



UNIVERSIDAD PERUANA DE CIENCIAS APLICADAS

FACULTAD DE ECONOMÍA

PROGRAMA ACADÉMICO DE ECONOMÍA Y FINANZAS

El impacto de las fusiones horizontales sobre el desempeño bancario medido
por el poder de mercado en el sistema financiero peruano.

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN

Para optar el grado de bachiller en Economía y Finanzas

AUTOR

Santillan Quispe, Kharen Estefanni (0000-0002-2992-0500)

ASESOR

Jopen Sánchez, Guillermo Héctor (0000-0003-2629-6017)

Lima, 4 de enero de 2021

RESUMEN

El presente trabajo tiene como objetivo examinar el impacto de los procesos de fusión horizontal en el desempeño de la firma medido por el poder de mercado en el sector financiero peruano. Para ello, se deriva el Índice de Lerner estimando una función de costos translogaritmica y se examina el efecto de las fusiones de las entidades bancarias en dos tipos de periodicidad: efecto de corto plazo y largo plazo. El análisis se realiza mediante datos de panel, a nivel bancario, a través de modelos de efectos fijos, durante el periodo de julio de 2010 a diciembre 2019.

Los resultados revelan que las entidades bancarias peruanas que han realizado un proceso de fusión horizontal en el corto plazo han aumentado su desempeño bancario en la industria financiera medido por el Índice de Lerner lo que explica la capacidad de las entidades fusionadas en modificar su comportamiento estratégico por defecto de la reorganización empresarial, el cual genera que incrementen su participación y tamaño en el mercado y puedan ejercer su poder de mercado por defecto de la estrategia. No obstante, el resultado de la contribución del efecto de la fusión en un periodo de largo plazo en el poder de mercado es negativa, lo cual enfatiza la coexistencia de factores asociados a nivel de empresa o por factores externos que dependen de la demanda.

Palabras clave: Fusión Horizontal, Poder de mercado, Desempeño bancario, Sector bancario.

ABSTRACT

The purpose of this document is to examine the impact of horizontal merger processes on the performance of the firm as measured by market power in the Peruvian financial sector. The Lerner Index is derived by estimating a translogarithmic cost function and the effect of the mergers of banking entities is examined in two types of periodicity: short-term and long-term effect. The analysis is carried out using panel data, at the bank level, through fixed effects models, during the period from July 2010 to December 2019.

The results reveal that the Peruvian banking entities that have carried out a horizontal merger process have improved their banking performance in the financial industry measured by the Lerner Index, which explains the ability of the merged entities to modify their strategic behavior in a short term by defect of business reorganization, which causes the bank to increase its participation and size in the market and can exercise its market power by default of the strategy. However, the result of the contribution of the effect of the merger in a long-term period in market power is negative, which emphasizes the coexistence of associated factors at the company level or by external factors that depend on demand.

Keywords: Horizontal Fusion, Market Power, Banking Performance, Banking Sector.

TABLA DE CONTENIDOS

1	INTRODUCCIÓN	1
2	MARCO TEÓRICO	4
2.1	MODELO TEÓRICO	4
2.2	ESTUDIOS PREVIOS	6
3	APROXIMACIÓN METODOLÓGICA	13
3.1	HECHOS ESTILIZADOS	13
3.2	DATOS Y VARIABLES	19
3.3	ESTRATEGIA METODOLÓGICA	21
3.4	ANÁLISIS DE RESULTADOS	23
4	CONCLUSIONES	29
5	REFERENCIAS	32
6	[ANEXOS]	38

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1. Perú: Fusiones Horizontales en el sistema bancario peruano (2010-2019).....	14
Tabla 2. Definición de variables utilizadas en la estimación empírica	20
Tabla 3. Resultado de la estimación empírica final.....	26

ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1. Perú: Porcentaje de Participación en Crédito y Número de entidades bancarias de la Banca Múltiple (2010-2019).....	15
Gráfico 2. Perú: Porcentaje de Depósitos por Tipo, Persona y Empresa Bancaria de la Banca Múltiple (2010-2019)	16
Gráfico 3. Perú: Porcentaje de Participación en Crédito y Depósitos y Porcentaje de Eficiencia Operativa de la Banca Múltiple (2010-2019).....	17
Gráfico 4. Perú: Indicador de Rentabilidad ROE y Índice de Lerner de la Banca Múltiple (2010-2019)	18
Gráfico 5. Perú: Porcentaje de Participación en Crédito y Cuota de Mercado para cada entidad bancaria (2010-2019).....	18
Gráfico 6. Perú: Índice de Lerner de los principales bancos fusionados.....	24

1 INTRODUCCIÓN

Hacia finales de la década de los años 1980, la economía peruana se encontraba bajo un entorno de recesión y ajuste económico producto de la crisis financiera, política, social del país e internacional. La nueva reforma de liberalización financiera, los choques macroeconómicos internos y externos tales como la Crisis Financiera Asiática en 1997 y la Crisis Financiera Rusa en 1998 tuvieron su impacto en el mercado nacional preocupando a los agentes públicos y privados, en mejorar su solvencia financiera y prevenir una posible crisis sistemática (Castillo, 2005).

No obstante, la época de bonanza en la primera mitad de la década evitó una masiva salida del mercado de los agentes económicos durante la recesión y con ello, la estabilidad económica en el país (Gómez, 2000). La industria financiera, en particular, los bancos comerciales de menor tamaño y de reducida participación de mercado, implementaron mecanismos estratégicos que consoliden su desempeño en la industria y, en consecuencia, eviten la caída en sus operaciones y su salida del mercado (Fuentes, 2003). En ese sentido, las primeras fusiones horizontales se concretaron en el Perú, siendo una de las primeras el Banco Wiese con Banco Lima en el año 1999.

Desde entonces, la práctica de fusiones horizontales como estrategia corporativa se han intensificado en diversos sectores del país, representando el mayor porcentaje en expectativas de inversión a comparación de otros países de América Latina en 2019¹. Berger et al. (1999) confirma que su implementación es capaz de causar efectos sobre el desempeño de la firma; por lo que ha orientado a diferentes autores en revelar sus implicancias futuras y las ventajas en ganancias de eficiencia por defecto de mejoras en su desempeño.

Según Akhavein et al. (1997), una fusión horizontal entendida como la unión de dos participantes del mismo sector que compiten y operan en uno y más segmentos del mercado financiero, es fuente de modificar el desempeño de la firma, dado que la fusión permite mejoras en eficiencia en costos, mejoras en beneficios y particularmente, incentivos en ejercer su poder de mercado. En Prager y Hannan (1998) consideran, esta última la más relevante por su efecto posterior en conducir una conducta anticompetitiva en el mercado,

¹ Según Pwc Perú (2019) el Perú representa en expectativas de inversión para prácticas de fusiones horizontales el 27% en corporativos y 24% en consultoras, porcentaje mayor a 14% y 16% respectivamente en otros países de América Latina.

puesto que un incremento en el poder de mercado puede permitir (i) que las firmas fusionadas puedan aprovechar las ganancias en costos, obtengan mayores ganancias en ingreso y transfieran sus ganancias en mejores precios para sus clientes o (ii) incentivos en establecer tarifas más altas en sus productos o servicios incrementando sus ganancias sin mejorar la eficiencia y reduciendo el excedente del consumidor. (Estrada, 2005)

Si bien, aún no hay un consenso en su efecto, los autores han expresado su preocupación respecto a su medición, puesto que la probabilidad que produzca alteraciones en el proceso de intermediación financiera, es notable (Coccoresse, 2014). En la literatura internacional revisada, el análisis de las fusiones horizontales sobre el desempeño de la firma medida por el poder de mercado en la industria financiera ha sido escaso. Pocos han sido los estudios que han incluido al Perú en su investigación² y en el caso particular peruano, Portilla y Aguilar (2018) focaliza su estudio en estimar el poder de mercado medido por el Índice de Lerner solo para el segmento regulado de las Microfinanzas peruanas.

Sin embargo, son más los autores que han analizado en sus investigaciones el impacto a través de la construcción de indicadores de desempeño por ejemplo en Gómez (2000), literatura nacional que analizaron el impacto de los procesos de consolidación para el caso del mercado bancario peruano sobre rentabilidad durante los años 1994-2000. De este modo, siendo insuficientes las investigaciones respecto a medir el impacto de los procesos de fusión en el desempeño a través del poder de mercado en el sector bancario, se revela la importancia de este presente documento en contribuir en el análisis empírico sobre el tema de investigación.

Por ese motivo, resulta de importante conocer cuál es el impacto de las fusiones horizontales sobre el desempeño bancario medido por el poder de mercado. Para ello, se pretende contrastar la hipótesis que los procesos de fusión horizontal tienen un impacto positivo y significativo en el poder de mercado. Se estima el Índice de Lerner como medida de poder de mercado y se evalúa mediante datos de panel a todos los participantes del sector bancario y en relevancia, se incluye las tres principales fusiones horizontales que se realizaron durante los años 2010 y 2019.

² Coccoresse (2014) estima el índice de Lerner en el sector bancario para un grupo de países incluido el Perú durante los años 1994-2012 concluyendo que las empresas bancarias presentan un alto poder de mercado.

La presente investigación se desarrolla en tres secciones. En primer lugar, se expondrá el marco teórico, el cual contiene el modelo teórico y estudios previos enmarcados en buscar el impacto de las fusiones horizontales en el cambio del desempeño bancario en el sector financiero. Luego, se expondrá la aproximación metodológica, el cual la sección presenta la metodología que se utilizará en el presente documento y las variables que se incluirán en la regresión empírica y finalmente, se sintetizará los principales resultados y conclusiones finales de la investigación.

2 MARCO TEÓRICO

En la presente sección, se abordará a detalle el Modelo Teórico propuesto por Boone (2008), el cual se asemeja en la relación que existe entre el impacto que produce una fusión sobre el desempeño de la firma. Asimismo, se vincula el modelo teórico con el efecto posterior sobre el nivel de competencia y, por último, se resume una breve conclusión respecto a su relación con el tema de investigación.

2.1 Modelo teórico

La Nueva Teoría de Organización Industrial (NEIO, por sus siglas en inglés), ha contribuido a la literatura económica industrial, un nuevo índice propuesto por Boone (2008), el cual se basa en el supuesto que, en un entorno competitivo, las empresas más eficientes, es decir, aquellas con costos marginales bajos, trasladan una parte de sus ganancias a los consumidores a través de menores precios y se benefician con una mayor cuota de mercado. De este modo, cuanto más fuerte sea el efecto de la eficiencia en la empresa, mayor participación de mercado tendrá la empresa y, por ende, alcanzará un mayor diferencial en cuota de mercado a comparación de las empresas menos eficientes. (Van Leuvensteijn et al., 2007)

Bajo este enfoque, Boone (2008) propone un modelo con I firmas que pueden entrar al mercado a competir pagando un costo de entrada β , el cual elige un nivel de producción $q(n_i, N, I, \theta)$ y un nivel de precio $p(n_i, N, I, \theta)$. Inicialmente, el autor realiza un análisis a nivel de industria donde la firma i produce un único producto q_i , el cual enfrenta una curva de demanda de la siguiente forma:

$$p(q_i, q_{l \neq i}) = a - bq_i - d \sum_{l=i} q_l \quad (1)$$

Donde el parámetro a representa el tamaño del mercado, b es la elasticidad de la demanda, d captura el grado de sustitución de los productos y q_l representa el producto de la firma l distinta de la firma i . Por lo tanto, cada firma presenta beneficios como:

$$\pi = (p - mc_i)q_i$$

Siendo el costo marginal constante $mc_i = 1/n_i$. La firma i maximiza beneficios eligiendo un nivel del producto, por lo que el siguiente problema responde con:

$$Max_{q_i \geq 0} \{(a - bq_i - d \sum_{l=i} q_l - mc_i)q_i\} \quad (2)$$

Cumpléndose además las condiciones $a > mc_i > 0$; $0 < d \leq b$ y $\pi(mc_i) \geq \varepsilon$; las ganancias en equilibrio de las i firmas son:

$$\pi(n_i, N, I, \theta) \equiv p(n_i, N, I, \theta)^T q(n_i, N, I, \theta) - C[q(n_i, N, I, \theta), n_i] \quad (3)$$

Donde N agregado mide el nivel de eficiencia de las firmas desde $n_1 < n_2 < \dots < n_i$ siendo n_1 la firma menos eficiente y n_i , la más eficiente; I representa el número de firmas; θ es el parámetro que mide el nivel de agresividad de interacción en el mercado o interpretado de otra forma como la elasticidad de sustitución de los productos de las firmas.

