

N° 453

DETERMINANTES DEL
PODER DE MERCADO EN
EL SECTOR REGULADO DE LAS
MICROFINANZAS PERUANAS

Giovanna Aguilar
Jhonatan Portilla

DOCUMENTO DE TRABAJO N° 453

Determinantes del poder de mercado en el sector regulado de las Microfinanzas Peruanas

Giovanna Aguilar
Jhonatan Portilla

Marzo, 2018

DEPARTAMENTO
DE ECONOMÍA



DOCUMENTO DE TRABAJO 453

<http://files.pucp.edu.pe/departamento/economia/DDD453.pdf>

Determinantes del poder de mercado en el sector regulado de las microfinanzas peruanas
Documento de Trabajo 453

© Giovanna Aguilar (autor)
© Jhonatan Portilla (autor)

Editado e Impreso:

© Departamento de Economía – Pontificia Universidad Católica del Perú,

Av. Universitaria 1801, Lima 32 – Perú.

Teléfono: (51-1) 626-2000 anexos 4950 - 4951

econo@pucp.edu.pe

<http://departamento.pucp.edu.pe/economia/publicaciones/documentos-de-trabajo/>

Encargado de la Serie: Jorge Rojas Rojas

Departamento de Economía – Pontificia Universidad Católica del Perú,

jorge.rojas@pucp.edu.pe

Primera edición – Marzo, 2018.

Tiraje: 50 ejemplares

Hecho el Depósito Legal en la Biblioteca Nacional del Perú N° 2018-03300

ISSN 2079-8466 (Impresa)

ISSN 2079-8474 (En línea)

Se terminó de imprimir en Marzo 2018.

Resumen

Este estudio tiene como objetivo analizar evolución y los factores determinantes del poder de mercado en el sector regulado de microfinanzas en el Perú. Se estima el índice de Lerner como medida del poder de mercado, de manera convencional y ajustado por eficiencia con información de un amplio panel de instituciones microfinancieras (IMFs) cubriendo el periodo enero 2003 – junio 2016. Encontramos que, el índice de Lerner ajustado por eficiencia promedio es, aproximadamente el doble del índice de Lerner calculado de manera convencional con lo cual se confirma que, no tomar en cuenta la ineficiencia con la que operan las IMFs conduce a una subestimación de su poder de mercado. Ambos índices siguen una tendencia decreciente hasta el 2014, indicando que el poder de mercado en el sector regulado de microfinanzas peruanas se redujo significativamente por más de una década. A partir del 2015 y hasta el final del periodo en análisis, esta tendencia decreciente se revierte, observándose un significativo crecimiento del poder de mercado de las IMFs peruanas. Sobre los determinantes del poder de mercado, se encuentra que las entidades con mayor eficiencia en costos tienen mayor poder de mercado; existe una relación no lineal entre el tamaño de las entidades microfinancieras y su poder de mercado siendo las entidades más pequeñas y las más grandes las que gozan de mayor poder de mercado. El ciclo expansivo de la actividad económica genera un mayor poder de mercado en el sector; mientras que, cuanto más elástica es la demanda total de microcréditos en la economía, menor es el poder de mercado de las IMFs. Asimismo, la concentración del mercado eleva el poder de mercado de las IMFs cuando el efecto de la ineficiencia es tomado en cuenta en su medición. La eficiencia en beneficios aumenta el poder de mercado de las IMFs y la morosidad la reduce, en ambos casos, cuando lo medimos de manera convencional.

Código JEL: G21

Palabras claves: microfinanzas, competencia, Índice de Lerner, poder de mercado.

¹ Profesora Principal del Departamento de Economía de la PUCP. Correo electrónico: gaguila@pucp.edu.pe

² Asistente de docencia e investigación del Departamento de Economía de la PUCP. Correo electrónico: jhonatan.portilla@pucp.pe

Abstract

The objective of this study is to analyze the evolution and determinants of market power in the regulated microfinance sector in Peru. The Lerner index is estimated as a measure of market power, in a conventional way and adjusted for efficiency, with information from a wide panel of microfinance institutions (MFIs) covering the period January 2003 - June 2016. We find that, the average efficiency-adjusted Lerner index is approximately twice the conventional Lerner index, which confirms that not taking into account the inefficiency with which the MFIs operate leads to an underestimation of their power of the market. Both indices follow a downward trend until 2014, indicating that market power in the regulated sector of Peruvian microfinance declined significantly for more than a decade. From 2015 until the end of the period under analysis, this downward trend is reversed, with a significant growth in the market power of Peruvian MFIs. On the determinants of market power, it is found that entities with greater cost efficiency have greater market power; there is a non-linear relationship between the size of microfinance institutions and their market power, with the smaller entities and the largest ones enjoying the greatest market power. The expansive cycle of economic activity generates greater market power in the sector; while, the more elastic is the total demand for microcredit in the economy, the lower the market power of the MFIs. In addition, market concentration raises the market power of MFIs when the effect of inefficiency is taken into account in their measurement. Efficiency in profits increases the market power of MFIs and delinquency reduces it, in both cases, when measured in a conventional manner.

JEL classification : G21

Keywords: Microfinance, competition, Lerner index, market power.

1. Introducción

La actividad microfinanciera regulada en el Perú comenzó a desarrollarse hace más de treinta años con la creación de las primeras cajas municipales de ahorro y crédito. Desde entonces, la expansión de esta actividad ha configurado un sector de microfinanzas, regulado por la Superintendencia de Banca Seguros y Administradoras de Fondos de Pensiones (SBS), maduro y con más de una treintena de instituciones microfinancieras (IMFs) que, en el 2016 fueron responsables del 13% del total de créditos del sistema financiero y de aproximadamente, el 45% del total de deudores. Dos factores que contribuyeron a la expansión microfinanciera en el Perú fueron, el favorable entorno macroeconómico de la economía peruana durante casi toda la década del 2000 y los cambios en el marco regulatorio y de supervisión, que promovieron la competencia entre IMFs, así como, importantes cambios en la estructura de la industria.

