con el signo esperado, a excepción de la tasa interbancaria, que debería ser positiva.

El modelo estático debe cumplir la condición de equilibrio de largo plazo, esta condición se evalúa mediante la estimación del modelo Panzar-Rosse (1987), tomando como variable dependiente a ROA y ROE, tal como indica la ecuación (11). Los resultados muestran que el mercado se encuentra en equilibrio de largo plazo mediante la prueba de Wald, donde se acepta que el estadístico E sea igual a cero. En este caso, se observa que la cartera vencida afecta negativamente a los rendimientos y estadísticamente significativo.

Por su parte el modelo dinámico muestra el resultado del estadístico H que tiene el valor de 0.72, indicando que el sistema financiero peruano opera bajo un esquema de competencia monopolística. Las elasticidades asociadas al costo laboral y costo de fondos son estadísticamente significativas al 1%, mientras que el costo de capital fijo no es significativo. El grado de competencia reportado es menor que en el modelo estático, lo que sugiere persistencia de poder de mercado. El retardo de la variable dependiente (Ingreso financiero (-1)) es estadísticamente significativo al 5% e indica la persistencia dinámica, quiere decir que los ingresos financieros del periodo anterior influyen sobre los ingresos financieros actuales. De acuerdo a los resultados de la Tabla 2, el modelo cumple con las condiciones

necesarias, por lo que tiene validez. La prueba de Arellano-Bond AR (1) rechaza la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación de primer orden y el valor de z es negativo, el cual es esperado en cualquier modelo dinámico. La prueba de AR (2) indica que no hay autocorrelación de segundo orden en los errores y refuerza la validez de los instrumentos utilizados. Asimismo, el test de Hansen indica la validez de los instrumentos dado que el valor de Prob > χ^2 es mayor que 0.1 y menor que 0.25. Por último, el número de instrumentos es menor al número de grupos, evitando problemas de sobre identificación.

En segundo lugar, se presenta la estimación del estadístico H a partir de la ecuación (7) para el sistema bancario. Para la estimación se considera 14 entidades bancarias³. La estimación se realizó mediante mínimos cuadrados generalizados factibles (FGLS)⁴. La Tabla 3 muestra la estimación de los modelos estáticos con variable dependiente de logaritmo natural de los ingresos financieros, logaritmo natural del retorno sobre activos y logaritmo natural del retorno sobre patrimonio. No se muestran resultados del modelo dinámico, debido a que no cumple con las condiciones necesarias para la validez del modelo.

Tabla 3. Estimación de la medida de competencia en sistema bancario

	Modelo estático		
	Ingreso financiero	Retorno sobre activos	Retorno sobre capital
Costos laborales	0.3005***	0.0007	-0.0104
Costos de fondos	0.3244***	0.0028	0.0220
Costo de capital fijo	0.0568**	-0.0025	-0.0315
Cartera vencida	0.1523***	-0.0073***	-0.0643***
Otros ingresos	-0.0153	0.0004	-0.0045
Ratio de capital activo	0.3853***	0.0292***	0.2040***
Colocaciones	-0.1292	-0.0118	-0.0782
Liquidez	-0.1580***	-0.0051	-0.0362
Total activo real	1.0026***	0.0043***	0.0413***
Depósitos	-0.1137	-0.0183**	-0.1604*
Inflación	0.0459**	-0.0029	-0.0253
Tasa interbancaria	0.0024	0.0046***	0.0393***
Constante	4.7468***	0.0543***	0.2326
Numero de observaciones	168	168	168
Numero de grupos	14	14	14
Estadístico H	0.6817***		
$H = 0$ (Prob > χ^2)	0.0000		
$H = 1$ (Prob > χ^2)	0.0000		
Estadístico E		0.0010	-0.0198
$E = 0$ (Prob > χ^2)		0.8055	0.6488

Nota: Los asteriscos *, **, *** se refieren al nivel de significancia estadística de 10%, 5% y 1%, respectivamente. Estimado en base a la información de SBS y BCRP.

Los resultados muestran que el indicador de competencia H tiene el valor de 0.68 e indica que el sistema bancario opera bajo un esquema de competencia monopolística. Aplicando la prueba de Wald, se rechaza la competencia perfecta y monopolio al 1% de significancia estadística. Las elasticidades asociadas a los costos de los insumos son estadísticamente significativas, donde la elasticidad del costo de capital físico (CK) tiene menor contribución a la competencia y el costo de los fondos (CF) tiene mayor contribución. El valor indica que, ante un aumento del costo de fondos en 1% aumenta los ingresos financieros en 0.32%. Se encuentra similar resultado de la cartera vencida (RP30) con respecto al total sistema financiero, que tiene una relación positiva con los ingresos financieros y estadísticamente significativa. Asimismo, la variable capital activo (KA) tiene un signo positivo y significativo, que refuerza los resultados del sistema financiero en conjunto. Finalmente, las variables restantes significativas en términos estadísticos, tienen el signo esperado. Por su parte, se cumple la

3. Información de Alfin Banco, BBVA, Falabella, Banco GNB, Banbif, Banco Pichincha, Ripley, Santander, Comercio, BCP, Citibank, Interbank, Mibanco, Scotiabank.