El autor menciona, que el efecto en las firmas en su nivel competitivo será mayor, si existe una caída en los costos de entrada $d\beta > 0$ y por una mayor agresividad entre las firmas $d\theta > 0$.

Entonces, en ese sentido el nivel de competencia aumentaría si ambas expresiones expuestas son crecientes en n_i .

$$\frac{dl \left\{ - \frac{\partial C[q(n_i, N, I, \theta), n]}{\partial n} \right\} |_{n = n_i}}{d\theta}$$

$$\frac{dl \left\{ - \frac{\partial C[q(n_i, N, I, \theta), n]}{\partial n} \right\} |_{n = n_i}}{d\beta}$$

En este contexto Boone (2008), propuso un nuevo indicador robusto de Diferencias de Beneficio Relativo (DBR), el cual permite aproximar la relación entre la eficiencia y participación de mercado medido por el diferencial de beneficios para tres firmas con $n^{**} > n^* > n$ y con π defina como (3), siendo el indicador definido como:

$$\frac{\pi(n^{**}, N, I, \theta) - \pi(n, N, I, \theta)}{\pi(n^*, N, I, \theta) - \pi(n, N, I, \theta)} > 0 \quad (4)$$

A mayor competencia, se incrementa el diferencial de beneficios relativo (4), por lo que una mayor agresividad entre firmas (θ), esta será:

$$\frac{\pi(n^{**}, N, I, \theta) - \pi(n, N, I, \theta)}{\pi(n^*, N, I, \theta) - \pi(n, N, I, \theta)} \frac{d\theta}{d\theta} > 0$$

O por la reducción de los costos de entrada (β) será:

$$\frac{\pi(n^{**}, N, I, \theta) - \pi(n, N, I, \theta)}{\pi(n^*, N, I, \theta) - \pi(n, N, I, \theta)} \frac{d\beta}{d\beta} > 0$$

Por lo tanto, se observa que el efecto de eficiencia de la firma y por ende en su participación puede influir en aumentar el nivel de competencia en la industria. Es importante resaltar si bien el índice Boone parte en demostrar un efecto sobre la estructura de mercado, también se explica en la derivación del modelo teórico, una relación directa que existe entre la eficiencia, término que es utilizado para medir el desempeño de la firma y la participación de mercado que, en el modelo teórico es medido a través del diferencial de beneficios-.

En Boone (2008), el autor propone un modelo que explica la relación que deseamos encontrar para sustentar el tema de investigación propuesto, puesto que como menciona Akhavein et al. (1998) una fusión genera ganancias en eficiencia en una empresa, lo que promueve su mayor participación de mercado, lo cual permite que la firma ejerza su poder de mercado sobre otras rivales y, por ende, obtenga mayores beneficios o cuota de mercado. Por lo tanto, el planteamiento de Boone se relaciona objetivamente con el presente estudio, lo cual permite relacionar con el tema de investigación.

2.2 Estudios previos

A continuación, se abordará en esta sección los principales estudios que han priorizado en analizar el efecto de los procesos de fusión horizontal sobre el desempeño de la firma en el sector financiero explicado por el poder de mercado. Inicialmente, se presentará una breve reseña de como surgieron las fusiones horizontales alrededor del mundo y en Perú. Luego, se mostrará cómo se vincula el proceso de fusión con el poder de mercado y finalmente, se pondrá énfasis en mostrar investigaciones, acerca del impacto de las fusiones horizontal sobre el poder de mercado en el desempeño de la firma a lo largo de los últimos años en el

sistema financiero, lo cual permitirá una perspectiva más amplia y sólida acerca del tema de investigación.

A raíz de la globalización financiera a nivel mundial que permitió la liberalización, desregularización y su descentralización, el sector financiero se consolidó y obtuvo una mayor participación en mercados internacionales (Bracho et al, 2002). Desde entonces, las entidades integrantes del sector financiero, tuvieron que pasar por un proceso de adaptación debido a las distintas estructuras de mercado de competencia imperfecta que surgieron tales como monopolios, oligopolios y competencia monopolística que eran más frecuentes no solo en la industria financiera, sino en el resto de sectores (Morales y Villanueva,1999).

En ese contexto, la entidad reguladora en supervisar el correcto comportamiento de las entidades financieras, debían procurar mantener una conducta pro- competencia, dado que se debería garantizar un mayor bienestar al consumidor mediante una progresiva mejora en la calidad de los productos financieros, un adecuado servicio respecto a precios y un mayor acceso al mercado (Berger y Humphrey, 1997). En la misma línea, las entidades de la industria financiera debían intensificar su productividad, mejorar la eficiencia en costos y explotar su poder de mercado, lo cual afianzarían el desarrollo deseado por los reguladores en la actividad financiera.

De ese modo, en el sector financiero y en diversos sectores en el extranjero iniciaron diferentes oleadas de procesos de fusión horizontal (Bracho et al, 2002). Siendo las empresas comerciales estadounidenses, los primeros casos de oleadas de fusiones horizontales de gran tamaño en el marco internacional concretando 1500 fusiones entre los años 1987 a 1994 (Santomero y Pilloff, 1997). Fue a partir de estas grandes megafusiones en el exterior, que diversos países en Latinoamérica comenzaban a emplear aquella estrategia, siendo uno de los países el Perú. Entre los países latinoamericanos que iniciaron procesos de fusión horizontal en el sector financiero estaban tales como Chile, en el segmento de fondo de pensiones (Agostini et al.,2009); España, en el segmento de entidades no bancarias (Palomo y Sanchis, 2008) y Venezuela, en el mercado bancario (Bracho et al., 2002).

En Akhavein et al. (1997) mencionan que una fusión horizontal comprende la absorción de aquellas entidades pequeñas que operan de forma ineficiente en el mismo mercado relevante, por otra de mayor nivel competitivo. Según Focarelli et al. (2002) la última empresa adquirente incrementa su nivel de participación de mercado como efecto inmediato de la

fusión, ya que la reestructuración interna organizacional de la firma incorpora la suficiente eficiencia corporativa para intensificar sus ventajas sobre sus rivales, aumente su tamaño organizacional, establezca una mayor participación de mercado y le permita explotar su poder de mercado en el mercado financiero. En suma, la fusión horizontal como estrategia sería un determinante en el desempeño de la firma en la industria que se establezca.

Siguiendo a Lins y Servaes (1999), el ejercicio de poder de mercado de la entidad fusionada puede contribuir (i) a una mayor competencia entre participantes que está acorde a la hipótesis de eficiencia o (ii) permite generar incentivos a establecer precio por encima del costo marginal, el cual permite validarse con el paradigma estructura- conducta- desempeño. De este modo, es importante examinar detenidamente y ampliar la literatura internacional y nacional bajo estos dos enfoques, puesto que la práctica de esta estrategia causa dos efectos sumamente opuestos.

Los autores Demsetz (1973) y Peltzman (1977) han validado en su investigación la hipótesis de eficiencia con el efecto de la fusión horizontal sobre el ejercicio de poder del mercado. Las fusiones para ambos autores siguen el enfoque de eficiencia porque las empresas con una capacidad de rentabilidad alta y que operan en la escala eficiente en costos, absorben a las menos eficientes expulsándolas del mercado, lo cual permite que eleven su participación en el mercado, exploten su poder de mercado, obtengan una mayor margen de ingresos y trasladen una parte de sus ganancias a los consumidores a través de menores precios. (Boone, 2008). Por tanto, un cierto grado de poder de mercado de los bancos en la industria sería beneficioso.

En ese contexto, en Beccalli y Frantz (2009) se estudió si las operaciones de fusiones horizontales en el sector bancario influyen en el desempeño de los bancos para países de la Unión Europea ubicados indistintamente en diversos países del mundo durante el periodo 1991-2005. Se encontró que los bancos de crédito fusionados no mejoraron su rentabilidad o rendimientos en flujo de efectivo, puesto que obtuvo un resultado significativo y negativo, dado que la mayor eficiencia en costo derivado de la fusión, permitió un mayor ejercicio del poder de mercado y, por ende, transferir las ganancias en mejoras en precios a clientes bancarios. Caso similar para bancos estadounidenses en el periodo 1990-1995, el cual encontraron una débil correlación entre la fusión y el poder de mercado, ya que el efecto puede haber sido diferido porque operan en diferentes mercados o se especializan en distintos productos financieros (Berger y Mester, 1997).

En cambio, en Amel et al. (2004) para el caso revisado en principales industrias financieras de países desarrollados durante el periodo de 1983-2003 efectivamente se encontró el efecto positivo de la fusión sobre el poder de mercado, pero se debió al incremento sustancial de los niveles de participación de mercado, debido al reducido tamaño de los bancos fusionados antes de la fusión, lo cual, en términos de eficiencia en costos, las economías de escala de la empresa tuvieron un efecto mayor. Este efecto se mantuvo solo para bancos comerciales y compañías de seguro. Por otro lado, en Herrera (2007), para el caso de la industria bancaria en el Salvador durante el periodo de 1997-2001, el cual las fusiones no pudieron ejercer con robustez su poder de mercado, dado que los resultados empíricos demuestran que el efecto en rendimiento de escala fue mayor, el cual no permitió ingresos supranormales por defecto de la asignación de ganancias por nivel de desempeño en el sector.

También, en el caso de compañía de seguros y fondo de pensiones en Chile, según Agostini et al. (2009) al analizar la fusión que involucró a las AFP Basander y Santa María durante el año 2007, se encontró un impacto positivo entre la fusión con el poder de mercado, puesto que la fusión de las AFP permitió un mayor ejercicio del poder de mercado por las ganancias en economía escala en costos ganadas de aplicar la estrategia que además, aumento su participación de mercado y tuvo por defecto, un efecto final en elevar la competencia en la industria. Sin embargo, en Liu, et al. (1998), a comparación de la investigación anterior, el autor menciona que hubo una correlación positiva del poder de mercado con la fusión a pesar de la caída en costos.

También, el mismo efecto se corrobora en el caso examinado por Kroszner y Strahan (1999), estudio que analizan fusiones bancarias en EEUU y Europa durante las décadas de los años 1980 y 1990. La investigación concluye que, por defecto de las fusiones horizontales, los bancos que participaron en la estrategia no tuvieron mayor influencia en ejercer su poder de mercado, dado que una desregulación de sucursales bancarias aplicado en ambos países favoreció a las entidades bancarias pequeñas, dado que restringió la entrada de bancos grandes recién fusionadas en otros segmentos del sistema financiero. En Stiroh y Strahan (2003), de igual manera, los cambios regulatorios que afectaron a varios estados en EEUU, permitieron que los bancos fusionados incrementen su cuota de mercado por defecto del mayor poder de mercado no para fines anti-competitivos, sino permitió la reasignación desde bancos con menor beneficios a los de alto beneficio en la banca.

Por lo tanto, las empresas encuentran muy conveniente aprovechar las economías de escala asignadas por la fusión, reducir costes de factores de producción (capital físico, capital humano y tecnología), diversificar sus productos financieros y reforzar la confianza con los clientes, porque les permite finalmente explotar cierto poder de mercado, obtener márgenes de ingresos de acuerdo a su desempeño y por defecto reasignar los recursos financiero eficientemente a sus clientes (Alarcón y Ormazábal, 2011). Sin embargo, Carlon y Perloff (1994), mantienen una postura ligeramente distinta. Ambos reconocen que las fusiones aumentan la eficiencia a través de las economías de escala en los costos que favorece a eliminar la duplicidad del proceso administrativo y la diversificación de sus productos, pero también, puede no tener efectos aumentadores sobre la eficiencia ni la rentabilidad en las firmas cuando el número de fusiones es lo suficientemente grande lo que con lleva a reducir la competencia, por defecto del uso del poder de mercado para fines anticompetitivos.