En efecto, el PBI creció a una tasa promedio anual de 5.8% entre el 2000 y el 2008, mientras que la tasa de inflación anual se mantuvo en un nivel por debajo del 4%³ con una tendencia estable en el mismo periodo. El crecimiento de la actividad económica con inflación baja y estable, propiciaron el acelerado crecimiento de los microcréditos hacia sectores de bajos recursos (micro y pequeñas empresas y hogares en situación de pobreza y vulnerabilidad), tradicionalmente no atendidos por la banca comercial. En lo que respecta a la regulación, una serie de cambios en el marco legal referidos a las restricciones de operación geográfica de las IMFs, a los límites de sus operaciones y a la provisión de información sobre el riesgo de los clientes, entre otros, facilitaron una mayor competencia entre las entidades microfinancieras. Como resultado de esta intensificación de la competencia se generó una dinámica en el sector caracterizada por procesos de fusiones, absorciones, así como cambios de naturaleza institucional de las entidades microfinancieras que han elevado la concentración del mercado de microcréditos.

En este contexto, marcado por la expansión de la actividad microcrediticia y por la introducción de incentivos regulatorios que favorecieron a la competencia y propiciaron la concentración del mercado, las preguntas que este estudio desea responder son: ¿cómo ha evolucionado el poder de mercado de las IMFs peruanas? y, ¿cuáles son los determinantes del poder de mercado en el sector regulado de microfinanzas peruanas?

Este estudio tiene como objetivo analizar evolución y los factores determinantes del poder de mercado en el sector regulado de microfinanzas en el Perú, para lo cual se estima el índice de Lerner como medida de poder de mercado, de manera convencional y ajustado por eficiencia con información de un amplio panel de IMFs cubriendo el periodo enero 2003 – junio 2016.

Evaluar el comportamiento seguido por el poder de mercado en la industria microfinanciera permite conocer, cómo se ha venido comportando realmente la competencia en la industria, en un contexto en el que la dinámica de fusiones, adquisiciones y cambios de naturaleza

³ Con excepción del año 2008 en que alcanzó el nivel 5.8%.

institucional ha sido muy intensa, produciendo una mayor concentración del mercado. Es importante conocer si la concentración del mercado observada -como consecuencia de la salida del mercado de las entidades menos eficientes- está asociada al incremento o no, del poder de mercado de las entidades microfinancieras. Un elevado poder de mercado genera mayores precios para los consumidores finales y por tanto, pérdidas de bienestar para la sociedad que las autoridades debieran evitar con acciones de política que reduzcan la capacidad de las empresas de elevar precios muy por encima de sus costos. Asimismo, el conocimiento de los determinantes del poder de mercado en este sector, permite evaluar con más precisión la efectividad de estas medidas de política económica destinadas a reducir el poder de mercado de estas entidades financieras.

Los resultados indican que, el índice de Lerner ajustado por eficiencia promedio es, aproximadamente el doble del índice de Lerner calculado de manera convencional con lo cual se confirma que, no tomar en cuenta la ineficiencia con la que operan las IMFs conduce a una subestimación de su poder de mercado. Ambos índices siguen una tendencia decreciente hasta el 2014, indicando con ello que el poder de mercado en el sector regulado de microfinanzas peruanas se redujo de manera significativa por más de una década. A partir del 2015 y hasta el final del periodo en análisis, esta tendencia decreciente se revierte, observándose un significativo crecimiento del poder de mercado de las IMFs peruanas.

Sobre los determinantes del poder de mercado, se encuentra que las entidades con mayor eficiencia en costos tienen mayor poder de mercado; existe una relación no lineal entre el tamaño de las entidades microfinancieras y su poder de mercado siendo las entidades más pequeñas y las más grandes las que gozan de mayor poder de mercado; el ciclo expansivo de la actividad económica genera un mayor poder de mercado en el sector; mientras que, cuanto más elástica es la demanda total de microcréditos en la economía, menor es el poder de mercado de las IMFs. Se encontró también que, la concentración del mercado eleva el poder de mercado de las IMFs cuando se toma en cuenta el efecto de la ineficiencia de las IMFs sobre la medición éste mientras que, las más eficientes para maximizar sus beneficios son las que presentan mayor poder de mercado y, la morosidad afecta negativamente el poder de mercado de las IMFs, en ambos casos, cuando lo medimos de manera convencional.

El documento se organiza de la siguiente manera, la segunda sección presenta el marco teórico del estudio donde este presentado un modelo teórico a partir del cual se identifican los principales determinantes del poder de mercado; la tercera sección contiene una revisión de la literatura pertinente en el tema que, destaca los principales hallazgos de estudios previos sobre los determinantes del poder de mercado; la cuarta sección presenta una descripción de las principales características del sector regulado de microfinanzas en el Perú; la quinta sección contiene la estrategia empírica seguida en el estudio; la sexta sección presenta el análisis de los resultados encontrados y finalmente, las conclusiones del estudio son presentadas en la séptima sección.

2. Marco teórico

El poder de mercado es la capacidad que tiene una firma de establecer un precio por encima de su costo marginal. Una medida de este poder de mercado es el índice de Lerner el cual mide el margen del precio, que establece la firma por su producto, sobre su costo marginal expresado como porcentaje del precio (Lerner, 1934). En un mercado de competencia perfecta, este margen es cero mientras que, en un monopolio, este margen se igual a 1. Cuanto mayor el índice de Lerner mayor será la capacidad de la firma para establecer un precio por encima de su costo de mercado, es decir, para ejercer poder de mercado.

El modelo utilizado en el análisis del poder de mercado de las IMFs peruanas y sus factores determinantes se basa en las versiones modificadas del de Corvosier y Gropp (2002), realizadas por Fernández et al. (2005) y, Fernández de Guevara y Maudos (2007). Presentaremos este modelo considerando a las IMFs como las entidades de interés cuyo comportamiento se desea explicar. Se asume que las IMFs, se comportan como fijadores de precios en el mercado de préstamos, mientras que enfrentan una tasa de depósito dada en sus pasivos⁴. Además, el modelo considera la diferenciación de producto asumiendo que cada IMF ofrece un tipo de préstamo “k” que es único pero diferenciado del de sus competidores y cuya función de demanda es la siguiente:

$$L_k = \frac{L_0}{N} - \frac{b}{N-1} \sum_{j \neq k}^N (r_k - r_j) - \frac{r_L B}{N} \dots \dots \dots (1)$$

Donde:

L_k : Demanda de préstamos de la IMF “k”;

L_0 : Demanda agregada de préstamos;

N: Número de IMF;

b: Elasticidad en la demanda de préstamos de la IMF “k”;

r_k : Tasa de interés de los préstamos de la IMF “k”;

r_j : Tasa de interés de los préstamos de la IMF “j”;

r_L : Tasa de interés promedio de los préstamos. $r_L = \frac{\sum_{k=1}^N r_k}{N}$

⁴ Podría relajarse este supuesto para permitir la existencia de poder de mercado en el mercado de depósitos. El resultado sería análogo al obtenido por los préstamos. Por lo que podría analizarse la evolución y los determinantes del poder de mercado en el mercado de depósitos por separado del mercado de créditos. Sin embargo, la no disponibilidad de información estadística que distinga los costos asociados a ambos productos, no permite construir costos por separado, para préstamos y depósitos.