4. Permite la estimación en presencia de autocorrelación AR (1) dentro de los paneles, así como correlación transversal y heterocedasticidad entre paneles.

condición de equilibrio de mercado de largo plazo, donde la rentabilidad no estaría relacionada con el precio de los factores a largo plazo.

En tercer lugar, la Tabla 4 presenta resultados de la estimación de competencia bajo la ecuación (7) para el sistema no bancario. En el análisis se considera 31 entidades no bancarias y la estimación se realizó mediante mínimos cuadrados generalizados factibles (FGLS) en los modelos estáticos. El modelo dinámico fue estimado por GMM.

Tabla 4. Estimación de la medida de competencia en sistema no bancario

	Modelo estático			Modelo dinámico
	Ingreso financiero	Retorno sobre activos	Retorno sobre capital	Ingreso financiero
Ingreso financiero (-1)				0.4293***
Costos laborales	0.4686***	-0.0210***	-0.1358***	0.2642***
Costos de fondos	0.2641***	0.0149***	0.0522**	0.0558***
Costo de capital fijo	0.0340*	-0.0002	-0.0075	0.0452
Cartera vencida	0.0745***	-0.0180***	-0.1173***	-0.0023
Otros ingresos	-0.0015	-0.0006	-0.0080	-0.0014
Ratio de capital activo	0.1543***	0.0303***	0.1836***	0.1960***
Colocaciones	0.3888***	0.0171	0.3440***	0.1015
Liquidez	0.0086	0.0034	0.0817***	-0.0179
Total activo real	1.0735***	0.0067***	0.0420***	0.6297***
Depósitos	-0.0180***	-0.0014	-0.0087**	-0.0177**
Inflación	0.3119***	-0.0102	-0.1199***	0.0142
Tasa interbancaria	-0.0725**	0.0120**	0.1227***	0.0393***
Constante	4.6553***	0.0713***	0.4425***	2.7871***
Numero de observaciones	372	372	372	341
Numero de grupos	31	31	31	31
Estadístico H	0.7668***			0.6397***
H = 0 (Prob > chi2)	0.0000			0.0000
H = 1 (Prob > chi2)	0.0000			0.0404
Estadístico E		-0.0063	-0.0911	
E = 0 (Prob > chi2)		0.2372	0.0023	
Numero de instrumentos				30
AR(1) (z = -2.73)				Pr > z = 0.006
AR(2) (z = -0.79)				Pr > z = 0.431
Test Hansen (Prob > chi2)				0.345

Nota: Los asteriscos *, **, *** se refieren al nivel de significancia estadística de 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Estimado en base a la de SBS y BCRP.

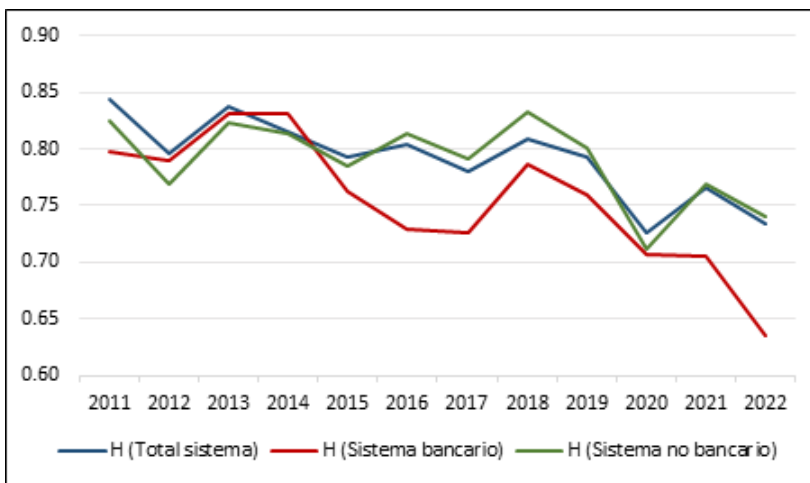
Los resultados de la estimación de la competencia indica que el sistema no bancario se encuentra en un escenario de competencia monopolística. El estadístico H tiene un valor de 0.77 y los valores asociados a los costos de los factores son significativas en términos de estadística. En este caso, los costos laborales (CL) tiene mayor contribución a la competencia, y los costos de capital fijo con menor contribución. Los resultados de la cartera vencida y la ratio capital activo son similares a los encontrados en el sistema bancario y el sistema financiero en conjunto, con signos positivos y significativos. Asimismo, las variables restantes y significativas estadísticamente, cumplen con el signo esperado, a excepción de la tasa interbancaria que debería ser positivo. La condición de equilibrio se cumple con la variable dependiente ROA, pero no con ROE.

El modelo dinámico refuerza el resultado de la competencia monopolística con la estimación del estadístico H igual a 0.64. Cabe señalar que la elasticidad asociada a los costos de capital fijo no es significativa en términos de estadística y el costo laboral tiene mayor contribución a la competencia. El resultado de H es menor en comparación con el valor del modelo estático, indicando menor grado de competencia y persistencia en el poder de mercado. El retardo de los ingresos financieros (Ingreso financiero (-1)) es significativa al 1%, que muestra una dependencia de los ingresos actuales con los ingresos del periodo anterior, reforzando el modelo dinámico. Asimismo, se observa que el modelo cumple con las condiciones de validez, siendo el test de Hansen 0.345 menor a 0.8, con AR (1) de signo

negativo y significativo al 5%, y el número de instrumentos es menor al número de grupos.