De tal modo, la literatura previa estaría mostrando resultados aún mixtos, por lo tanto, no solo se puede aceptar los efectos a favor de mejorar los beneficios por aumentos del poder de mercado por una buena reasignación de los recursos (Altunbas et al., 2001). Un paradigma que contribuye en validar el efecto de las fusiones en incrementar el poder de mercado para fines anticompetitivos es el paradigma de “Estructura- Conducta- Desempeño” (León, 2015) y Demsetz (1976) afirma que un aumento del poder de mercado es utilizado por los bancos para establecer tasas de interés más altas dificultando la salida de préstamos para clientes potenciales. También, según Burdisso y D'Amato (2000), un banco fusionado puede ejercer su poder de mercado e incrementar su cuota de mercado, por consecuencia del incremento en el grado de concentración de mercado, dado que la cantidad de fusiones horizontales en un sector también reduce el número de integrantes en una industria.

Por ejemplo, Garmaise y Moskowitz (2004), investigó los efectos de la fusión bancaria y el aumento del poder de mercado sobre la disponibilidad en el sector crédito para una muestra acotada del mercado de préstamos comerciales y fusiones entre bancos grandes durante la década de los años 1990. En esta investigación, se encontró que el incremento de las fusiones entre bancos, especialmente entre bancos altamente competitivos, tuvo su impacto negativo sobre variables reales y sociales, es decir, el mayor número de fusiones bancarias en un ámbito local tuvo un impacto directo incrementando los niveles de crímenes y una disminución del crédito provocando una mala asignación de los recursos, por los elevados precios establecidos por los bancos fusionados.

De igual manera, en Bikker et al. (2006), para una muestra de 18,000 bancos en 101 países, se evaluó la relación entre el tamaño del banco y el poder de mercado usando una extensión del índice Panzar y Rosse, el cual los resultados obtenidos de la relación de tamaño-poder de mercado, se concluye en el estudio, tras la fusión de bancos grandes, las empresas tendrían más incentivos de ejercer su poder de mercado, en comparación a los bancos pequeños. Sin embargo, el efecto sobre el poder de mercado en la firma, contribuyó en reducir su nivel de competencia, dado que más del 85% de los países europeos en la muestra, operan en el mismo mercado, lo cual pudieron extraer ingresos supranormales por defecto de la mayor concentración.

Asimismo, Campa y Hernando (2006), para el sistema financiero que comprende países de la Unión Europea, se evaluó las implicaciones del proceso de fusión durante el período 1998-2006. Se pudo concluir, una correlación positiva entre los rendimientos crecientes de los bancos fusionados con entidades rivales, lo cual se debió por el efecto positivo en el poder de mercado que permitió extraer mayores beneficios por defecto, del incremento de precio, lo cual produjo después una reducción de la competencia. Asimismo, Carton y Perloff (1994), también concuerda con las conclusiones anteriores, puesto que el ejercicio del poder de mercado puede ser un potencial detonante para disminuir los precios o tasas de depósitos e incrementar las tasas de préstamos a consumidores potenciales.

Al examinar la banca y cajas de ahorro española en Carbó et al. (2003), el escenario no es distinto, puesto que entre 1989 - 1999, al medir el poder de mercado a través del Índice de Lerner, obtenidos a partir de la estimación de una función de costos translogarítmica que incluyo datos de las firmas fusionadas del sector financieros que son BBVA y BSCH, el cual se encontró un aumento del poder de mercado en cajas de ahorro; sin embargo, en resultados existe diferencias entre regiones. Además, al obtener el índice IHH, medida de concentración de mercado, se mostró dígitos superiores a 1800 o 2000, lo cual reconfirma la conducta en un contexto no competitivo. Caso que se repitió en Melián et al. (2011), puesto que el mayor tamaño en el mercado le permitió ejercer un mayor poder de mercado, el cual provocó que los préstamos de servicios a socios y consumidores respecto a financiamiento sean bajo condiciones desfavorables en precios de competencia.

Además, en Reztis (2010), los hallazgos en su investigación aplicado a la industria bancaria griega durante el periodo de 1995-2004 considerando dos de las fusiones más grandes en la industria. Los hallazgos encontraron que los bancos fusionados, en un corto plazo, pueden

ejercer su poder de mercado sin obtener mayores ganancias en eficiencia en costo. También, en Chung (2018), para el sector financiero en Malasia, durante el periodo de 2002-2004, se encontró que a través del Índice de Lerner utilizados para medir el cambio en la condición del grado de competencia de la industria bancaria en Malasia en un periodo de corto y largo plazo respectivamente, se halló que el efecto de una fusión afecta positivamente al poder de mercado, lo cual encontraron que el aumento del ejercicio del poder de mercado en nombre de mejorar la estabilidad no provocó el bienestar a los clientes bancarios transfiriendo sus ganancias en menores precios.

Finalmente, en Chorniy (2019), a raíz de la fusión de compañías aseguradoras en EEUU, se muestra un efecto positivo sobre el poder de mercado, el cual provocó elevar las primas que cobran a sus clientes. Dado los hallazgos de los autores, las empresas fusionadas se superponen, es decir, ambas entidades compartirían el mismo mercado local, lo cual intensificaría su poder de mercado sobre sus competidoras. Asimismo, en Chen et al (2018), concuerda con la anterior afirmación, pero añaden que el efecto de las fusiones horizontales generaría una mayor exposición al riesgo de crédito. Escenario compatible con la banca en China que mantienen sus ganancias en préstamos generales e inmobiliarios (Halkos y Tzeremes, 2013).

Por lo tanto, la literatura internacional expresada anteriormente, demuestra ampliamente la relación causal entre aplicar una estrategia como es un proceso de fusión horizontal y el poder de mercado como una medida de desempeño bancario. De esta manera, es relevante realizar un análisis para el caso bancario peruano, dado que la investigación más cercana en estudiar el poder de mercado en el Perú es Portilla y Aguilar (2018), el cual su estudio se enfoca en analizar los determinantes del poder de mercado en el sector microfinanciero, siendo una de las variables incluidas en su análisis empírico la fusión.

3 APROXIMACIÓN METODOLÓGICA

En la siguiente sección se muestra los hechos estilizados que explican brevemente aspectos claves sobre el sistema financiero bancario peruano en virtud de comprender la estrategia metodológica y, desde luego, los principales acontecimientos de fusiones horizontales desde julio del año 2010 hasta diciembre del 2019.

3.1 Hechos estilizados.

Como se mencionó anteriormente, los hechos circunscritos en la historia a principios del año 1999 han marcado un cambio en la estructura y composición del sistema financiero peruano a medida que la autoridad regulatoria, la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS), ha desarrollado variantes en la normativa peruana a raíz del inicio del Proceso de Consolidación del Sistema Financiero (PCSF)³. Conforme con la SBS, a julio de 2010, las entidades de intermediación financiera indirecta contaban con 59 entidades de operación múltiple, subdividida por quince entidades bancarias en banca múltiple, nueve empresas financieras, 33 por instituciones microfinancieras no bancarias; y dos en la banca estatal, Banco de la Nación y Banco Agropecuario (Agrobanco).

Sin embargo, al término del año 2019, el sistema financiero cuenta con 55 entidades, el cual se considera la reducción del número de entidades por una disminución de instituciones microfinancieras producto de procesos de fusión horizontal con bancos dentro del sector financiero, tal como se muestra en la Tabla 1, el cual pudo provocar la salida de oferentes y reducirlo en número con una diferencia mínima durante los años 2010-2019. Es factible mencionar, que las entidades bancarias y no bancaria al ofrecer productos financieros homogéneos, permite concluir que ambas instituciones pertenecen al mismo mercado relevante, facultándoles el derecho de aprovechar las ventajas de mantener un proceso de fusión horizontal y, en consecuencia, ser más visibles no solo en el mercado bancario peruano, sino también en el mercado internacional.

³ En referencia al Programa de Consolidación del Sistema Financiero (PCSF).

Tabla 1. Perú: Fusiones Horizontales en el sistema bancario peruano (2010-2019)

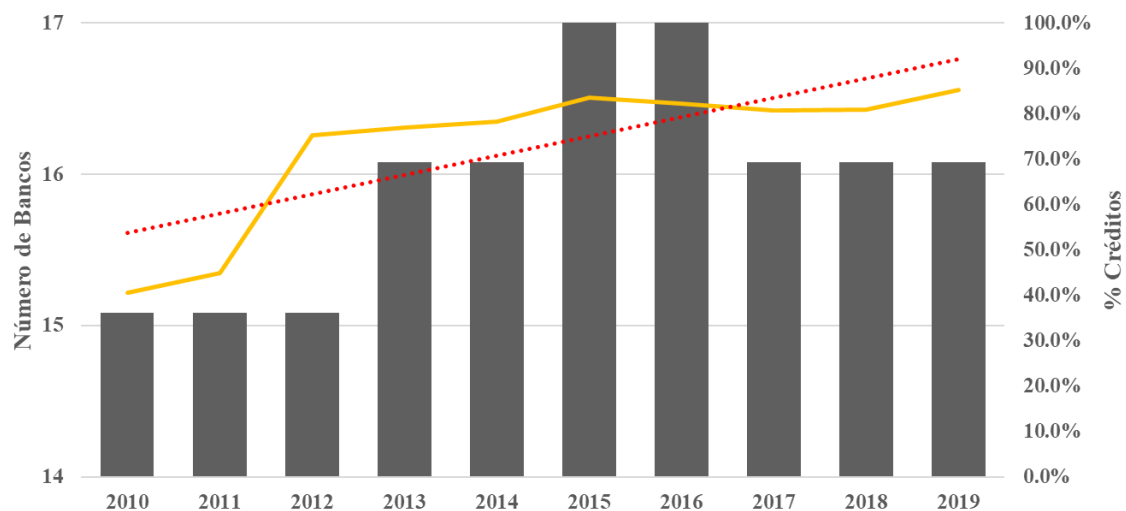
EMPRESAS FUSIONADAS	DESCRIPCIÓN
Grupo Scotiabank, Scotiabank Perú y Citibank Perú (May-2015)	Citibank Perú S.A realiza sus operaciones en el país desde 1920, brinda servicios en depósitos y créditos, otorga avales y fianzas, y otros servicios bancarios. El 19 de diciembre del 2014, decidieron aprobar la venta de su negocio de banca de consumo y banco comercial a favor de Scotiabank Perú creando así “Servicios SPV S.A.C en enero del 2015. En mayo del 2015, se concluye el proceso de fusión por absorción, el cual queda en amparo de la entidad bancaria.
Grupo Credicorp, Edyficar y Mibanco (Marz-2015)	Financiera Edyficar, subsidiaria del Grupo Credicorp, adquirió Mibanco, Banco de la Microempresa S.A con una presencia en participación al 81.9% de la totalidad de acciones. Luego, se concluyó el proceso de fusión, creando el nuevo “Mibanco” que mantiene aproximadamente el 21% en colocaciones a micro y pequeña empresa según la BVL.
Grupo Intercorp, Interbank y Contacto Servicios Integrales de Crédito y Cobranza S.A (Sep-2019)	El Banco Internacional del Perú S.A.A, decidió iniciar un proceso de fusión horizontal, con su subsidiaria Contacto Servicios Integrales de Créditos y Cobranzas S.A que se dedicaba a la prestación de servicios de evaluación y calificación de carteras de créditos de cualquier naturaleza. La fusión no generó ninguna modificación respecto al patrimonio social y se mantuvo bajo la denominación del primero.

Elaboración Propia.