B: Elasticidad de la demanda total de préstamos del sistema microfinanciero respecto a la tasa de interés promedio de los préstamos.

Si las instituciones enfrentan a curvas de demanda similares, el tipo de interés de los préstamos será el mismo para todas las IMFs. Entonces, $r_k = r_j$ y la ecuación (1) ahora será:

$$L_k = \frac{L_0}{N} - \frac{r_k B}{N} \dots \dots \dots (2)$$

Las instituciones de intermediación financiera maximizan los beneficios esperados escogiendo una tasa de interés de préstamos r_k . Los ingresos esperados ajustados por el riesgo de crédito son: $(1 - \beta_k)r_k L_k$, siendo β_k el riesgo de insolvencia. Por otro lado, los costos están dados por: $r_D D_k + C_k(L_k, D_k)$, siendo r_D la tasa de los depósitos, que se asume igual para todas las IMFs, D_k y $C_k(L_k, D_k)$ representan los depósitos de la IMF "k" y los costos operativos, respectivamente.

Teniendo en cuenta que: $L_k + R_k = D_k$, siendo R_k las reservas mínimas requeridas. Además, se sabe que el nivel de reservas mínimas requeridas es proporcional al volumen de depósitos captados: $R_k = \alpha D_k$, donde α es la tasa de encaje. Entonces:

$$\begin{aligned} L_k + R_k &= D_k \\ L_k + \alpha D_k &= D_k \\ L_k &= (1 - \alpha)D_k \\ D_k &= \frac{L_k}{(1 - \alpha)} \dots \dots \dots (3) \end{aligned}$$

Cada IMF maximiza la siguiente función objetivo:

$$\text{Max}_{r_k} \pi_k = (1 - \beta_k)r_k L_k - r_D D_k - C_k(L_k, D_k) \dots \dots \dots (4)$$

Teniendo en cuenta la ecuación (3) y reemplazándola en (4):

$$\text{Max}_{r_k} \pi_k = (1 - \beta_k)r_k L_k - r_D \frac{L_k}{(1 - \alpha)} - C_k(L_k) \dots \dots \dots (5)$$

La condición de primer orden es:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \pi_k}{\partial r_k} &= (1 - \beta_k)L_k + (1 - \beta_k)r_k \frac{\partial L_k}{\partial r_k} - \frac{r_D}{(1 - \alpha)} \frac{\partial L_k}{\partial r_k} - \frac{\partial C_k(L_k)}{\partial L_k} \frac{\partial L_k}{\partial r_k} = 0 \\ \left[(1 - \beta_k)r_k - \frac{r_D}{(1 - \alpha)} - \frac{\partial C_k(L_k)}{\partial L_k} \right] \frac{\partial L_k}{\partial r_k} &= -(1 - \beta_k)L_k \dots \dots (6) \end{aligned}$$

Teniendo en cuenta de (1) que:

$$\frac{\partial L_k}{\partial r_k} = -\frac{(b)N - 1}{N - 1} - \frac{B}{N^2} = -\left(b + \frac{B}{N^2}\right) \dots \dots (7)$$

Reemplazando (7) en (6):

$$\left[(1 - \beta_k)r_k - \frac{r_D}{(1 - \alpha)} - \frac{\partial C_k(L_k)}{\partial L_k} \right] (-1) \left(b + \frac{B}{N^2} \right) = -(1 - \beta_k)L_k$$

$$\left[(1 - \beta_k)r_k - \frac{r_D}{(1 - \alpha)} - \frac{\partial C_k(L_k)}{\partial L_k} \right] \left(b + \frac{B}{N^2} \right) = (1 - \beta_k)L_k$$

$$(1 - \beta_k)r_k - \frac{r_D}{(1 - \alpha)} - \frac{\partial C_k(L_k)}{\partial L_k} = (1 - \beta_k)L_k \frac{1}{\left(b + \frac{B}{N^2} \right)} \dots \dots (8)$$

Reemplazando la ecuación (2) en la (8) (bajo el supuesto de que las IMFs tienen demandas similares, esto hace que $r_k = r_j$):

$$(1 - \beta_k)r_k - \frac{r_D}{(1 - \alpha)} - \frac{\partial C_k(L_k)}{\partial L_k} = (1 - \beta_k) \left(\frac{L_0}{N} - \frac{r_k B}{N} \right) \frac{1}{\left(b + \frac{B}{N^2} \right)} \dots \dots (9)$$

Dividiendo ambos lados por r_k :

$$\frac{(1 - \beta_k)r_k - \frac{r_D}{(1 - \alpha)} - \frac{\partial C_k(L_k)}{\partial L_k}}{r_k} = \left(\frac{1 - \beta_k}{r_k} \right) \left(\frac{L_0}{N} - \frac{r_k B}{N} \right) \frac{1}{\left(b + \frac{B}{N^2} \right)} \dots \dots (10)$$

Notamos que el lado izquierdo de la ecuación (10) es la expresión del índice de Lerner corregido por el riesgo de insolvencia. El lado derecho de la misma ecuación contiene los determinantes del poder de mercado que son: i) el riesgo de insolvencia (β_k), ii) el tamaño medio de la IMF (L_0/N); iii) el número de entidades microfinancieras (N); iv) la elasticidad de la demanda de préstamos de la IMF "k" (b) la cual, da cuenta de la especialización del banco en algún servicio financiero, y, v) la elasticidad de la demanda total de préstamos respecto a la tasa de interés promedio de los préstamos (B).

A priori, el efecto del número de IMFs (N) sobre el poder de mercado no tiene un signo definido ya que dependerá, en parte, de la diferencia entre la elasticidad de la demanda total de préstamos (B) y la elasticidad de demanda de préstamos de la IMF "k" (b). El efecto del riesgo de insolvencia (β_k) sobre el poder de mercado es negativo mientras que, cuanto mayor la elasticidad de demanda total por microcréditos (B), menor será el poder de mercado de las IMFs, es decir, el efecto de la elasticidad de la demanda total de préstamos otorgados por el total del sistema microfinanciero sobre el poder de mercado, es negativo. El tamaño de la IMF (L_0/N) tiene un claro efecto positivo sobre el poder de mercado probablemente, como consecuencia de la existencia de economías de escala vinculadas a IMFs grandes en el mercado. Finalmente, el efecto de la elasticidad de la demanda de préstamos de la IMF "k" sobre el poder de mercado es negativo, es decir, cuanto más elástica es la demanda por préstamos de la IMF "k", la IMF es menos especializada y, por tanto, menor es su poder de mercado.