Asimismo, la Figura 6 muestra la evolución del estadístico H que se obtiene a partir de la ecuación (10). Se observa que la competencia se mantiene en competencia monopolística, con diferencias entre segmentos. En total sistema financiero, el estadístico H varía entre 0.73 y 0.84, donde se mantiene relativamente estable y alrededor de 0.81 desde 2011 a 2019, pero en 2020 sufre una caída en el grado de competencia hasta 0.73 coincidiendo con la pandemia. La competencia en el sistema no bancario tiene un comportamiento similar al sistema financiero en forma conjunta, donde el valor de H se encontraba alrededor de 0.81 en el periodo 2011-2019, y descendió en 2020 a 0.71. El sistema bancario presenta menores valores de H a partir del año 2014, llegando hasta 2022 con punto más bajo de 0.64, y en promedio se encuentra en un valor de 0.76. Analizando la tendencia, se observa que el grado de competencia tiende a decrecer ya que en los primeros años de la década se presenciaba mayor nivel de competencia. El descenso se nota significativamente en el sistema bancario.

Figura 6. Evolución del estadístico H de Panzar y Rosse en el sistema financiero peruano 2011-2022



Fuente: Estimación con información de SBS y BCRP.

3.3 Resultados del Índice de Lerner

La estimación de la función de costos translogarítmico se realizó mediante mínimos cuadrados generalizados factibles (FGLS). Los resultados de la estimación se muestran en la Tabla 5, y se obtienen los costos marginales para calcular el Índice de Lerner mediante la aplicación de la ecuación (14). La función tiene por variable dependiente a logaritmo natural de costo total (gastos financieros más gastos operativos), las variables independientes son logaritmo natural de los créditos (Q), costo laboral (CL, gastos personales sobre número del personal), costo de fondos, costo de capital fijo (ver Tabla 1) y el factor tendencial.

La Tabla 6 presenta los resultados de los costos marginales y el índice de Lerner para el sistema bancario y sistema no bancario, ordenados por el costo marginal de menor a mayor valor. En el sistema bancario solo se muestra a los 10 primeros con el menor costo marginal y a los 4 últimos con el mayor valor del costo marginal.

En el sistema bancario, el Banco Santander tiene el menor costo marginal (0.0321), lo que indica que por cada S/ 1,000 de créditos tiene un costo de S/ 32.10 y Alfin Banco con el mayor costo marginal (0.2869). El índice de Lerner promedio es 0.48 que sugiere un poder de mercado moderado y superior al sistema no bancario. Asimismo, se destacan las entidades bancarias como Banco Santander (0.61) y Ripley (0.61) con mayor capacidad de fijar márgenes, mientras que los bancos dominantes tienen

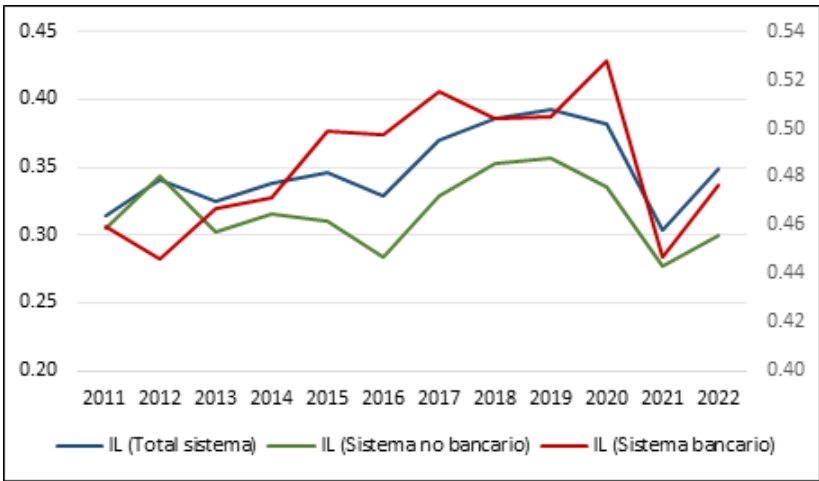
Tabla 5. Estimación de la función de costos translogarítmico

InCT	Total sistema	Sistema bancario	Sistema no bancario
Créditos	0.6956***	0.6635	0.6277***
Créditos ²	0.0233***	0.0543***	0.0274***
Costos laborales	0.1051	-3.2256*	1.9410*
Costos de fondos	0.5542	1.5977	-0.2212
Costos de capital fijo	0.1520	-1.7364	0.2456
Costos laborales ²	-0.0835**	0.0047	0.0408
Costos de fondos ²	0.0599***	0.1052**	0.0650***
Costos de capital fijo ²	0.0396**	-0.1587***	0.0375*
(costos laborales) x (costos de fondos)	-0.0022	0.0898	-0.1232*
(costos laborales) x (costos de capital fijo)	-0.0349	-0.1964**	-0.0112
(costos de fondos) x (costos de capital fijo)	-0.1296***	-0.0381	-0.1283***
(créditos) x (costos laborales)	-0.0868***	-0.0330	-0.0373
(créditos) x (costos de fondos)	0.0531***	0.0995***	0.0307**
(créditos) x (costos de capital fijo)	0.0239*	-0.0890***	0.0142
Tendencia	2.0140	4.5052	0.9318
Tendencia ²	-0.2215*	-0.1980	-0.2316**
Tendencia x (costos laborales)	-0.0096	0.4846*	-0.3977**
Tendencia x (costos de fondos)	-0.0857	-0.1830	0.0347
Tendencia x (costos de capital fijo)	-0.1111*	0.2374	-0.1267*
Tendencia x (créditos)	-0.0402*	-0.1110	-0.0265
Constante	-3.5533	-16.7249	1.2597
Numero de observaciones	540	168	372
Numero de grupos	45	14	31
Wald chi2	27185.51	9402.92	13198.78
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000