Según Bonaccorsi y Hardy (2005), lo que motiva a las entidades bancarias concretar un proceso de fusión es el efecto posterior de la estrategia en incrementar la participación de mercado en colocaciones en el sector que se encuentre operando. Según el Gráfico 1, la banca múltiple peruana ha presentado un crecimiento positivo en el volumen de colocaciones; crecimiento que se ha dado de forma paralela a la disminución del número de bancos en el sistema financiero. De acuerdo con la SBS, a diciembre del 2019, la banca múltiple cuenta con 85,3% en promedio en participación en créditos con un saldo de S/286,086 mil millones; en tanto la participación en créditos en entidades no bancarias – principales competidoras en el sector financiero- representan solo el 12.6% del total de créditos. Caso similar en los depósitos, la banca múltiple representa el 85,3% con un saldo

de S/263,121 mil millones y las entidades no bancarias constan solo del 10.2% en depósitos en Perú.

Gráfico 1. Perú: Porcentaje de Participación en Crédito y Número de entidades bancarias de la Banca Múltiple (2010-2019)



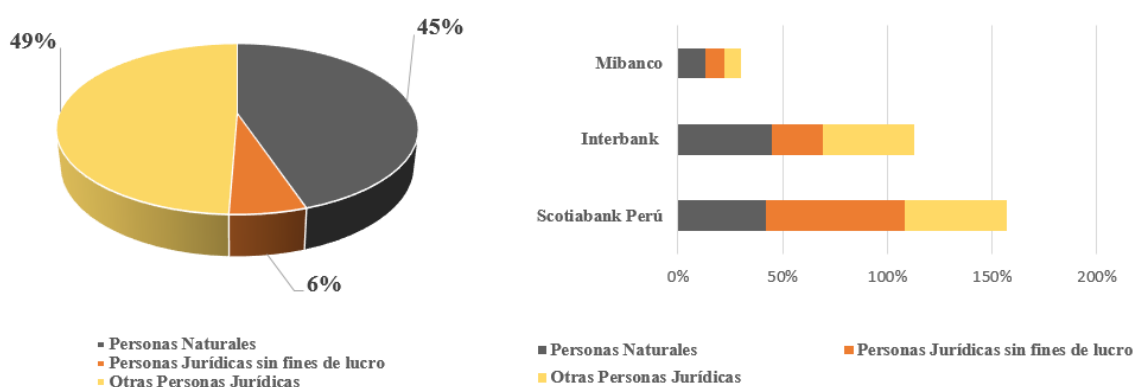
Fuente: SBS. Elaboración propia

Asimismo, las entidades bancarias brindan depósitos a un total de clientes de 263,121,071 en el sector financiero tal como lo indica en el Gráfico 2. De acuerdo a la SBS, el sector bancario en depósitos según el tipo de persona brinda recursos financieros diversificados al 45% a personas naturales, 49% a personas jurídicas sin fines de lucro y 6% a otras personas jurídicas. De igual modo, al examinar las entidades bancarias fusionadas al 31 de diciembre del 2019, se observa relevantes cifras en número de clientes. Interbank, Scotiabank Perú y Mibanco atienden a un total de clientes al 48%, 42% y 10% respectivamente, por lo que la eficiente asignación de los recursos financieros derivado de un desempeño eficaz por estas entidades es un pilar indispensable en el sistema de pagos para mantener los recursos equilibrados en el mercado y, por ende, velar por los intereses de los agentes económicos en precios.

Además, al observa el Gráfico 3, información estadística correspondiente en medir la eficiencia operativa del total de la banca múltiple, siendo indispensable el análisis del desempeño de las firmas en promedio medido en términos de eficiencia, el indicador de eficiencia operativa del sector bancario promedio presenta movimientos hacia el alza

registrando en el 2010 su nivel más alto en 6.75%. Precisamente, compatible con los niveles altos de eficiencia operativa en periodos continuos y se seguidos por periodos decrecientes donde se llevó a cabo eventos de fusión horizontal. En seguida, a diciembre del 2019, la variable calculada en promedio registra un 5.9% en promedio, cifra por debajo del promedio a inicios de 2010.

Gráfico 2. Perú: Porcentaje de Depósitos por Tipo, Persona y Empresa Bancaria de la Banca Múltiple (2010-2019)



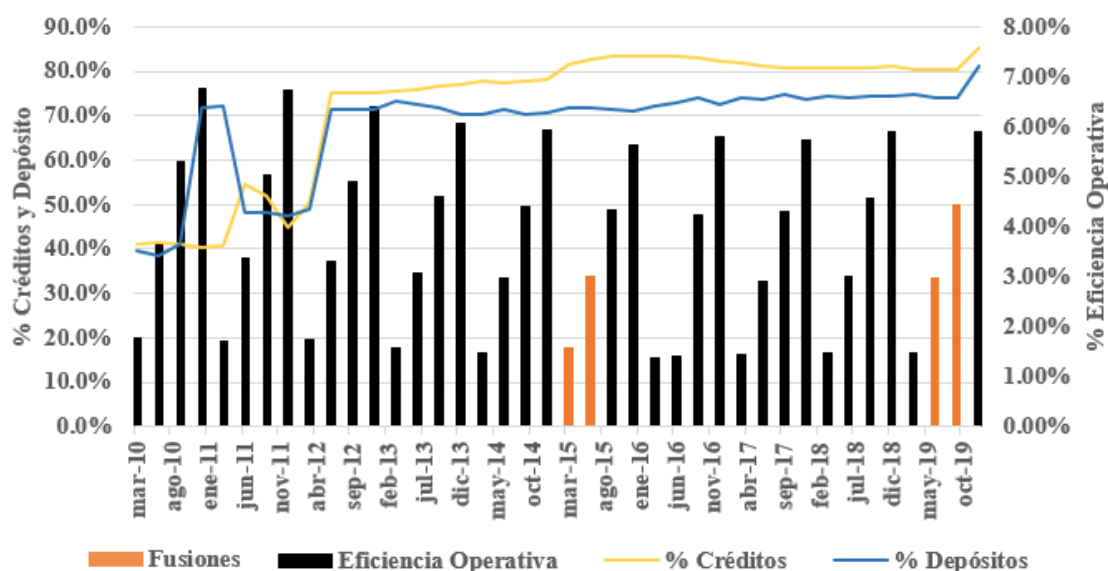
Fuente: SBS. Elaboración propia

Respecto a la participación en crédito y depósitos en periodos posteriores de cerrar un proceso de fusión, muestran un quiebre ligero con tendencia positiva en el porcentaje de participación en créditos y depósitos por lo que, el desempeño en la banca aparentemente sigue la lógica con relación a la teoría al explicar que mejoras en ganancias en eficiencia, apertura a que la empresa posea una mayor participación. Sin embargo, se podría esperar que las mejoras en rendimiento del banco fusionado se evidencien de forma tardía, puesto que las fuertes cantidades en inversión que incurre iniciar un proceso de fusión en los primeros meses de concretar la estrategia podrían disuadir los efectos instantáneos.

De acuerdo con los índices de rentabilidad del conjunto de bancos en promedio durante el periodo analizado, se encuentra indicios según el ROE agregado a nivel de banca en el Gráfico 4, a diciembre del 2019, el indicador de rentabilidad terminó el periodo con 17.25%, siendo a comparación de lo registrado a diciembre del 2010 un diferencial de 4.65%. Este

resultado, concuerda con lo registrado en el EBITA que presentan en promedio según la SBS en su respectivo Estados de Resultados⁴

Gráfico 3. Perú: Porcentaje de Participación en Crédito y Depósitos y Porcentaje de Eficiencia Operativa de la Banca Múltiple (2010-2019)

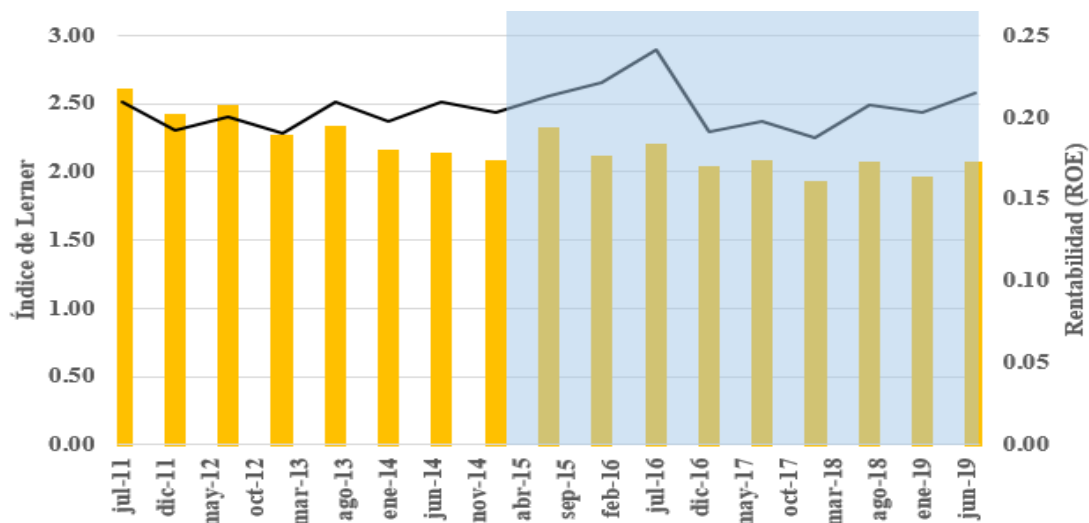


Fuente: SBS. Elaboración propia

Además, es preciso analizar que los puntos de cortes de mayor tendencia al alza en ambas curvas se manifiestan, con mayor énfasis, en los periodos que corresponden a eventos de fusión. Siendo para Scotiabank Perú en diciembre del 2010 un ROE de 19.58%, porcentaje con un diferencial de 4.71% para el 2019. Caso similar en el comportamiento del ratio financiero para Mibanco y Interbank que también concretaron una fusión respectivamente en su año. También, como se observa en el Gráfico 4, existe una relación positiva entre la rentabilidad y el poder de mercado, el cual se encuentran acorde a lo revisado en la literatura previa. Asimismo, en periodos que se han realizado procesos de fusión se encuentran mejoras en ganancias en beneficios correspondientes de aplicar la estrategia; sin embargo, la magnitud es débil.

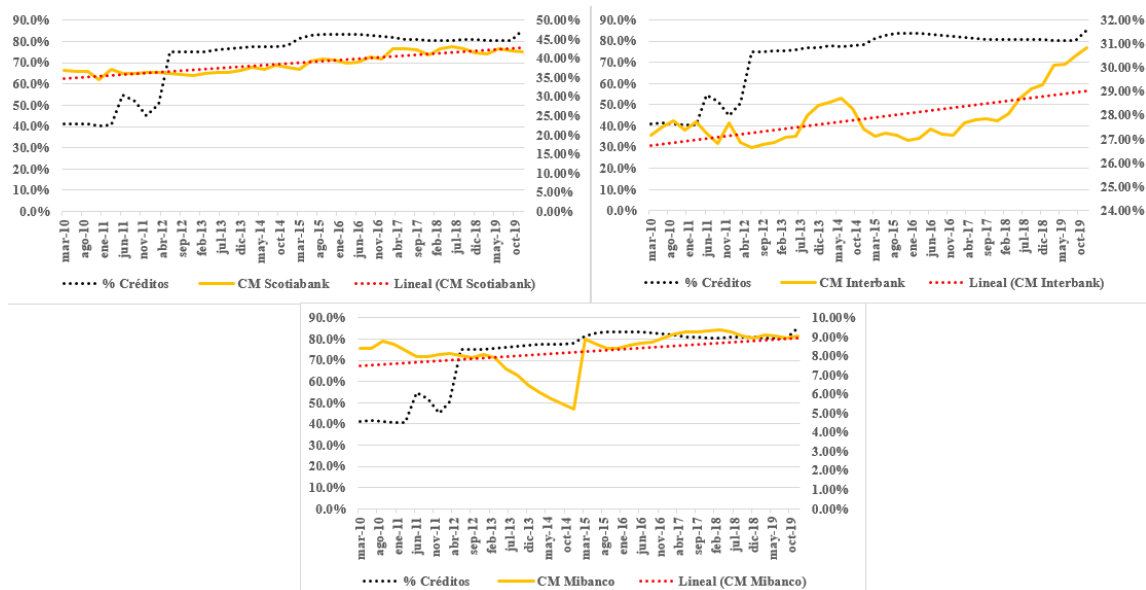
⁴ Referente a los Estados de Resultados de los bancos integrantes de la Banca Múltiple durante los años 2010-2019.