Es importante mencionar que, el supuesto de demandas similares para todas las IMFs -y por tanto de similares tipos de interés por los préstamos- es fuerte; sin embargo, no invalida el análisis del comportamiento del poder de mercado desde que éste es por

definición el margen del precio sobre el costo marginal en relación al propio precio, y éste puede variar ya sea porque cambia el precio o porque cambia el costo marginal.

Para estimar el índice de Lerner, deberán calcularse sus dos componentes: el precio (o ingreso promedio) y el costo marginal. Si alguno de estos, no es correctamente medido, el índice de Lerner estimado será sesgado (Koetter et al., 2012).

Koetter et al. (2012) señalan que, mucha de la literatura sobre el poder de mercado ha estimado, tanto el precio como el costo marginal bajo el supuesto de que las firmas son eficientes. Sin embargo, las firmas pueden incurrir en ineficiencias que no les permiten alcanzar el máximo beneficio. Al tomarse en cuenta la ineficiencia en la que incurren las firmas para obtener el máximo beneficio (ineficiencia en beneficios), el margen entre el precio y el costo marginal es mayor al observado. De la misma manera, las firmas pueden incurrir en ineficiencias que no les permite alcanzar su costo mínimo de producción, de manera que los costos observados son mayores a los costos que se obtendrían siendo completamente eficiente. Por tanto, no tomar en cuenta la ineficiencia tanto en costos como en beneficios llevaría a un sesgo en la estimación del índice de Lerner (Koetter et al., 2012).

Por consiguiente, el análisis debe considerar la estimación de un índice de Lerner convencional, que asume firmas eficientes y otro índice de Lerner ajustado por eficiencia, que asume la existencia de ineficiencias en la obtención de máximos beneficios y mínimos costos.

3. Revisión de la literatura

En esta sección se presenta una breve revisión de la literatura que ha analizado el poder de mercado, así como sus determinantes, en la industria de intermediación financiera.

Numerosos estudios han analizado los determinantes del poder de mercado en el sector bancario de diversos países y regiones en el mundo. Angelini y Cetorelli (2003) estudiaron la evolución de las condiciones competitivas en la industria bancaria italiana para el período 1984-19 por medio de la estimación de índices de Lerner para cada banco. Asimismo, evalúan diversas variables que determinan el comportamiento del poder de mercado como, por ejemplo, el ciclo económico, la política monetaria y la estructura del mercado. Sus hallazgos mostraron que cuanto menos concentrado el mercado, menor es el poder exhibido por los bancos italianos.

Fernández de Guevara, Maudos y Pérez (2005) ofrecen evidencia empírica sobre la evolución de la competencia en las industrias bancarias de cinco países europeos (Alemania, Francia, Italia, España y el Reino Unido) en el período 1992-1999 para lo cual, estiman índices de Lerner y analizan sus determinantes. Sus resultados muestran diferencias sustanciales entre los índices de Lerner de los países analizados con una tendencia creciente, en cuatro de los cinco casos considerados. Y en cuanto a los factores explicativos del índice del Lerner, el tamaño de los bancos y su eficiencia operativa así como, el riesgo de incumplimiento y el ciclo económico son variables que lo explican de manera significativa. Los autores llaman la

atención sobre el nulo poder explicativo de la concentración del mercado, revelándose cuán inadecuado es utilizar medidas de concentración como proxy del poder de mercado.

Fernández de Guevara y Maudos (2007), analizan los factores explicativos del poder de mercado en el sistema bancario español en el período 1986-2002, empleando estimaciones del índice de Lerner. Sus resultados muestran que el tamaño, la eficiencia (en costos) y la especialización del banco, son los factores más importantes para explicar su poder de mercado mientras que, la concentración del mercado no resulta ser significativa para explicarlo.

Aboagye et al. (2008) analizan la industria bancaria ghanesa en busca de evidencia de poder de mercado mediante el cálculo del índice Lerner de los bancos utilizando datos trimestrales de 2001 a 2006. La evidencia encontrada sugiere que, los bancos de Ghana poseen cierto grado de poder de mercado que se encuentra explicado por el tamaño del banco, su eficiencia respecto a los costos y el entorno macroeconómico.

Fungáčová, Solanko y Weill (2010), analizan la competencia bancaria en Rusia midiendo el poder de mercado de los bancos rusos y sus determinantes durante el período 2001-2006 con el índice de Lerner. Encuentran que la competencia bancaria ha mejorado solo ligeramente durante el período estudiado e identifican como sus determinantes a la concentración del mercado, el riesgo de crédito, el tamaño del banco (con una influencia no lineal). Por otra parte, se verifica la ausencia de impacto de la propiedad sobre el poder de mercado.

Delis (2012), estima el grado de poder de mercado a nivel de banco (medido a través del indicador de Boone y el índice de Lerner) para 84 sistemas bancarios en todo el mundo en el período 1987-2005. Posteriormente analiza el impacto de la reforma financiera y la calidad de las instituciones sobre la competencia. Sus resultados sugieren que el desarrollo institucional es una condición previa para el éxito de las reformas destinadas a mejorar la competencia y la eficiencia de los mercados bancarios.

Anzoategui, Martínez y Melecky (2012), los autores analizan la competencia bancaria medida a través del índice de Lerner en Rusia, considerando varios niveles de agregación. Primero, suponiendo que el mercado ruso esté completamente integrado, comparan el nivel de competencia bancaria con la de economías de tamaño similar como Brasil, China e India. Al analizar los factores correlacionados con las diferencias en la competencia entre regiones, encuentran que la competencia bancaria es más fuerte en regiones con menor concentración bancaria, mayor presencia de sucursales bancarias y mayor desarrollo económico y financiero.

Tan y Floros (2013) investigan si un aumento en la toma de riesgos de los bancos chinos y si mejoras en su eficiencia afectan su poder de mercado. Sus resultados empíricos sugieren que los bancos chinos con mayores volúmenes de actividades no tradicionales tienen menor poder de mercado, mientras que la mejora de su eficiencia técnica aumenta su poder de mercado. No encontraron evidencia significativa con respecto al impacto del riesgo en el poder del mercado.