Nota: Los asteriscos *, **, *** se refieren al nivel de significancia estadística de 10%, 5% y 1%, respectivamente. Estimación con información de SBS.

menores poderes de mercado como BCP (0.35), BBVA (0.44), Scotiabank (0.47) e Interbank (0.44), indicando entornos más competitivos. El sistema no bancario muestra menor poder de mercado a la industria bancaria con IL promedio de 0.32, reflejando mayores niveles de competencia.

Figura 7. Evolución del índice de Lerner promedio en el sistema financiero 2011–2022



Fuente: Estimación con información de SBS y BCRP.

Como el índice de Lerner se calcula para cada empresa de forma individual, se obtiene el promedio de todos los bancos en el mismo año para captura la trayectoria del indicador en el tiempo. La

Tabla 6. Costos marginales e índice de Lerner del sistema bancario y no bancario en el periodo 2011-2022

Sistema bancario	CM	IL	Sistema no bancario	CM	IL
Banco Santander	0.0321	0.61	Vívela	0.0749	0.18
Scotiabank Perú	0.0515	0.47	Mitsui Auto Finance	0.0919	0.41
Banbif	0.0520	0.43	CMAC Cusco	0.1029	0.39
Banco BBVA Perú	0.0536	0.44	CMAC Huancayo	0.1205	0.35
Banco GNB	0.0579	0.48	CMAC Arequipa	0.1206	0.40
BCP	0.0688	0.35	CMAC Tacna	0.1222	0.36
Citibank	0.0729	0.56	CMAC Ica	0.1315	0.38
Interbank	0.0736	0.44	CMAC Sullana	0.1341	0.33
Comercio	0.0771	0.49	CMAC Trujillo	0.1368	0.35
Banco Pichincha	0.0815	0.37	CMAC Maynas	0.1401	0.36
Mibanco	0.1174	0.46	Credivisión	0.2647	0.28
Banco Falabella	0.1274	0.54	Acceso Crediticio	0.2929	0.03
Banco Ripley	0.1311	0.61	TOTAL Servicios Financieros	0.3716	0.06
Alfin Banco	0.2869	0.53	Inversiones La Cruz	0.5082	0.46
Total	0.0917	0.48	Total	0.1851	0.32

Nota: CM es el costo marginal, IL es el índice de Lerner. Estimación a partir de la función de costos con información de SBS.

Figura 7 muestra los resultados de IL variable en el tiempo, donde se aprecia una tendencia creciente en el periodo 2011-2019 indicando aumento en el poder de mercado y disminución en los niveles de competencia. Asimismo, se observa que sufre una caída significativa en 2021 aumentando la competitividad coincidiendo a efectos de la pandemia. El eje derecho se relaciona con el índice de Lerner del sistema bancario que fluctúan entre 0.45 y 0.53, mientras que el sistema no bancario, relacionado con el eje izquierdo, varía entre 0.28 y 0.36, reflejando mayores niveles de competencia y menor poder de mercado en el periodo 2011 – 2022.

3.4 Resultados del índice de Boone

La Tabla 7 muestra resultados de la estimación del índice de Boone mediante el método de mínimos cuadrados generalizados factibles (FGLS), utilizando datos de panel balanceado. La variable dependiente es el logaritmo natural de la cuota de mercado (crédito sobre total créditos de la industria), y la variable independiente es logaritmo natural del costo marginal obtenido de la función de costos que ya fue estimada en la sección anterior.

Tabla 7. Estimación del Índice de Boone

lnSC	Total sistema	Sistema bancario	Sistema no bancario
lnCM	-0.7448***	-0.1511***	-0.7081***
Constante	-6.9932***	-4.0197***	-5.4723***
Numero de observaciones	540	168	372
Numero de grupos	45	14	31
Wald chi2	113.74	50.16	70.2
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000