Gráfico 4. Perú: Indicador de Rentabilidad ROE y Índice de Lerner de la Banca Múltiple (2010-2019)



Fuente: SBS. Elaboración propia

Gráfico 5. Perú: Porcentaje de Participación en Crédito y Cuota de Mercado para cada entidad bancaria (2010-2019)



Fuente: SBS. Elaboración propia

De forma similar en el Gráfico 5, según información de la SBS, las entidades bancarias que iniciaron un proceso de fusión horizontal durante el lapso de periodo de estudio, es decir Scotiabank Perú, Mibanco e Interbank Perú, se observa de forma desagregada que, la cuota de mercado que es un proxy de las ganancias en rentabilidad del banco, sigue la tendencia del porcentaje de participación de colocaciones. No obstante, las entidades estarían

presentando ganancias incrementales en periodos justamente donde inició un proceso de fusión, lo cual el margen de ganancias adicional se podría intuir que se obtuvo producto del ejercicio de poder de mercado, dado que se mantuvo la tendencia creciente del volumen de colocaciones en el sector.

Caso contrario, la entidad del Grupo Credicorp- Mibanco, durante el periodo 2015 que realizó la estrategia, mantuvo una caída en su cuota de mercado a diferencia de su porcentaje de volumen en colocaciones. Esta reacción podría ser consecuencia de las pérdidas que obtuvo en años consecutivos en utilidad neta antes de concretar la fusión según información de los Estado de Ganancias y Pérdidas de la empresa en la SBS. Asimismo, se presupone que la recuperación de mayores ganancias en rentabilidad se evidenciaría en periodos posteriores como demuestra la gráfica.

3.2 Datos y variables.

Para obtener la base de datos necesaria para la estimación empírica se extrae de la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS) y del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), ambas entidades prestigiosas en el Perú que cuentan con información pública necesaria para la construcción de variables a incluir en el modelo de estimación. La construcción del Índice de Lerner y las variables a estimar se obtienen de las cuentas contables del Balance General y Estado de Ganancias y Pérdidas por entidad bancaria que operan en el sector financiero, el cual se detallan en la **¡Error! No se encuentra el origen de la referencia..** Se prueba la hipótesis mediante la relación entre la variable fusión y Índice de Lerner, el cual se espera que resulte un impacto positivo y significativo sobre la variable relevante como lo encontrado en Coccoresse (2014), el cual se incluyó el Perú en el análisis durante los años 1994-2012.

Asimismo, se espera de las variables de control como la variable de estructura de mercado y la variable tamaño presenten un signo positivo y significativo, dado que, a mayores niveles de concentración y mayor participación de mercado, el poder de mercado aumentará (Cubillas y Suárez 2013). La variable que mide rendimiento por capital (Roe) que contribuyen a medir la rentabilidad del banco de acuerdo con su tamaño y recursos propios, se espera que a mayores niveles de rentabilidad, el índice de Lerner aumente (Mirzaei, 2018). Asimismo, la variable eficiencia operativa que mide la eficiencia en costos de la firma, se

espera a mayores niveles en costos del banco, el índice de Lerner aumente. De igual modo, se incluye la variable macroeconómica variación del PIB, se espera que la variable sea negativa.

Por otro lado, la información cuantitativa de las variables explicativas como las variables necesarias para la construcción del Índice de Lerner suelen presentar un componente de estacionalidad, por lo tanto, para eliminar aquello es necesario anualizar las variables según la fórmula establecida por la SBS⁵.

$$\text{Saldo anualizado } (j, i) = \text{Saldo}(j, i) + \text{Saldo}(\text{diciembre}, i - 1) - \text{Saldo}(j, i - 1)$$

Donde “j” represente el mes y “i” representa el año de estudio. Entonces, obtenido la información cuantitativa relevante para la construcción de las variables de control y la variable relevante, las variables han sido elaboradas de la siguiente forma:

Tabla 2. Definición de variables utilizadas en la estimación empírica

VARIABLES	DEFINICIÓN
FUNCIÓN DE COSTOS TRANSLOGARITMICA	
Costo Total (CT)	Costo Operativo más Gastos Financiero
Producto (q)	Créditos totales
Precio 1 (w1)	Gastos financieros sobre Obligaciones con el público
Precio 2 (w2)	Gasto operativo sobre Activos Totales
Tendencia (T)	Variable <i>dummy</i> de tiempo por entidad bancaria
Capital Social (z)	Patrimonio neto
Costo Marginal (Cmg)	Estimación de la función de costos translogarítmica
ESTIMACIÓN EMPÍRICA FINAL	
Índice de Lerner (Lerner)	Índice de Lerner convencional
Fusión (dfusion)	Variable dummy; 1, a partir del periodo de fusión horizontal del banco i en el tiempo t y 0, periodos previos a la fusión del banco i en el tiempo t.
Tamaño (Tam)	Ln (Activos totales)
Eficiencia Operativa (efi.oper)	Gastos Operativos sobre activos totales
Índice Herfindahl – Hirshman (IHH)	Suma de las participaciones totales de los bancos
Var. del PIB (var.pib)	Variación del producto bruto interno
Rentabilidad (roe)	Utilidad neta por patrimonio
Tipo de cambio (tc)	Variación del tipo de cambio

Elaboración Propia.

⁵ Ver Resolución SBS N° 240-2005.

3.3 Estrategia metodológica.

En esta sección se especifica la metodología empírica utilizada para comprobar el impacto de las fusiones en el desempeño de la firma por el poder de mercado a nivel bancario. La metodología comprende dos fases de estimación. En primer lugar, se presenta la estimación del Índice de Lerner, variable dependiente de la estimación final y, en segundo lugar, se presenta la estimación empírica final que pretende explicar la hipótesis planteada en la presente investigación.

Para cuantificar el impacto de las fusiones horizontales sobre el desempeño de la firma, se requiere estimar y medir el Índice de Lerner que es un índice que representa el margen del precio sobre los costos marginales. En Bolivar y Gómez (2015) enfatizan las diversas expresiones que han sido utilizadas para evaluar el poder de mercado utilizando, pero una forma tradicional es a través de la siguiente ecuación expresada como:

$$Lerner = \frac{P_{it} - Cmg_{it}}{P_{it}}$$

Siendo, según Portilla y Aguilar (2018), P_{it} el precio expresado como la relación entre el ingreso financiero sobre los créditos totales del banco i en el tiempo t y Cmg_{it} el costo marginal derivado de la función translogarítmica del banco i en el tiempo t . Dado que el costo marginal no es observado directamente a diferencia del precio que se obtiene de los Estados Financieros del banco i en la SBS, en Coccoresse (2014) sugieren estimar una función de costo total, el cual se derivará los costos marginales a nivel de banco. Por ello, se requiere estimar la función translogarítmica que se expresa como:

$$\begin{aligned} \ln CT = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_{it} + \alpha_1 \sum_{h=1}^2 w_{hit} + 0.5\alpha_{QQ}(\ln Q_{it})^2 + 0.5 \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^2 \alpha_{hk} \ln w_{hit} \ln w_{kit} \\ & + \sum_{h=1}^2 \alpha_{Qh} \ln Q_{it} \ln w_{hit} + \alpha_E \ln E_{it} + 0.5\alpha_{EE}(\ln E_{it})^2 \\ & + \sum_{h=1}^2 \alpha_{Eh} \ln E_{it} \ln w_{hit} + \alpha_E \ln E_{it} \ln Q_{it} + \alpha_T T + 0.5\alpha_{EE}(\ln E_{it})^2 \\ & + \sum_{h=1}^2 \alpha_{Th} T \ln w_{hit} + \alpha_{TQ} T \ln Q_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

Siguiendo a Coccoresse (2014) y Kumbhakar (2012), en un tiempo t los bancos i 's presentan una función de costos totales CT que se encuentra en función del nivel de producción Q representado como el total de activos, ($w_h=1,2$) expresado según Bolivar y Gómez (2015) como los precios de dos insumos: capital físico y humano, y capital financiero, el cual se considera respectivamente como la proporción de los gastos operativos respecto a activos totales, y los gastos por intereses respecto a depósitos totales. Además, T como variable temporal que captura el crecimiento tecnológico y, por último, E capital social, variable que representa una fuente de financiamiento para préstamos.

Para estimar la función traslogarítmica y garantizar la homogeneidad de precios de los insumos, se debe establecer las siguientes condiciones a la presente ecuación $\sum_{h=1}^2 \alpha_h = 1, \sum_{k=1}^2 \alpha_{hk} = 0 (h = 1,2), \sum_{h=1}^2 \alpha_{Qh} = 0$. De este modo, la derivación de la función de costos totales expresada en Coccoresse (2014) e incorporando las restricciones de los precios, se calcula los costos marginales, el cual es necesario para concluir con la construcción del Índice de Lerner expresada anteriormente.

De este manera, construida la variable relevante Índice de Lerner a partir de un panel de datos balanceados conformado por 15 entidades bancarias⁶, se procede a estimar la ecuación empírica final, el cual analiza el impacto de los procesos de fusión horizontal sobre el poder de mercado como medida de desempeño. Es evidente, según Gujarati y Porter (2010), considerar que los modelos de datos de panel presentan un principal problema a tratar que es la posible correlación entre las variables explicativas y la heterogeneidad inobservada o variable omitida que podría ocasionar resultados inconsistentes, siendo el modelo de efectos fijos el correcto en solucionarlo, dado que asume la heterogeneidad no observada constante en tiempo; caso contrario, el modelo de efectos aleatorio resultaría ser el correcto, dado que supone heterogeneidad no observa variante entre individuos. Se deberá utilizar el Test de Hausman para corroborar el mejor modelo que solucione el problema de heterogeneidad si hubiese en la estimación.

De este modo, la estimación empírica final, el cual pretende explicar la hipótesis del presente documento, se expresa como:

⁶ No se consideró en la muestra dos entidades bancarias cuyo periodo de operación es menor al periodo contemplado en la estimación y que actualmente no operan en el sector financiero peruano.

$$Lerner_{it} = \alpha_0 + \delta_1 dfusion_{it} + \delta_2 roe_{it} + \delta_3 efic.operativa_{it} + \delta_4 lhh_{it} + \delta_5 Tam_{it} \\ + \delta_6 var.pib_{it} + \delta_7 tc_{it} + \varepsilon_{ij}$$

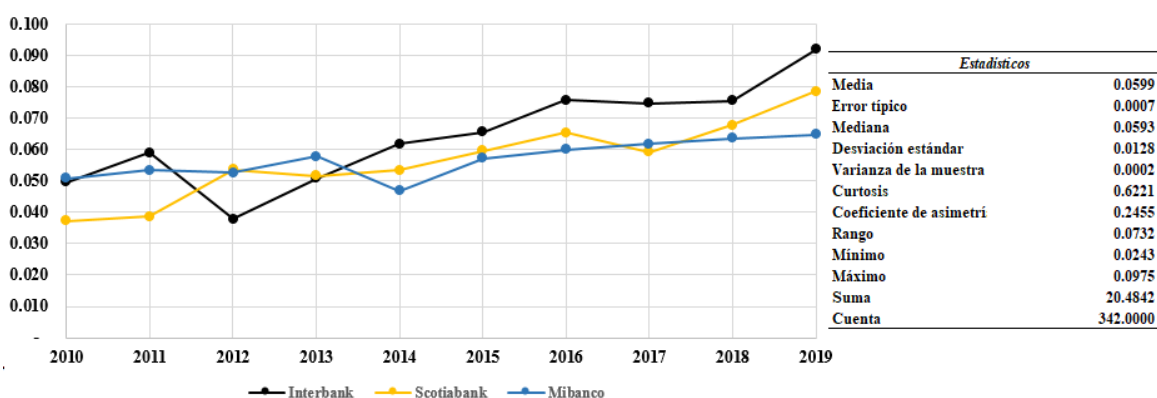
Siendo i el banco perteneciente al sector financiero y t el período de tiempo. La variable dependiente $Lerner_{it}$ expresada como el Índice de Lerner elaborado, $dfusion_{it}$ representa la variable explicativa objeto de estudio, el cual para confirmar la hipótesis establecida en la presente investigación, se estableció como 1 a partir del periodo de fusión horizontal del banco i en el tiempo t hasta 12 meses después de la fusión y 0, periodos previos a la fusión del banco i en el tiempo t , considerando la expresión como un efecto de corto plazo o temporal. Asimismo, se considera una segunda estimación con la variable $dfusion$, siendo 1 a partir del periodo de fusión horizontal del banco i en el tiempo t hasta los últimos meses del 2019, periodo final de la muestra. La variable γ_0 representa el efecto fijo de la variable endógena, las variables X_{it} variable de control en la regresión, u_{ij} el factor que captura los efectos fijos individuales de los bancos en la muestra y v_{ij} el término error -ambas expresiones incluidas en ε_{ij} .