Estudios para la industria de microfinanzas en lo que respecta al análisis del poder de mercado y sus determinantes, no han sido identificados. Sin embargo, sí son numerosos los estudios que han abordado el análisis de la competencia en esta industria considerando diversos contextos nacionales y globales, así como diversas medidas para su cuantificación distintas al poder de mercado a nivel de firma (Kar and Swain, 2018; Kar, 2016; Assefa et al., 2013).

En el caso particular del Perú, tampoco se encontraron estudios sobre determinantes del poder de mercado en el sector microfinanciero; no obstante, existen estudios que han analizado el efecto de la competencia sobre la calidad de cartera de las IMFs (Mayorca y Aguilar, 2016) y, la relación entre el poder de mercado y los márgenes de intermediación en el sector bancario peruano (Jopén, 2013). Ambos estudios son de interés para nuestro análisis porque presentan medidas del poder de mercado de las IMFs en el primer caso y de los bancos en el segundo, que han de permitir comparar nuestros resultados con evidencia previa.

Los estudios revisados presentan diversos marcos teóricos a partir de los cuales se derivan un conjunto de determinantes del poder de mercado en la industria bancaria. En nuestro análisis, además de las variables que explican el poder de mercado de acuerdo al modelo teórico de Corvosier y Gropp (2002), se incorporan variables de control vinculadas a las características de las entidades microfinancieras como, por ejemplo, la eficiencia y su participación en el mercado de microcréditos; y al entorno macroeconómico, como, por ejemplo, el ciclo económico.

En la literatura que ha trabajado la relación entre la eficiencia y la competencia (Berger y Hannan, 1998; Solís y Maudos, 2008; Turk, 2010; Koetter et al., 2012), se encuentra diversas hipótesis que explican la relación de causalidad entre ambos. Una de ellas es la *Hipótesis de Estructura Eficiente* (Demsetz, 1973) según la cual, los bancos más eficientes son los que ganan participación de mercado a costa de los menos eficientes. Bajo esta hipótesis, los bancos más eficientes tendrían no solo una mayor participación de mercado sino también, mayor poder de mercado. Por tanto, bajo esta perspectiva, la eficiencia y la participación de mercado de una entidad financiera, son determinantes de su poder de mercado. Siendo además que, una mayor eficiencia y una mayor participación de mercado generan un mayor poder de mercado para la institución.

Respecto a la influencia del ciclo económico sobre el poder de mercado de las entidades, ésta puede ser positiva o negativa desde que, en fases de expansión, el poder de mercado puede ser menor debido a la mayor competencia en el mercado; sin embargo, la consolidación de las instituciones más eficientes en el mercado durante fases expansivas puede elevar el poder de mercado de las entidades financieras (Fernández de Guevara, Maudos y Pérez, 2005)

4. Hechos estilizados

La industria regulada de microfinanzas está integrada por cinco tipos de IMFs. Las cajas municipales de ahorro y créditos (CMACs), las cajas rurales de ahorro y crédito (CRACs), las

entidades de Apoyo a la Micro y Pequeña Empresa (EDPYMEs) y, los bancos y financieras especializadas en microfinanzas.

La década de los 2000 fue un periodo de auge y expansión para las microfinanzas en el Perú dado el contexto macroeconómico de significativo crecimiento. Asimismo, un conjunto de cambios en el marco regulatorio y medidas para reducir la asimetría de información en el sector, introducidos en la esta misma década, creó condiciones para una mayor competencia entre entidades microfinancieras.

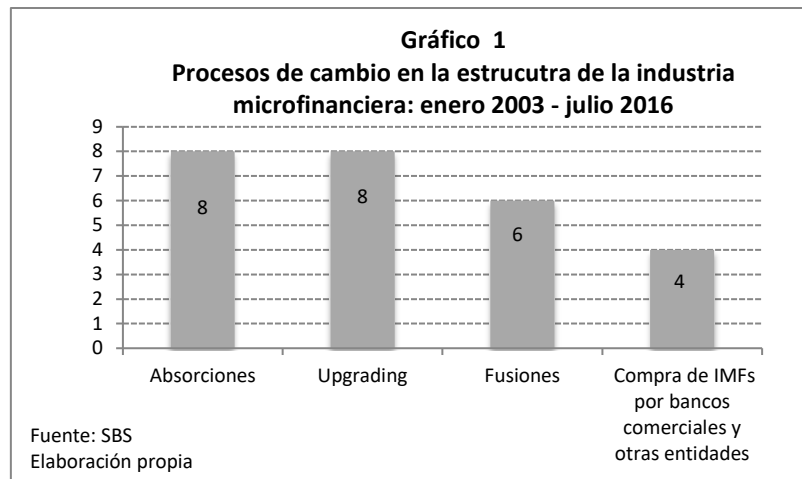
En el año 2002, la Superintendencia de Banca Seguros y AFP autorizó a las IMFs a operar en todo el territorio nacional, eliminándose así la restricción geográfica que obligaba a las cajas municipales a realizar sus actividades sólo en sus regiones de origen⁵. En el 2004, la SBS decidió mejorar la información de su central de riesgo compartida con las entidades del sistema financiero, al proporcionar no sólo información de los clientes con mala calificación sino también de aquellos con buena calificación, a fin de incentivar mejoras en la evaluación del riesgo de los clientes del sistema y fomentar la competencia por clientes entre las IMFs. En el 2008, se eliminó el esquema modular bajo el cual estaban reguladas las IMFs, lo que permitió ampliar sus operaciones y servicios y, operar en igualdad de condiciones regulatorias que las demás instituciones financieras⁶. A partir del 2002, se obligó a las entidades del sistema financiero a publicar información detallada sobre los costos efectivos y los rendimientos de los diversos servicios financieros⁷.

Tras estos cambios en la regulación, la introducción de iniciativas para mejorar el manejo de la información en el sector financiero y, teniendo un contexto macroeconómico favorable, mayores presiones competitivas se registraron en la industria; las mismas que, fueron aún mayores luego de la entrada de la banca comercial *–downscaling–* al segmento microfinanciero, a través de la compra de algunas de las IMFs de exitosa trayectoria en el sector. Un hecho estilizado observado luego de estos cambios, ha sido una serie de procesos de liquidaciones, fusiones, absorciones y cambios de naturaleza institucional (*upgrading*) de las entidades microfinancieras que terminaron afectando la concentración del mercado.

⁵ Resolución SBS 1276-2002 que aprobó las normas para que las instituciones de microfinanzas puedan acceder al mercado de Lima.