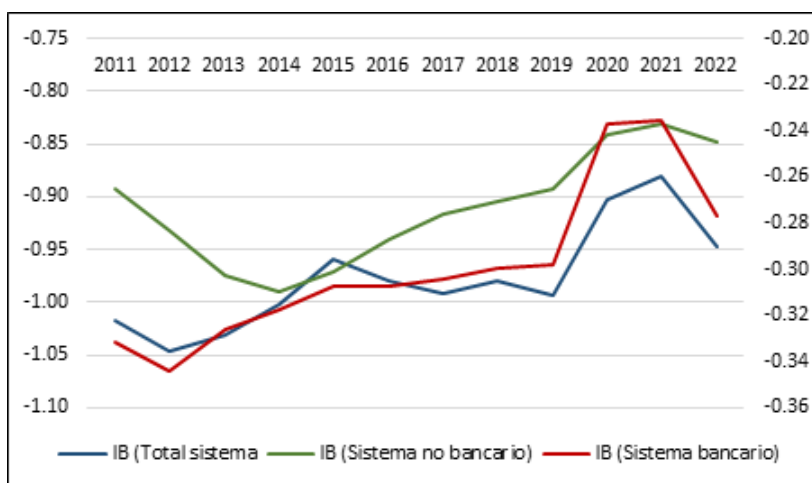
Nota: Las variables están en logaritmos, SC es la participación en créditos, CM es el costo marginal. Los asteriscos *** se refieren al nivel de significancia estadística de 1%. Estimación a partir de costos marginales con información de SBS.

El indicador de Boone es el parámetro asociado a los costos marginales que tiene una relación negativa con la participación y cumple con el signo esperado, las entidades con menor costo marginal desplazan a los que tienen mayor costo marginal. Los resultados muestran que el sistema financiero en total tiene un indicador de Boone de -0.74 y significativo al 1%. En teoría, se indica que, a mayor valor del indicador en términos absolutos, mayor será la competencia. En el sistema bancario, el coeficiente es -0.15 y significativo al 1%, lo que refleja que la industria bancaria se encuentra con niveles de competencia débil, y mayor poder de mercado, esto puede darse por los bancos dominantes sin importar

de tener los costos marginales más altos. El sistema no bancario tiene el coeficiente (-0.71) menor que el sistema bancario, que indica que los costos afectan a la participación en mayor medida en términos absolutos, consistente con el entorno más competitivo y menor poder de mercado, donde las empresas más eficientes logran mantener su participación y sostener beneficios. En síntesis, el sistema no bancario es más competitivo que la banca múltiple.

Para la trayectoria del indicador de Boone en el tiempo, se aplicó variables dicotómicas de tiempo a la ecuación (17), muy similar a lo aplicado en el modelo de Panzar-Rosse para el estadístico H. La Figura 8 muestra los resultados del indicador de Boone variable en el tiempo, donde se aprecia que presenta una tendencia creciente, mostrando disminución de la competencia al paso del tiempo. El eje derecho se relación con el sistema bancarios, donde el índice de Boone fluctúa entre -0.34 y -0.24 , mientras que el sistema no bancario, relacionado con el eje izquierdo, varía entre -0.99 y -0.83 reflejando entornos más competitivos que la industria bancaria.

Figura 8. Evolución del índice de Boone en el sistema financiero 2011-2022



Fuente: Estimación con información de SBS.

4. Discusión

Las medidas de concentración muestran que el sistema financiero peruano tiene una elevada concentración de mercado y persistente durante 2011-2022, resaltando la banca múltiple. El CR4 del sistema financiero se ubicó en el rango de 72% y 77% en los activos, créditos y depósitos, por el lado de HHI se encuentra entre 1544 y 1760 indicando un mercado ligeramente concentrado con dos picos altos en 2015 y 2020. Analizando por sistema bancario y no bancario, el CR4 del sistema bancario se ubicó dentro de 82% y 85% en los activos créditos y depósitos y el HHI resultó de 1950 a 2220, confirmado un mercado muy concentrado. El sistema no bancario ha presentado una concentración baja evaluado por CR4 (40% a 54%), con HHI de 630 a 920 indicando mayor competitividad que el sistema bancario. La tendencia de la concentración es creciente en los últimos años en el periodo de análisis (2011-2022). En relación al número de entidades financieras, estas mostraron una reducción debido a fusiones, adquisiciones y liquidaciones, consolidando el dominio de los bancos dominantes en el sistema financiero peruano.

Estos resultados van en línea con Bravo A. et al. (2022) quienes encontraron que la concentración es alta en la industria bancaria peruano en el periodo 2000-2021, medido por CR3, CR4, CR5 y HHI, donde CR4 se encuentra alrededor de 81% en créditos, asimismo afirmaron el dominio de los bancos BCP, BBVA, Scotiabank e Interbank. Del mismo modo Céspedes-Reynaga & Orrego (2014)

encontraron mayor concentración bancaria en los años 2001 – 2013 donde HHI es cercano a 2000 en colocaciones.

El paradigma Estructura–Conducta–Desempeño (SCP) indica que una mayor concentración aumenta el poder de mercado, reduciendo los niveles de competencia, y genera mayores márgenes de beneficios a las entidades, en el caso peruano, indica el incremento de las ganancias en los cuatro bancos dominantes.

De acuerdo a los resultados, el sistema financiero se encuentra en competencia monopolística durante el periodo 2011–2022, con el estadístico H de 0.78 bajo el modelo estático, y 0.72 en el modelo dinámico, en promedio, el estadístico H presenta un valor de 0.75. Por su parte, el sistema bancario presenta un valor de H igual a 0.68 indicando un comportamiento de competencia monopolística. Del mismo modo, se encontró que el sistema no bancario opera bajo un esquema de competencia monopolística, con H promedio de 0.71. Este dinamismo indica que la industria bancaria es menos competitiva que la industria no bancaria, pero con poca diferencia.