3.4 Análisis de Resultados.

De acuerdo con la estructura establecida de estimación en el presente documento, se procedió a estimar la función translogarítmica expresada en la sección de estrategia metodológica como primera fase de evaluación. Dado la naturaleza de la base de datos que contiene información cuantitativa de i entidades bancarias en t periodos de tiempos, se procedió a regresionar los dos modelos más representativos de la metodología panel de datos, modelo efectos fijos y efectos aleatorios. El modelo a estimar se define mediante el Test de Hausman, el cual establece como hipótesis nula la diferencia no sistemática en coeficientes. De acuerdo con los resultados en el Anexo 1, con un nivel de significancia del 0.05 por ciento, se rechaza la hipótesis nula; por lo tanto, el modelo de efectos fijos es el adecuado para estimar la función de costos translogarítmica. Por consiguiente, a partir de los resultados obtenidos de la estimación de la función de costos translogarítmica⁷, se completa la derivación del Índice Lerner, finalidad inicial de la primera fase de estimación.

⁷ Resultados de la estimación de la función translogarítmica en el Anexo 2.

Gráfico 6. Perú: Índice de Lerner de los principales bancos fusionados



Fuente: Elaboración propia

En el Gráfico 6, se constata los niveles crecientes de poder de mercado de las principales fusiones horizontales durante el periodo 2010-2019, el cual son coherentes con lo observado en la sección de hechos estilizados. En aquella sección, se demostró que la banca peruana posee una creciente participación de mercado en colocaciones y depósitos, y las entidades fusionadas se encontrarían entre las cinco empresas que presentan un mayor porcentaje en el sector.

La teoría indica que, si bien se comprueba el incremento del poder de mercado por defecto de una mayor participación en la industria, se podría verificar si la estrategia estaría sumando esfuerzos para que aquellas entidades puedan explotar ese poder de mercado. Los niveles hallados de poder de mercado en el sector, se habría comprobado antes en Jopen (2013), dado que se demostró la creciente tendencia del poder de mercado de las entidades con un mayor tamaño medido a través del total de activos, por lo que aseveraría los hallazgos encontrados. Sin embargo, la primera fase de estimación aún es insuficiente para acreditar la contribución de la fusión en elevar ese poder de mercado observado en el Gráfico 6, por lo que relevante y necesaria una segunda fase de estimación.

Siguiendo con la propuesta metodológica, la segunda fase de estimación requiere la construcción de la variable *dummy* fusión, el cual, para fines de responder la hipótesis de investigación, se utilizó una temporalidad de corto plazo o temporal considerando una periodicidad alrededor de los 12 meses después de la fusión de la entidad *i*. Asimismo, se realizó una estimación adicional considerando una temporalidad de largo plazo o permanente que incluye una periodicidad desde el periodo de fusión hasta el final de la muestra. El propósito principal de la construcción de los dos casos de estimación es verificar de manera

adecuada el periodo de cambio del efecto de la fusión en relación con la significancia y signo sobre la variable relevante en el periodo de muestra establecido.

Asimismo, la elección del mejor modelo de estimación para panel de datos requiere considerar Test- post estimación con el propósito de resolver los distintos problemas que la estimación pueda presentar y, en consecuencia, se obtenga coeficientes más consistentes que expliquen correctamente la relación de las variables explicativas con la variable dependiente. En el Anexo 3, se muestra la prueba de multicolinealidad realizada a la regresión de un Pool Data, el cual verifica que la estimación no presenta multicolinealidad, ya que el VIF correspondiente a la estimación en promedio es menor a 10. Asimismo, se hicieron el Test de heterocedasticidad y endogeneidad, el cual bajo el resultado del último test se desea corroborar si el modelo presenta problema de sesgo de variables omitidas, el cual como se mencionó anteriormente, es el principal problema en los modelos de datos de panel. En el Anexo 5, se comprueba la omisión de variables, por lo tanto, los resultados de la regresión Pool Data no es la adecuada para estimar, dado que los resultados de los coeficientes de la estimación son inconsistentes.

Entonces, el problema de endogeneidad mencionado líneas atrás, se resolverá mediante la estimación de los modelos de efectos fijos, dado que supone heterogeneidad inobservable constante en el tiempo y efectos aleatorios, cambiante entre entidades bancarias. Para fines de la presente investigación, según el Test de Hausman en el Anexo 6, con un nivel de significancia menor al 0.05 por ciento, se encuentra que la estimación del modelo de efectos fijos es el adecuado para estimar la regresión, dado que se rechaza la hipótesis nula; por ende, los resultados son consistentes bajo la hipótesis del Test realizado. Asimismo, en el Anexo 7 se rechaza la hipótesis nula de la prueba F, el cual reafirma que el modelo de efectos fijos es adecuado para estimar.

En Tabla 3 se muestran los resultados de la estimación final del modelo mencionado anteriormente. En contraste con la sección de literatura previa, los procesos de fusión horizontal poseen un impacto positivo y significativo sobre el poder de mercado, siendo relevante el hallazgo, dado que esclarece, para el caso peruano, el efecto de la estrategia en contribuir positivamente sobre el desempeño bancario por defecto del mayor ejercicio del poder de mercado de los bancos fusionados sobre los demás participantes en la industria financiera. De acuerdo con la Tabla 3, iniciar un proceso de fusión incrementa el poder de mercado, medido por el Índice de Lerner, en 0.00633 por ciento, siendo este caso el efecto

de corto plazo o temporal estimado. De este modo, el resultado principal de la estimación está alineado a lo revisado en la literatura y a la hipótesis planteada.

Asimismo, la estimación del efecto de largo plazo o permanente en el análisis con motivo de corroborar si el efecto se mantuvo hasta el final del periodo analizado, resultó para el caso peruano según el Anexo 8, que el efecto no se mantiene en el tiempo. Se evidencia la relación negativa pero significativa al 10 por ciento. Según Sanfilippo (2005), la coexistencia de otros factores internos disuadiría el efecto de la fusión a través del tiempo por (i) fallas en la administración y gestión operativa de la empresa por el tamaño de responsabilidad empresarial por consecuencia de la fusión y (ii) factores externos que no están al alcance de las entidades bancarias pero son generadas por la fusión, puesto que el incremento del tamaño de la entidad bancaria puede generar pérdidas de la demanda, dado que las condiciones bancarias de la entidad fusionada no se adapta a las necesidades del cliente como lo hacía cuando la entidad era única. Por tanto, para el caso peruano, podría ser un factor determinante en disuadir el efecto de la fusión en un largo plazo.

Tabla 3. Resultado de la estimación empírica final

	Coef.	(I)	SE.
Fusión Horizontal	.0063347	**	.0019919
ROE	.0518797	***	.0052148
Eficiencia operativa	.1346513	***	.0119382
Tamaño	.0257567	***	.0013865
Variación del PIB	-.0010094	***	.0001449
Índice Herfindahl (IHH)	-.0956129	***	.0081376
Tipo de cambio	.0005033		.0002669
Constante	-.1652567	***	.0347321
Periodo	Jul 2010- Dic 2019		
Número de Observaciones	1653		
R-sq			
within	0.5716		
between	0.1452		
overall	0.2216		

* Estadísticamente significativa al nivel del 5%

** Estadísticamente significativa al nivel del 1%

*** Estadísticamente significativa al nivel del 10%

Por otro lado, se corrobora los incentivos de los bancos en incrementar su tamaño respecto a su naturaleza inicial. En los resultados en la Tabla 3, se establece la relación anterior. El tamaño del banco contribuye positivamente con el poder de mercado; por ende, las empresas con mayor tamaño suelen ser aquellas que ejercen un mayor poder de mercado. Un aumento de uno por ciento en el tamaño, medido a través del total de activos, el poder de mercado aumenta en un 0.0257 por ciento. De acuerdo con Cubillas y Suárez (2013), una de las razones porque el tamaño posee una relación positiva con la variable relevante es por la mayor eficiencia de los bancos más grandes en relación con sus activos totales. Por ende, las entidades bancarias estarían en una mejor posición para incrementar el diferencial de precio y costos.

En cuanto a la rentabilidad medida por el rendimiento por capital (ROE), la relación que se encuentra es la esperada, ya que se demuestra la relación significativa y positiva con el poder de mercado. Un incremento en 1 por ciento en el margen de beneficios del banco contribuye en incrementar en 0.0518 por ciento el poder de mercado. El resultado se encuentra en sincronía con lo examinado en los datos estadísticos en la sección de hechos estilizados, dado que las entidades bancarias poseen mayores niveles de rentabilidad financiera durante el periodo examinado. Es preciso denotar que los periodos donde se llevaron a cabo procesos de fusión, se encuentra niveles de rentabilidad alta. La relación directa del poder de mercado y los ingresos se demuestra en Mirzaei (2018).

En cuanto a la eficiencia operativa, la relación con el poder de mercado es positiva y significativa. Un aumento del uno por ciento en la eficiencia operativa permite aumentar 0.13465 por ciento el poder de mercado. Este resultado sustentaría que las entidades bancarias más eficientes no tendrían incentivos en incrementar su poder de mercado por consecuencia de una mayor eficiencia en costos, mientras que las entidades menos eficientes en costos tendrían que compensar sus ineficiencias ejerciendo su poder de mercado. Por lo tanto, los menores niveles de costos de las entidades bancarias y entre ellas, las entidades fusionadas, estaría reflejando el comportamiento eficaz y competitivo de aquellas en el mercado.

De otra forma, la relación observada entre poder de mercado y el Índice Herfindahl - Hirshman es negativa, un aumento del 1 por ciento en el índice de concentración contribuye en disminuir el poder de mercado en 0.0956 por ciento. De acuerdo con Morón et al. (2010), la relación puede explicarse debido a la existencia de la competencia y la concentración. Una

alta concentración no implicaría que en el mercado bancario exista una menor competencia, puesto que la mayor eficiencia atribuida por efecto en una mejora en gastos en las entidades bancarias, ocasionaría que las empresas con mayor participación sean más competitivas, y por defecto de la competencia se inicie una reorganización en el mercado por la mayor eficiencia bancaria y, en consecuencia, provoque que las entidades menos eficientes salgan del mercado.

Por tanto, el efecto de una mayor competencia por la mayor interacción de las entidades bancarias con mayor participación permitiría demostrar la relación entre el poder de mercado y la variable concentración obtenida en la Tabla 3. Asimismo, siendo las entidades fusionadas aquellas que poseen una mayor participación de mercado, es preciso acotar que el mayor poder de mercado no tendría que afectar sustancialmente en los niveles de precios, dado que la mayor cuota de mercado podría ser trasladado parcial o totalmente a los consumidores, dado la mayor competencia en el mercado.