⁶ Decreto Legislativo 1028 de 2008 que modifica el artículo 290º de la Ley General 28677 Ley del Sistema Financiero y del Sistema de Seguros y Orgánica de la Superintendencia de Banca y Seguros.

⁷ Memorial Anual 2002, SBS.

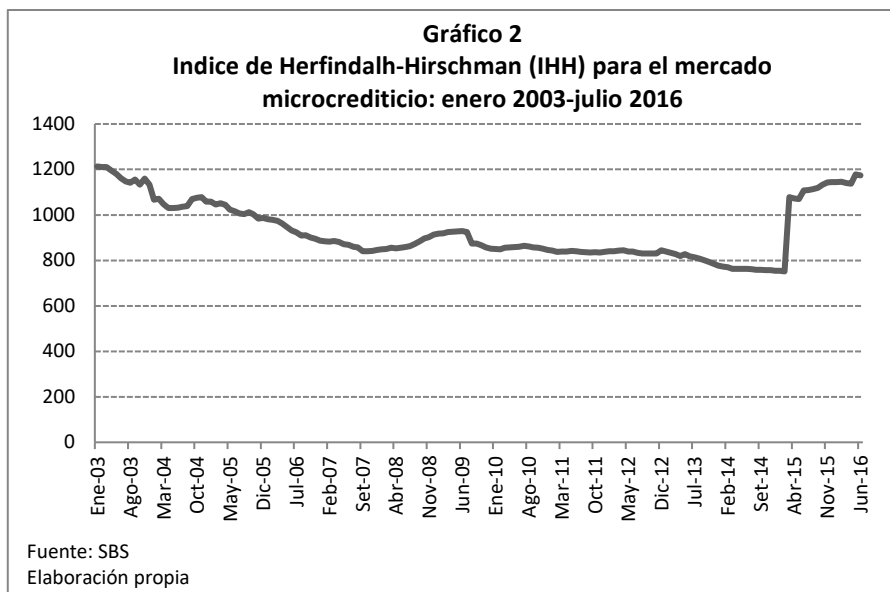


El gráfico 1 presenta el número de procesos de fusiones, absorciones, upgrading y compras de IMFs por bancos comerciales. Como se observa, estos procesos han sido numerosos y han implicado la salida del mercado de las entidades más vulnerables -por lo general de menor volumen de colocaciones y patrimonio y probamente, menos eficientes- así como la consolidación de las IMFs más grandes -como Mibanco, las financieras Confianza y Crediscotia y las cajas Arequipa y Piura- en términos de su participación de mercado.

Las fusiones, adquisiciones y cambios de naturaleza institucional más importantes fueron:

- La fusión de la CRAC NorPerú, la CRAC Cajasur y la EDPYME Crear Tacna en el 2008 para dar nacimiento a la CRAC Nuestra Gente.
- La absorción de la CRAC San Martín por la CMAC Piura en el año 2008.
- La conversión del Banco del Trabajo en Financiera Crediscotia en el 2009.
- La fusión de Financiera Confianza con CRAC Nuestra Gente en 2013.
- La fusión de Mibanco y Financiera Edyficar en el 2014.
- La absorción de Financiera Nueva Visión por la Financiera Credinka en el 2015.

El gráfico 2 presenta el índice de Herfindahl-Hirscham para el mercado de microcréditos. Tal como se observa, este indicador de concentración de mercado siguió una tendencia decreciente hasta inicios del 2015. Luego, presenta un incremento significativo a partir de mayo del 2015, cuando se concreta la fusión por absorción de Mibanco y Financiera Edyficar.



Antes de la fusión de estas dos entidades tenían una participación en el mercado microcredítico de 14% y 12% respectivamente. Posteriormente, Mibanco al absorber a Edyficar, llega a tener una participación de aproximadamente 26%, es este crecimiento se ver reflejado en un crecimiento del IHH indicando una mayor concentración en el mercado microcredítico.

5. Estrategia empírica

5.1 Estimación del índice de Lerner

La estimación del índice de Lerner (lado izquierdo de la ecuación (10)) se realiza mediante la siguiente expresión:

$$\frac{P - CM}{P} \dots \dots \dots (11)$$

Donde P es el precio del producto o el ingreso medio y MC es el costo marginal. Ninguna de estas variables se encuentra disponible en estadísticas oficiales por lo que se necesita estimarlas siguiendo alguna estrategia empírica en función de los supuestos que se adopten, acerca de la eficiencia de las IMFs.

Estimamos dos versiones del índice de Lerner: i) la convencional que asume, firmas eficientes y ii) la ajustada por eficiencia, que asume firmas ineficientes (Koeter et al., 2012).

En ambos casos, una cuestión previa a resolver antes de la estimación del costo marginal, es la definición del output y los inputs en la industria de intermediación financiera. En este estudio, seguiremos el enfoque de intermediación (Benston, Hanweck y Humphrey; 1982) según el cual, los intermediarios financieros son vistos como firmas que producen créditos a partir de la combinación de los siguientes insumos: recursos prestables, mano de obra e infraestructura física. Bajo este enfoque, se define de manera más amplia el concepto de costos porque se incluye a los costos financieros, además de los costos operativos, dentro del costo total de la institución financiera. En el caso particular de las IMFs, dado el mayor

riesgo que enfrentan sus carteras crediticias, es necesario introducir como parte de los costos totales, el costo del riesgo de impago de los créditos. Asimismo, en este enfoque, la producción se mide como el valor monetario de los distintos productos o servicios financieros ofrecidos.

i) Índice de Lerner convencional (IL)

Para estimar el costo marginal se procede a estimar una función de costos translogarítmica propuesta por Christensen et al. (1973):

$$\begin{aligned} \ln CT = & \alpha_0 + \beta_1 \ln y + \frac{1}{2} \beta_2 (\ln y)^2 + \sum_m \delta_m \ln p_m + \frac{1}{2} \sum_m \sum_k \delta_{mk} \ln p_m \ln p_k \\ & + \sum_m \gamma_m \ln y \ln p_m + \lambda_T T + \frac{1}{2} \lambda_{TT} T^2 + \lambda_{Ty} T \ln y + \sum_m \phi_{Tm} T \ln p_m + \phi DF \\ & + \phi_{Fy} DF \ln y + \sum_m \phi_{Fm} DF \ln p_m + \phi_{FT} DF T + \varepsilon \dots \dots (12) \end{aligned}$$

CT representa el costo total, *y* el producto de la firma, *p_m* el precio del *m*-ésimo input, ε por su parte, es un tradicional término de perturbación aleatorio, con media cero y varianza heteroscedástica, *T* es una variable de tiempo para capturar el cambio tecnológico y *DF* es la dummy que recoge el efecto de las fusiones y/o absorciones y cambios de naturaleza institucional, más importantes, ocurridos en el periodo analizado. La variable dummy de fusión y/o absorción o cambio de formato institucional, toma el valor de 1 a partir el periodo en el que se produce el evento y cero en los demás periodos.