Estos resultados se asemejan a lo encontrado por autores Céspedes-Reynaga & Orrego (2014) en el periodo 2001–2013 para el caso peruano, donde el valor de H es alrededor de 0.5 en la industria bancaria, y en cajas municipales es de 0.65 indicando la competencia monopolística y superior al sistema bancario. Asimismo, Yildirim & Philippatos (2007) encontraron H igual a 0.70 y Yeyati & Micco (2007) hallaron H igual 0.55, en ambos casos con estimaciones en la década de 1990. Para el sistema microfinanciero peruano, Huayta et al. (2018) encontró H igual a 0.76, indicando competencia monopolística en el periodo 2002–2016.

Las variaciones temporales de los valores del estadístico H demuestran que, aunque existe la rivalidad entre las entidades financieras, aún persiste el poder de mercado, ya que la competencia tiende a disminuir en el periodo 2011–2022. Los resultados del índice de Lerner indican que el sistema bancario (0.48) tiene mayor poder de mercado que el sistema no bancario (0.32), lo que refuerza que la industria bancaria es menos competitiva. La tendencia del índice de Lerner tiende a crecer ligeramente, lo que refleja aumento en el poder de mercado y disminución en los niveles de competencia. Mayorca H. & Aguilar A. (2016) encontró que la competencia se intensificó en el periodo 2003–2015 en el sector microfinanciero peruano. Aguilar & Portilla (2018) encontraron una tendencia decreciente en el índice de Lerner durante más de una década y luego tiende a incrementarse el poder de mercado durante 2003–2016, en el sector microfinanciero peruano.

El índice de Boone para el sistema financiero peruano es de -0.74 , desglosando por sistema bancario se encuentra un valor de -0.15 y en el sistema no bancario de -0.71 . La evolución del indicador de Boone tiende a crecer en el periodo 2011–2022, donde la industria bancaria tiene menor valor en términos absolutos, indicando menores niveles de competencia. Jiménez Rivera (2020) encontró el indicador de Boone igual a -0.67 durante el periodo 2011–2016 en el sistema bancario, y la evolución indicó que la competencia se ha incrementado y en el último periodo ha sufrido un retroceso. En el sector microfinanciero, Huayta et al. (2018) encontró que el indicador de Boone se ha estado incrementando en el periodo 2002–2016, sugiriendo aumento en los niveles de competencia.

En América Latina, diversos estudios han analizado la concentración y competencia en el sector bancario. Yildirim & Philippatos (2007) concluyen que el sector bancario opera bajo esquema de competencia monopolística, donde la concentración no necesariamente implica comportamientos anticompetitivos. Yeyati & Micco (2007) encontraron comportamientos de competencia monopolística en los países de como Argentina, Colombia, El salvador, Costa Rica, México, Brasil y Chile. Camino-Mogro & Armijos-Bravo (2018) concluyeron que el sector bancario en Ecuador compite en condiciones de competencia monopolística, y que las reformas regulatorias beneficiaron la competencia. Gómez Rodríguez et al. (2018) encontraron que una moderada concentración en el sector bancario en México, y un esquema de competencia monopolística. Finalmente, Torres & Castaño (2020) indicaron un proceso de concentración y disminución en los niveles de competencia en el mercado bancario colombiano.

5. Conclusiones

La estructura de mercado del sistema financiero peruano presenta una alta concentración durante el periodo 2011–2022. Si bien en los primeros años se observa una reducción, en los últimos años esta tendencia se revierte. Estas dinámicas responden, en parte, a procesos de fusiones, adquisiciones o liquidación de las entidades financieras. La alta concentración demuestra la consolidación y el dominio de la banca múltiple, especialmente de los cuatro bancos con mayor grado de participación de mercado. En contraste, las entidades no bancarias muestran comportamientos más competitivos, pero con menor peso relativo dentro del sistema financiero peruano. Asimismo, se destaca que la industria bancaria tiene un gran aporte en los activos, créditos y depósitos, esto hace que el sistema financiero sea dependiente de la banca múltiple.

El sistema financiero peruano se caracteriza por entornos de competencia monopolística durante el periodo 2011–2022, en el cual la competencia por la diferenciación de productos otorga a las entidades cierto grado de poder de mercado, con una relativa facilidad de entrada y salida. Es preciso señalar que existen diferencias entre el sistema bancario y no bancario: mientras que el sector no bancario muestra niveles de competencia más elevados, la industria bancaria persiste con mayor poder de mercado. Asimismo, considerando la evolución de la competencia durante el periodo de análisis, se evidencia una disminución en los niveles de competencia, reforzada y corroborada por los tres indicadores de competencia empleados.

Contribución del autor

Eduard Salcca Lagar: **Conceptualización, investigación, análisis formal, redacción de borrador, revisión y edición**

Financiamiento

Autofinanciamiento

Conflicto de intereses

El autor declara que no tiene conflicto de intereses.

Agradecimiento

El autor expresa su más sincero agradecimiento al Dr. Roberto Arpi Mayta, por su valiosa orientación académica, asesoramiento constante y aportes críticos durante el desarrollo de la presente investigación, los cuales fueron fundamentales para la consolidación y calidad del trabajo.