4 CONCLUSIONES

Luego de la implementación del PCFP producto de la inestabilidad financiera del sistema financiero peruano, en consecuencia, de las diversas crisis durante los años 1997 y 1998, se asociaron en la industria bancaria una mayor afluencia de procesos de fusión horizontal como consecuencia de las falencias operativas y estratégicas que generó el cambio de normativa en la industria. Su aplicación se incrementaría para los años 1990 y para entonces, la estrategia había cobrado relevancia en su aplicación y trascendido como una estrategia atractiva para mejorar los niveles de desempeño y en efecto, permitir que las entidades bancarias operen de forma más competitiva en el mercado.

La literatura además ha sido muy precisa en demostrar las eficiencias en implementar una estrategia como son las fusiones horizontales y las consecuencias favorables en materia de bienestar para sus clientes, dado las ventajas operacionales, los mayores márgenes de rentabilidad y el incremento en la participación de mercado que subyace inmediatamente de aplicar la estrategia, el cual, estaría conforme con lo evidenciado para el caso peruano.

Según lo demostrado líneas atrás, entre los cinco principales bancos con mayor participación de mercado durante los años 2010-2019, se encuentran los tres bancos que han concretado un proceso de fusión y que, en efecto, han logrado ejercer su poder de mercado luego de realizar la estrategia, el cual se encuentra respaldado con la creciente tendencia del poder de mercado medido a través del índice de Lerner de aquellas entidades bancarias.

En efecto, siendo relevante los hallazgos encontrados, la presente investigación busca analizar empíricamente esta relación de causalidad que existe entre las fusiones y el poder de mercado para la industria bancaria peruana. Por lo que, en contraste con la literatura revisada, se plantea como hipótesis que los procesos de fusión horizontal sí contribuyen en explicar positivamente el poder de mercado como medida de desempeño. Para ello, se utilizó un conjunto de información estadística de las entidades bancarias en el Perú entre el periodo julio 2010- diciembre 2019 extraído de la SBS y BCRP, el cual se analizó mediante el modelo de efectos fijos para panel de datos elegido mediante los resultados del Test de Hausman.

Los resultados empíricos obtenidos indican que existe una relación positiva entre las fusiones horizontales y el poder de mercado, por lo que es factible confirmar que se cumple la hipótesis planteada. Una posible explicación, es la facultad que añade la estrategia a las entidades bancarias de alcanzar un mayor desarrollo y expansión empresarial sumamente eficaz, el cual le permite lograr el tamaño y participación deseado que los lleva a ejercer su poder de mercado en una industria altamente dinámica como es el mercado financiero en el Perú durante el periodo 2010-2019.

Ello se constata en primer lugar, en el cambio organizacional y operativo de las entidades bancarias en la industria financiera peruana luego de ejecutar la fusión. La entidad bancaria Scotiabank, tras la fusión en el año 2015, fue reconocido como el mejor Banco del Año en Perú. Incrementó sus niveles de participación en tarjeta de crédito, le facultó la entrada a un nuevo segmento de clientes Premium, lograron abrir más agencias y cajeros automáticos a nivel nacional, que en suma le direccionó a brindar mejores servicios y productos financieros de calidad a sus clientes e impulsar su eficiencia y efectividad en el mercado. La literatura ha sido específica en su efecto como una potencial estrategia en crear valor a la empresa como se menciona en la investigación de Pilloff y Santomero (1998) que reconfirma las fortalezas operativa y corporativa que añade la estrategia, el cual concuerda con lo que se viene reflejando para el caso peruano a diciembre de 2019.

Si bien en términos de eficiencia se estaría cumpliendo en el caso peruano, también las entidades bancarias estarían mejorando sus niveles de rentabilidad. Se comprobó que la estrategia contribuye que las entidades bancarias ejerzan su poder de mercado. Ese incremento del poder de mercado por defecto de aplicar la estrategia les otorga un mayor beneficio por ejercerlo. Sin embargo, podría perjudicar los niveles de precios establecidos por aquellas entidades.

La probabilidad que existan incentivos de prácticas anticompetitivas en establecer precios fuera del de equilibrio es mínimo para el caso peruano, puesto que durante el año evaluado, el mercado bancario a pesar de ser un mercado oligopólico, la fuerte reacción competitiva de las entidades con mayor participación en colocaciones y depósitos es grande como se demostró, por lo que estaría provocando que exista una mayor competencia en la industria, el cual el predominio de estas empresas fusionadas en desear incrementar los precios, posiblemente sería difícil.

Asimismo, el grado de contestabilidad del mercado, estaría permitiendo una mayor sustitución de los productos financieros y también una mayor ponderación de la eficiencia, por lo que permitiría prevalecer la buena distribución de los beneficios en mejoras en precios y, por ende, reducir la probabilidad de aquellas lo utilicen para prácticas anti-competitivas. Además, las fusiones horizontales realizadas en Perú se ejecutaron con el objetivo de elevar su participación de mercado y obtener las deseadas mejoras en la productividad y eficiencia que le permitiera expandir sus servicios y productos a más clientes y en efecto, ser el vehículo institucional que promueva la integración financiera y, en consecuencia, también la competencia.

Por tanto, para el caso peruano, se ha comprobado que las fusiones han repotenciado y resurgido a las entidades bancarias de sus falencias internas y estratégicas, el cual les ha dado la oportunidad de ejercer su poder de mercado por defecto de su mayor participación en la industria. Si bien es cierto se detalló que el efecto de las fusiones en incrementar el poder de mercado no ha sido perjudicial para los clientes, es importante mantener los esfuerzos en eficiencia y eficacia para continuar con las mejoras en los niveles de bienestar de los principales agentes, el cual depende de las entidades fusionadas en seguir utilizando la estrategia para obtener sinergias y lograr un mayor desarrollo y crecimiento de la entidad; y también, de las entidades reguladoras, de seguir promoviendo la competencia en la industria y en suma, garantice que las fusiones horizontales añadan el poder de mercado necesario para generar mayor inclusión financiera y un creciente desarrollo en la industria, dado que cada vez la práctica de una nueva fusión en el sistema financiero es cada vez más recurrente y relevante.

5 REFERENCIAS

Agostini, C., Saavedra, E., y Willington, M. (2009). Fusión Procompetitiva y Economías de Escala en el Mercado de AFPs. Obtenido de <https://n9.cl/y0aw>

Alarcón, C., y Ormazábal, F. (Septiembre de 2011). Competencia en el mercado bancario chileno: ¿Que nos dice el indicador boone?. Obtenido de <https://n9.cl/18p7>

Altunbas, Y., Gardener, E. P., Molyneux, P., y Moore, B. (2001). Efficiency in European Banking. En *European Economic Review*, vol 45, 1931-1955. Obtenido de: [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00091-X](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00091-X)

Amel, D., Barnes , C., Panetta, F., y Salleo, C. (2004). Consolidation and efficiency in the financial sector: A review of the international evidence. *Journal of Banking & Finance*, 2493–2519. Obtenido de: <https://n9.cl/hv28e>

Akhavain, J., Berger, A., y Humphrey, D. (2001). The effects of bank megamergers on efficiency and prices: evidence from the profit function. *Review of Industrial Organization*, 1931-1955. Obtenido de: <https://n9.cl/fha8s>

Banco Interbank. (2019). Memoria Anual Interbank 2019. Recuperado de <https://interbank.pe/documents/20182/2263274/memoria-anual-2019.pdf/2559be15-d818-41c2-a355-11f614cede23>

Beccalli, E., y Frantz, P. (2009). 'M&A operations and performance in banking. *Journal of Financial Services Research*, vol. 36, no. 2-3, pp. 203-26. Obtenido de: doi: 10.1007 / s10693-008-0051-6 .

Berger, A., y Humphrey, D. (1997). Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Direction For Future Research. *European Journal of Operational Research* 98, vol 98,175-212. Obtenido de: [https://doi.org/10.1016/S0377-2217\(96\)00342-6](https://doi.org/10.1016/S0377-2217(96)00342-6)

Berger, A. y Mester, L. (1997). Inside the black box: what explains differences in the efficiencies of financial institutions?, *Journal of Banking & Finance*, vol 21, 895-947. Obtenido de: [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(97\)00010-1](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(97)00010-1)

- Berger, A., y Strahan, P. (1999). The consolidation of the financial services industry: Causes, consequences, and implications for the future. *Journal of Banking & Finance*, vol 23., 135-194. Obtenido de: [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(98\)00125-3](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(98)00125-3)
- Bikker, J., Spierdijk, L., y Finnie, P. (2006). The impact of bank size on market power. DNB Working Paper No. 120. Obtenido de: <https://cutt.ly/WfoHsc9>
- Boone, J. (2008). A New Way to Measure Competition. *The Economic Journal*, vol 118(531), 1245-1261. Obtenido de <http://www.jstor.org/stable/20108858>
- Bolivar, H. y Rodríguez, T. (2015). Competencia, Eficiencia y Estabilidad Financiera en el Sector Bancario Mexicano. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, vol.10.,41-60. Obtenido de: doi: 10.21919 / remef.v10i1.65
- Bolsa de Valores de Lima [BVL]. (2014). Memoria Anual Financiera Credicorp. Recuperado de <https://www.bvl.com.pe/hhii/B60051/20150225204301/REPORTE32ANUAL32201432C REDICORP.PDF>
- Bolsa de Valores de Lima [BVL]. (2014). Memoria Anual Financiera Edyficar S.A. Recuperado de <https://www.bvl.com.pe/hhii/OE3108/20150318173001/MEMORIA95EDYFICAR952014 .PDF>
- Burdisso, T., y D'Amato, L. (2000). Prudential regulations, restructuring and competition: the case of the Argentine Banking Industry. Banco Central de la República de Argentina. Obtenido de: <https://cutt.ly/kfoHp4h>
- Bracho, Y., Ariza, M., González, M., y Jiménez, E. (2002). Fusiones bancarias en el sistema financiero venezolano. *Revista de Ciencias Sociales*, 300-311. Obtenido de: <https://n9.cl/qm83b>
- Campa, J., y Hermandó, I. (2007). The Reaction by Industry Insiders to M&As in the European Financial Industry. *Journal of Financial Services Research* , 127-146. Obtenido de: <https://cutt.ly/XfoHdsl>
- Carbó, S., y Williams, J. (2000). Stakeholders value in European Saving Banks. *Journal of Economics and Business*, 137-157. Obtenido de: <https://cutt.ly/4foHd4e>

Carton, D., y Perloff, J. (1994). *Modern Industrial Organization*. Harper Collins College Publishers, vol 15.