El *CT* es la suma de los costos operativos más los costos financieros y los costos del riesgo, y son los créditos totales, *p₁*, *p₂*, *p₃* son los precios de tres inputs: mano de obra, capital físico y capital financiero, respectivamente mientras que *p₄* es el costo asociado al riesgo. Así, el subíndice *m*, en la ecuación (12), toma los valores de 1, 2, 3, 4.

La ecuación de costos totales debe cumplir con algunas restricciones sobre sus coeficientes para garantizar el cumplimiento de la condición de homogeneidad lineal en el precio de los insumos y el Teorema de Young:

$$\sum_m \delta_m = 1$$

$$\sum_m \sum_k \delta_{mk} = 0$$

$$\sum_m \gamma_m = 0$$

$$\sum_m \phi_{Tm} = 0$$

$$\sum_m \phi_{Fm} = 0$$

$$\delta_{mk} = \delta_{km}$$

De la ecuación 12, el costo marginal (MC) se calcula como:

$$MC = \frac{\partial CT}{\partial y} = \frac{CT}{y} [\beta_1 + \beta_2 \ln y + \sum_m \gamma_m \ln p + \lambda_{yT} T + \phi_{FV} DF] \quad (13)$$

La ecuación (12) se estima mediante un modelo de efectos fijos, de acuerdo a los resultados del Test de Hausman⁸.

Siguiendo a Fernández de Guevara, Maudos y Pérez (2005) y Fernández de Guevara y Maudos (2007), se estima el precio o ingreso promedio (P) como el cociente entre los ingresos financieros y los créditos totales:

$$P = \frac{\text{ingresos financieros}}{\text{créditos}} \dots \dots (14)$$

ii) Índice de Lerner ajustado por eficiencia (IL_{AJ})

La estimación del índice de Lerner tal como se ha planteado, supone que las IMFs son eficientes; sin embargo, este supuesto puede ser poco realista porque muchas de las IMFs incurren en ineficiencias al momento de minimizar sus costos y maximizar sus beneficios (Berger y Humphrey, 1997). Por tanto, el cálculo del Índice de Lerner deberá ser ajustado por la existencia de ineficiencias, tal como lo sugieren Koetter et al. (2012):

$$IL_{AJ} = \frac{\frac{BE_{AJ} + CT_{AJ}}{\text{Créditos}} - CM_{AJ}}{\frac{BE_{AJ} + CT_{AJ}}{\text{Créditos}}} = \frac{P_{AJ} - CM_{AJ}}{P_{AJ}} \dots \dots (15)$$

Donde BE_{AJ} son los beneficios totales y CT_{AJ} son los costos totales, ambos ajustados por eficiencia, es decir, estimados a partir de una frontera de eficiencia de beneficios y de costos, respectivamente. CM_{AJ} es el costo marginal ajustado por eficiencia y se calcula a partir de la frontera de costos estimada. P_{AJ} representa un ingreso promedio, también ajustado por eficiencia, y se obtiene al sumarse los costos y los beneficios ajustados por eficiencia y dividirlos por los créditos.

⁸ El resultado del test se encuentra en el anexo.

Se emplea el enfoque de fronteras estocástica para la estimación de las fronteras de costos y de beneficios⁹ a partir de una función translogarítmica, donde la variable dependiente es, en un caso, los costos totales y en el otro, los beneficios totales antes de impuestos y cuyo término de error contiene el componente de ineficiencia, tal como:

$$\begin{aligned} \ln A = & \alpha_0 + \beta_1 \ln y + \frac{1}{2} \beta_2 (\ln y)^2 + \sum_m \delta_m \ln p_m + \frac{1}{2} \sum_m \sum_k \delta_{mk} \ln p_m \ln p_k + \sum_m \gamma_m \ln y \ln p_m \\ & + \lambda_T T + \frac{1}{2} \lambda_{TT} T^2 + \lambda_{Ty} T \ln y + \sum_m \phi_{Tm} T \ln p_m + \phi_{DF} + \phi_{Fy} DF \ln y \\ & + \sum_m \phi_{Fm} DF \ln p_m + \phi_{FT} DF T + \varepsilon \dots \dots (16) \end{aligned}$$

Donde A son los costos totales (CT) o los beneficios totales (BT) (Koetter, 2012; Turk, 2010), el término de error se descompone de la siguiente manera: $\varepsilon = u + \mu$ en el caso de la función de costos y $\varepsilon = u - \mu$ para el caso de la función de beneficios. u es un error aleatorio con distribución normal de media cero y heteroscedástica σ^2_u mientras que μ es un término estrictamente positivo, que representa la ineficiencia. Es decir, representa el desvío del costo (beneficio) óptimo debido a la conducta ineficiente de la firma. Se asume que este término es i.i.d. con una distribución half-normal, varianza σ^2_μ e independiente de u .

Debe mencionarse que estimamos una frontera de beneficios alternativa que, a diferencia de la frontera de beneficios estándar, toma en consideración que las instituciones de intermediación financiera (en este caso las IMFs) no actúan en un mercado perfectamente competitivo por lo que el precio de su producto no está dado, sino que más bien ellas pueden establecerlo a través del establecimiento de su producto, por lo que es más conveniente considerar como factores exógenos en la frontera de beneficios, el producto y el precio de los insumos (Berger y Mester, 1997; Humphrey y Pulley, 1997). Es decir, bajo este supuesto, se tiene como variable endógena los beneficios y el mismo conjunto de variables explicativas que en el caso de la frontera en costos.

Para estimar, las fronteras de costos y de beneficios de acuerdo con la ecuación (16), se emplea el modelo de True Fixed Effect (Greene, 2005) el cual permite considerar la existencia de un efecto fijo, distinto del componente de ineficiencia, que representa la heterogeneidad no observable de cada entidad microfinanciera en este caso¹⁰. En la frontera de costos se impone las mismas restricciones que se impusieron sobre la ecuación (12) para garantizar el cumplimiento de la condición de homogeneidad lineal en el precio de los insumos y el Teorema de Young.