Referencias

- Aguilar, G., & Portilla, J. (2018). Determinantes del poder de mercado en el sector regulado de las microfinanzas peruanas. *Departamento de Economía-Pontificia Universidad Católica del Perú*, 453. <https://doi.org/10.18800/2079-8474.0453>
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Bain, J. S. (1951). Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing 1936–1940. *The Quarterly Journal of Economics*, 65(3), 293–324. <https://doi.org/10.2307/1882217>
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2006). Bank concentration, competition, and crises: First results. *Journal of Banking & Finance*, 30(5), 1581–1603. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2005.05.010>

- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2004). Bank Competition and Access to Finance: International Evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), 627–648. <https://doi.org/10.1353/mcb.2004.0039>
- Berger, A. N., Demirguc-Kunt, A., Levine, R., & Haubrich, J. G. (2004). Bank Concentration and Competition: An Evolution in the Making. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36(3), 433–451. <https://doi.org/10.1353/mcb.2004.0040>
- Bikker, J. A., & Haaf, K. (2002). Competition, concentration and their relationship: An empirical analysis of the banking industry. *Journal of Banking & Finance*, 26(11), 2191–2214. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(02\)00205-4](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(02)00205-4)
- Bikker, J. A., Shaffer, S., & Spierdijk, L. (2012). Assessing competition with the Panzar-Rosse model: The role of scale, costs, and equilibrium. *The Review of Economics and Statistics*, 94(4), 1025–1044. https://doi.org/10.1162/REST_a_00210
- Boone, J. (2008). A new way to measure competition. *The Economic Journal*, 118(531), 1245–1261. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2008.02168.x>
- Bravo A., Y., Porras Q., D. K., Venegas R., P. B., & Camacho G., M. J. (2022). La concentración bancaria, medida a través de diversos indicadores. Caso peruano. *Journal Globalization, Competitiveness and Governability*, 16(1), 98–114. <https://doi.org/10.3232/GCG.2022.V16.N1.05>
- Camino-Mogro, S., & Armijos-Bravo, G. (2018). Assessing competition in the private banking sector in Ecuador: an econometric approach with the Panzar-Rosse model. *Cuadernos de Economía*, 41(117), 225–240. <http://hdl.handle.net/10486/690837>
- Céspedes-Reynaga, N., & Orrego, F. (2014). Competencia de intermediarios financieros en Perú. *Banco Central de Reserva del Perú, Working Paper series*, 2014–010, 1–15. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2014/documento-de-trabajo-10-2014.pdf>
- Claessens, S., & Laeven, L. (2004). What Drives Bank Competition? Some International Evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3), 563–583. <https://doi.org/10.1353/mcb.2004.0044>
- De Guevara, J. F., Maudos, J., & Pérez, F. (2005). Market power in European banking sectors. *Journal of Financial Services Research*, 27(2), 109–137. <https://doi.org/10.1007/s10693-005-6665-z>
- Demsetz, H. (1973). Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy. *The Journal of Law & Economics*, 16(1), 1–9. <https://doi.org/10.1086/466752>
- Flores Arévalo, Y. (2021). Competencia en el mercado bancario chileno: modelo Panzar-Rosse. *Revista Universitaria Ruta*, 22(2), 60–78. <https://doi.org/10.15443/ruta20231415>
- Freixas, X., & Rochet, J. C. (2008). *Microeconomics of Banking* (2nd ed.). The MIT Press.
- Gasaymeh, A. S., Karim, Z. A., Majid, M. A., & Jusoh, M. (2014). Competition and market structure of banking sector: A panel study of Jordan and GCC countries. *Jurnal Ekonomi Malaysia*, 48(1), 23–34. <https://www.researchgate.net/publication/281965177>
- Gómez Rodríguez, T., Ríos Bolívar, H., & Zambrano Reyes, A. (2018). Competition and market structure of the banking sector in Mexico. *Contaduría y Administración*, 63(1), 1–21. <https://doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.871>