Castillo, T. M. (2005). Evolución, perspectiva y diseño de políticas sobre la banca de desarrollo en el Perú. Obtenido de: <https://n9.cl/ufpx>

Citibank. (2015). Memoria Anual Citibank 2015. Recuperado de https://www.citibank.com/icg/sa/latam/peru/institutional-info/assets/docs/memoria_anual2015.pdf

Chorniy, A., Miller, D, y Tang, T. (2019). Mergers in Medicare Part D: Assessing Market Power, Cost Efficiencies, and Bargaining Power, vol 68. *International Journal of Industrial Organization*. Obtenido de: <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2019.102548>

Coccorese, P. (2014). Estimating the Lerner index for the banking industry: a stochastic frontier approach. *Applied Financial Economics*, vol 24,73-88. Obtenido de: doi: 10.1080 / 09603107.2013.866202

Chen, Z., Walke, P, y Tsionas, M. (2019). Assessing the strategic fit of potential M&As in Chinese banking: A novel Bayesian stochastic frontier approach. *Economic Modelling*. Vol 73, 254-263. Obtenido de: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.04.002>

Chung, T. y Mohd, A. (2018). Whither competition in Malaysia's banking industry ex post a restructuring. *Journal of Economic Studies*, 263-282. Obtenido de: doi: 10.1108/JES-01-2017-0009

Cubillas, E. y Suárez, N. (2013). Bank market power after a banking crisis: Some international evidence. *Spanish Review of Financial Economics*, vol 11(1), 13-28. Obtenido de: doi: 10.1016/j.srfe.2013.04.001

Demsetz, H. (1973). Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy. *The Journal of Law & Economics*, vol 16(1), 1-9. Obtenido de: <http://www.jstor.org/stable/724822>

Estrada, D (2005). Efectos de las fusiones sobre el mercado financiero colombiano. *Banco de la República*. Recuperado de: <https://doi.org/10.32468/be.329>

Demsetz, H. (1976). Economics as a Guide to Antitrust Regulation. *The Journal of Law & Economics*, vol 19(2), 371-384. Obtenido de: <http://www.jstor.org/stable/725174>

- Fuentes, E. I. (2003). Un análisis de las fusiones bancarias recientes (1997-2000) en España. *Boletín Económico*. Obtenido de: <https://n9.cl/rr6b>
- Focarelli, D., Panetta, F., y Salleo, C. (2002). Why Do Banks Merge? *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(4), 1047-1066. Obtenido de: <http://www.jstor.org/stable/3270727>
- León, F. (2015). Measuring competition in banking: *A critical review of methods*. Obtenido de: <https://n9.cl/mi0i>
- Lins, K., y Servaes, H. (1999). International Evidence on the Value of Corporate Diversification. *The Journal of Finance*, vol 54(6), 2215-2239. Obtenido de: <http://www.jstor.org/stable/797992>
- Garmaise, M., & Moskowitz, T. (2006). Bank Mergers and Crime: The Real and Social Effects of Credit Market Competition. *The Journal of Finance*, vol 61(2), 495-538 Obtenido de: <http://www.jstor.org/stable/3699350>
- Gómez, C. J. (2000). Proceso de consolidación del sistema bancario: fusiones, rentabilidad y competencia 1994-2000. Obtenido de: <https://n9.cl/kfa2>
- Gujarati, D. y Porter, D. (2010). Econometría. *Basic Econometrics 6º edición*, México D.F, México: McGraw-Hill Interamericana. Obtenido de: <https://cutt.ly/OfM0IeW>
- Halkos, G., y Tzeremes, N. (2013). Estimating the degree of operating efficiency gains from a potential bank merger and acquisition: A DEA bootstrapped approach. *Journal of Banking & Finance*. Vol37, 1638-1668. Obtenido de: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.12.009>
- Herrera, M. (2007). Competencia y regulación en la banca: el caso de El Salvador. *Unidad de Comercio Internacional e Industrial*. Obtenido de: <https://n9.cl/an1bg>
- Jopen Sánchez, G. (2013). Poder de mercado, intermediación financiera y banca: un enfoque de organización industrial. *Economía*, vol 36(71), 75-106. Obtenido de: <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/economia/article/view/6378/6432>
- Kroszner, R., y Strahan, P. (1999). What Drives Deregulation? Economics and Politics of the Relaxation of Bank Branching Restrictions. *The Quarterly Journal of Economics*, vol 114(4), 1437-1467. Obtenido de: <http://www.jstor.org/stable/2586968>

- Kumbhakar,S.y Gudbrand,L. (2012). A new method for estimating market power with an application to Norwegian sawmilling. *Review of Industrial Organization*,vol 40(2), 109-129. Obtenido de: <http://www.jstor.org/stable/43550372>
- Liu, H., Molyneux, P. y Wilson, J., (2013). Competencia y estabilidad en Europa banca: un análisis regional. *Escuela de Manchester*, vol 81 (2), 176-201. Obtenido de: <https://cutt.ly/TfoHliI>.
- Melián , A., Campos, A., y Sanchis, J. (2011). Analysis of mergers between rural savings banks and their influence on agrarian cooperatives the valencian case in Spain. *Innovar*, 91-109.Obtenido de <https://cutt.ly/ofoHgkL>
- Mirzaei,A. (2018). Market power among UAE banks: The 2008 financial crisis and its impact, *Quarterly Review of Economics and Finance*. Obtenido de: <https://doi.org/10.1016/j.qref.2018.06.001>
- Morales, D., y Villanueva, A. (1999). El proceso de fusiones y su efecto en la concentración del mercado. *Universidad del Pacífico*.
- Morón, E., Tejada, J. y Villacorta, A. (2010). Competencia y concentración en el sistema financiero en el Perú. *Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico*. Obtenido de: <https://cutt.ly/ufMX8wu>.
- Muñoz, J. y Requema, K. (2003). Impacto de las fusiones bancarias en los clientes externos. Caso: Fondo Común Banco UniversalVenezuela. *Revista Venezolana de Gerencia*, vol (8), 464-479. Obtenido de: <https://www.redalyc.org/pdf/290/29002306.pdf>.
- Palomo, Z. R., y Sanchís, P. J. (2008). Un análisis del crédito cooperativo en España situación actual, expansión territorial y proyección estratégica. *Estudios de economía aplicada*, vol 26, 89-132. Obtenido de: <https://n9.cl/1e62g>
- Peltzman, S. (1977). The Gains and Losses from Industrial Concentration. *The Journal of Law & Economics*,vol 20(2), 229-263. Obtenido de: from <http://www.jstor.org/stable/725192>
- Pilloff, S. y Santomero, A. (1997). The Value Effects of Bank Mergers and Acquisitions. Center for Financial Institutions Working Papers, Wharton School Center for Financial Institutions, University of Pennsylvania. Obtenido de: doi: 10.1007 / 978-1-4757-2799-9_4

- Portilla, J. y Aguilar, G. (2018). Determinantes del poder de mercado en el sector regulado de las Microfinanzas Peruanas. Obtenido de: doi: 10.13140 / RG.2.2.34951.50081
- Prager, R., y Hannan, T. (1998). Do Substantial Horizontal Mergers Generate Significant Price Effects? Evidence from the Banking Industry. *The Journal of Industrial Economics*, vol 46(4), 433-452. Obtenido de: www.jstor.org/stable/117498
- Pwc Perú. (2019). Estudio sobre Fusiones y Adquisiciones 2019. Obtenido de: <https://www.pwc.pe/es/publicaciones/assets/Peru-Deals-Survey-2019.pdf>
- Rezitis, A. (2010). Evaluating the state of competition of the Greek banking industry. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol 20, 68-90. Obtenido de: <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2009.10.001>
- Sanfilippo, S. (2004). Fusiones y adquisiciones bancarias: características e implicaciones de las operaciones realizadas por las Entidades de Crédito Europeas”, Universidad de Cantabria, Working Paper. Obtenido de: <https://n9.cl/gvo37>
- Santomero, A., y Pilloff, S. (1997). The Value Effects of Bank Mergers and Acquisitions. *Wharton School Center for Financial Institutions, University of Pennsylvania*. Obtenido de: doi: 10.1007/978-1-4757-2799-9_4
- Stiroh, K., y Strahan, P. (2003). Competitive Dynamics of Deregulation: Evidence from U.S. Banking. *Journal of Money, Credit and Banking*, 35(5), 801-828. Obtenido de: <http://www.jstor.org/stable/3649829>
- Superintendencia de Banca, Seguros y AFP [SBS]. (2005). Resolución SBS N° 240-2005
- Superintendencia de Mercado de Valores [SMV]. (2018). Memoria Anual Contacto Servicios Integrales de Crédito y Cobranza S.A. Recuperado de https://www.smv.gob.pe/ConsultasP8/temp/FUSION_EEFF_CONTACTO.pdf
- Van Leuvensteijn, J., Bikker, J., Van Rixtel, A., y Sorensen, K. (2007). A New approach to measuring competition in the loan markets of the Euro area. *DNB Working Papers 143, Netherlands Central Bank, Research Department*, 3155-3167. Obtenido de: <https://n9.cl/fkrnc>

6 ANEXOS

Anexo 1. Test de Hausman de la estimación costos translogaritmica

Test: Ho: difference in coefficients not systematic
$\text{chi2}(16) = (b-B)[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$ $= \mathbf{1611.16}$ $\text{Prob}>\text{chi2} = \mathbf{0.0000}$ $(V_b-V_B \text{ is not positive definite})$

Anexo 2. Resultados de la estimación de la ecuación de costos translogaritmica

Variable dependiente	Ln (Costos totales)		
	Coef.	(I)	SE.
Ln(q)	-1.05223		.7785886
Ln(w1)	-.4647326	**	.1588435
Ln(w2)	-1.075058	***	.1499164
Ln(q) ²	4.280449	***	.5414564
Ln(w1) ²	-.0189999		.0183572
Ln(w2) ²	-.1506102	***	.0229707
Ln(w1*w2) ²	-.019907		.0173035
Ln(q)* Ln(w1)	.0687898		.1153264
Ln(q)*Ln(w2)	-.172897		.0937409
Tendencia (T)	-.046192	***	.0032882
(T) ²	-7.74e-06		8.23e-06
T*Ln(w1)	-.0006173	*	.0002888
T*Ln(w2)	-.0008337	***	.0002083
T*Ln(q)	.0226719	***	.0019708
Patrimonio (z)	2.119379	***	.2093883
z*Ln(q)	-.5836788	***	.0864169
z* Ln(w1)	.0314376		.0161018
z* Ln(w2)	.0902807	***	.0173516
z* T	-.0007341	***	.0002129
Constante	-5.513744		1.772025
Periodo	Jul 2010- Dic 2019		
Número de Observaciones	1655		
R-sq:	within: 0.8651		
	between: 0.9121		
	overall: 0.8813		

* Estadísticamente significativa al nivel del 5%

** Estadísticamente significativa al nivel del 1%

*** Estadísticamente significativa al nivel del 10%

Anexo 3. Test de Multicolinealidad: VIF

Variable	VIF	1/VIF
Tamaño	2.19	0.456383
Eficiencia Operativa	1.64	0.609090
Rentabilidad (Roe)	1.46	0.683421
Indice Herfindahl (IHH)	1.44	0.696076
Var. del PIB	1.43	0.698607
Dfusion	1.05	0.951461
Var. del Tipo de Cambio	1.01	0.993123
Promedio VIF	1.49	

Anexo 4. Test de Heterocedasticidad: Breusch-Pagan

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
<p>Ho: Constant variance</p> <p>Variables: fitted values of Lerner</p> <p>chi2(1) = 1.73</p> <p>Prob > chi2 = 0.1885</p>

Anexo 5. Test de Endogeneidad: Ramsey

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of Lerner
<p>Ho: model has no omitted variables</p> <p>F(3, 1642) = 20.14</p> <p>Prob > F = 0.0000</p>

Anexo 6. Test de Hausman de la estimación empírica final

<p>Test: Ho: difference in coefficients not systematic</p>
$\text{chi2}(7) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B)$ <p>= 373.07</p> <p>Prob > chi2 = 0.000</p> <p>(V_b - V_B is not positive definite)</p>

Anexo 7. Prueba F

Prueba F	
F (7,1631) = 310.84	
Prob > F = 0.0000	

Anexo 8. Resultados de la estimación final: Efecto de Largo Plazo o Permanente

	Coef.	(I)	SE.
Fusión Horizontal	-.0099413	***	.0014858
Rentabilidad (ROE)	.0504337	***	.005091
Eficiencia operativa	.144002	***	.0119126
Tamaño	.0286911	***	.0014304
Índice Herfindahl (IHH)	-.0954664	***	.0080476
Variación del PIB	-.0010218	***	.0001432
Tipo de cambio	.0004997		.000264
Constante	-.2113687	***	.0348985
Periodo		Jul 2010- Dic 2019	
Número de Observaciones		1653	
R-sq			
within:		0.5804	
between:		0.1533	
overall:		0.2177	

* Estadísticamente significativa al nivel del 5%

** Estadísticamente significativa al nivel del 1%

*** Estadísticamente significativa al nivel del 10%