- Guidi, F. (2021). Concentration, competition and financial stability in the South-East Europe banking context. *International Review of Economics and Finance*, 76, 639–670. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2021.07.005>
- Heflebower, R. B. (1957). Barriers to New Competition A Review Article. *The American Economic Review*, 47(3), 363–371. <http://www.jstor.org/stable/1811245>
- Huayta, K., Garcia, A., & Sotomayor, N. (2018). Competitive Environment and Financial Stability in the Peruvian Microfinance System. *Central Reserve Bank of Peru*, 005, 1–25. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2018/documento-de-trabajo-005-2018.pdf>
- Jiménez Rivera, W. M. (2020). Competencia y eficiencia bancaria en el Perú mediante el índice de Boone. *Pensamiento Crítico*, 25(1), 77–112. <https://doi.org/10.15381/pc.v25i1.18478>
- Jopen Sánchez, G. (2013). Poder de mercado, intermediación financiera y banca: un enfoque de organización industrial. *Economía*, 36(71), 75–106. <https://doi.org/10.18800/economia.201301.003>
- Khan, H. H., Kutan, A. M., Ahmad, R. B., & Gee, C. S. (2017). Does higher bank concentration reduce the level of competition in the banking industry? Further evidence from South East Asian economies. *International Review of Economics and Finance*, 52, 91–106. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2017.09.006>
- Labra, R., & Torrecillas, C. (2014). Guía CERO para datos de panel. Un enfoque práctico. *Universidad Autónoma de Madrid, Working Paper*, 2014(16), 1–61.
- Lelissa, T. B., & Kuhil, A. M. (2018). The Structure Conduct Performance Model and Competing Hypothesis: A Review of Literature. *Research Journal of Finance and Accounting*, 9(1), 76–89. <https://scispace.com/pdf/the-structure-conduct-performance-model-and-competing-243s9d2txh.pdf>
- Lerner, A. P. (1934). The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *The Review of Economic Studies*, 1(3), 157–175. <https://doi.org/10.2307/2967480>
- Malini, H., & Putri, A. N. (2020). Competitiveness and Market Concentration of Islamic Banking Industry: A Comparison Study between Indonesia and Malaysia. *Sriwijaya International Journal of Dynamic Economics and Business*, 4(3), 175–190. <https://doi.org/10.29259/sijdeb.v4i3.175-190>
- Martinez-Miera, D., & Repullo, R. (2010). Does Competition Reduce the Risk of Bank Failure? *The Review of Financial Studies*, 23(10), 3638–3664. <https://www.jstor.org/stable/40865571>
- Mayorca H., E., & Aguilar A., G. (2016). Competencia y calidad de cartera en el mercado microfinanciero peruano, 2003–2015. *Economía*, 39(78), 67–93. <https://doi.org/10.18800/economia.201602.003>
- McHugh, C. A. (2023). Competitive conditions in development finance. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 83, 1–21. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2023.101741>
- Memić, D. (2015). Banking Competition and Efficiency: Empirical Analysis on Bosnia and Herzegovina Using Panzar-Rosse Model. *Business Systems Research Journal*, 6(1), 72–92. <https://doi.org/10.1515/bsrj-2015-0005>
- Moreno-Brieva, F., He, Y., & Merino, C. (2019). *Manual Práctico para Datos de Panel*. Easy Global Practical Studies.

- Moshoeshoe, R., & Thokoa, K. (2021). Market structure and bank conduct in Lesotho. *South African Journal of Economics*, 89(3), 368–390. <https://doi.org/10.1111/saje.12288>
- Navin, N., & Sinha, P. (2019). Market Structure and Competition in the Indian Microfinance Sector. *Vikalpa: The Journal for Decision Makers*, 44(4), 167–181. <https://doi.org/10.1177/0256090919896641>
- Panzar, J. C., & Rosse, J. N. (1987). Testing For "Monopoly" Equilibrium. *The Journal of Industrial Economics*, 35(4), 443–456. <https://doi.org/10.2307/2098582>
- 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>
- Sanchez-Cartas, J. M. (2020). The Panzar-Rosse H Statistic and Monopoly: Issues on its Use as a Market Power Measure. *B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, 20(4), 1–11. <https://doi.org/10.1515/bejap-2020-0193>
- Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS). (2024). *Memoria Anual 2024: Resiliencia que inspira confianza*. <https://www.sbs.gob.pe/estadisticas-y-publicaciones/publicaciones-/memorias>
- Simatele, M. (2015). Market Structure and Competition in the South African Banking Sector. *Procedia Economics and Finance*, 30, 825–835. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)01332-5](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)01332-5)
- Spierdijk, L., & Shaffer, S. (2015). The Panzar-Rosse revenue test and market power in banking. *Journal of Banking & Finance*, 61, 340–347. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.09.019>
- Świtała, F., Olszak, M., & Kowalska, I. (2013). Competition in commercial banks in Poland: Analysis of Panzar-Rosse H-statistics. *Faculty of Management Working Paper Series*, 4, 1–28. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/53782/1/MPRA_paper_53782.pdf
- Torres, A., & Castaño, J. D. (2020). Concentración bancaria, competencia y estabilidad financiera en Colombia. *Revista de Economía del Rosario*, 23(1), 5–30. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.8632>
- U-Din, S., Tripe, D., & Kabir, M. (2018). Market Power and Efficiency in Banking: The Case of USA and Canada. *SSRN Electronic Journal*, 1–23. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3118703>
- Ventouri, A. (2018). Bank competition and regional integration: Evidence from ASEAN nations. *Review of Development Finance*, 8(2), 127–140. <https://doi.org/10.1016/j.rdf.2018.08.002>
- Waldman, D. E., & Jensen, E. J. (2016). *Industrial organization: Theory and practice* (4th ed.). Routledge.
- Yeyati, E. L., & Micco, A. (2007). Concentration and foreign penetration in Latin American banking sectors: Impact on competition and risk. *Journal of Banking & Finance*, 31(6), 1633–1647. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.11.003>
- Yildirim, H. S., & Philippatos, G. C. (2007). Restructuring, consolidation and competition in Latin American banking markets. *Journal of Banking & Finance*, 31(3), 629–639. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.06.008>
- Zurita, J. (2014). Análisis de la concentración y competencia en el sector bancario. *BBVA Research, Documento de Trabajo No. 14/23*, 1–32. <https://www.bbvarresearch.com/wp-content/uploads/2014/09/WP-concentración-y-competencia-sector-bancario.pdf>