La información financiera con la que se han realizado las estimaciones, corresponde a 36 IMFs¹¹ y proviene de las estadísticas publicadas por la SBS. La frecuencia de la información

⁹ Para una detallada presentación del tema de fronteras estocásticas, revisar Kumbhakar y Lovell, 2003.

¹⁰ Para la estimación de estas fronteras empleamos el comando `sfp` en Stata. Ver, Belotti et al. (2013).

¹¹ En el inicio se contaba con información de 42 IMFs: 13 CMACs, 2 bancos especializados en microfinanzas, 13 CRACs y 14 EDPYMEs. Algunas de estas entidades han ido cambiando a lo largo del periodo analizado porque cambiaron de naturaleza institucional, porque fueron absorbidas por otras entidades o porque se fusionaron entre sí. Se decidió excluir del panel, aquellas entidades que fueron

es mensual y cubre el periodo enero 2003 – junio 2016. Por tanto, la información es de tipo panel. Algunas de las entidades entran y salen del panel por lo que se trata de un panel no balanceado. Dada frecuencia mensual de la información, algunas de las series fueron desestacionalizadas usando los métodos X-12 ARIMA y TRAMO. Todos los valores monetarios están expresados en soles del 2009.

En ambos casos, dadas las fusiones y/o absorciones, entre entidades microfinancieras, así como cambios de naturaleza institucional ocurridas en el periodo analizado, se introduce una variable dummy para tomar en cuenta los procesos más relevantes. La variable dummy de fusión y/o absorción o cambio de formato institucional, toma el valor de 1 a partir el periodo en el que se produce el evento y cero en los demás periodos.

5.2 Evaluación de los determinantes del poder de mercado

La versión aleatoria de la ecuación (10) que permite evaluar los determinantes del poder de mercado es la siguiente:

$$IL \text{ ó } IL_{AJ} = \alpha_0 + \alpha_1 N + \alpha_2 B + \alpha_3 b + \alpha_4 \beta_k + \alpha_5 \left(\frac{L_0}{N} \right) + \alpha_6 Eff + \alpha_7 s + \alpha_8 C + \alpha_9 DF + \alpha_{10} RB + \varepsilon \dots (17)$$

Las variables que explican el poder de mercado tienen los siguientes indicadores:

-El índice de concentración de Herfindahl-Hirschman en el mercado de microréditos, aproxima el número de IMFs. Se asume que cuanto mayor el número de IMFs menor la concentración del mercado y viceversa. Como se mencionó antes, de acuerdo al modelo teórico desarrollado en la sección 2, no es posible establecer a priori, si el efecto del número de entidades sobre el poder de mercado es, positivo o negativo.

-El cociente entre el total de colocaciones de las IMFs y el PBI no primario¹² aproxima la elasticidad de la demanda total de microréditos. Dado que los microréditos constituyen una alternativa de financiamiento al ofrecido por el sistema bancario, cuanto mayor es el cociente entre los microréditos y el PBI, mayor es la elasticidad la demanda por créditos ofrecidos por las IMFs, en consecuencia, menor es su poder de mercado.

-La tasa de morosidad de los créditos de las IMFs es el indicador del riesgo de insolvencia y se espera que, cuanto mayor la tasa de morosidad, mayor riesgo de insolvencia de las entidades y por consiguiente, menor sea su poder de mercado.

-La elasticidad de la demanda de los préstamos que ofrece cada IMFs está aproximada por la participación porcentual de los ingresos obtenidos por servicios financieros, distintos del crédito, en el ingreso financiero total de la entidad. Se espera que cuanto mayor sea este

absorbidas tempranamente por otras entidades, ya que presentaban un reducido número de observaciones. De esta manera el número de IMFs en la base de información es de 36.

¹² El PBI no primario incluye: Manufactura no primaria, electricidad y agua, construcción, comercio y servicios, por lo cual es una medida más conveniente de la actividad económica interna.

ratio, mayor sea la elasticidad de la demanda de créditos de la IMF, menor sea su especialización y por tanto, menor sea su poder de mercado.

Además de las variables que, teóricamente, determinan el poder de mercado, se han incluido las siguientes variables de control: la eficiencia tanto en costos como en beneficios, la participación en el mercado de créditos de cada IMF, el ciclo económico, una variable dummy que recoge los procesos de fusiones, adquisiciones y cambios de naturaleza institucional de las entidades microfinancieras. Se espera que estos cambios, al aumentar el tamaño de las entidades, tengan un efecto positivo sobre su poder de mercado. Asimismo, se ha incorporado una variable dummy para tomar en cuenta el efecto de la participación de los bancos comerciales en algunas IMFs, a través de su propiedad, sobre su poder de mercado. Las IMFs de propiedad de bancos comerciales pueden gozar de acceso a fondos prestables más baratos, infraestructura y canales de distribución de menor costo que puede traducirse en menores costos y, por tanto, elevar su poder de mercado.

Como se mencionó en la sección 3, la existencia de doble causalidad entre el poder de mercado y la eficiencia, tanto en costos como en beneficios, genera un problema de endogeneidad por lo que se hace necesario estimar la ecuación (17) por un método que la corrija, pues de no hacerlo, se obtendrían estimaciones inconsistentes¹³. Se realizaron pruebas para evaluar la endogeneidad conjunta de la eficiencia en costos y en beneficios, así como, de forma separada. Los resultados de los tests indicaron que, de forma conjunta la eficiencia en costos y en beneficios no son variables endógenas. Al evaluarse por separado cada variable, se encontró que sólo la eficiencia en costos es endógena. Por esta razón, se empleó el método de variables instrumentales para la estimación considerando a la eficiencia en costos como variable endógena y a su quinto rezago como instrumento¹⁴.

La tabla 1 presenta la descripción de las variables y sus indicadores mientras que la tabla 2, presenta sus estadísticos descriptivos.

¹³ Ver Greene, W. (2003)

¹⁴ Resultados del test se encuentran en el anexo. Para una presentación de los tests, ver Baum et al. (2007).

Tabla 1
Definición de variables e indicadores

Fronteras de costos y beneficios alternativa	
<i>CT</i>	Costos total: costo operativo más gastos financiero y costo del riesgo (provisiones).
<i>BT</i>	Beneficio total: utilidades antes de participaciones e impuestos ¹⁵ .
<i>y</i>	Output: créditos totales
<i>p₁</i>	Precio de la mano de obra: gastos en personal divididos por el total de empleados de la institución.
<i>p₂</i>	Precio de los fondos prestables (costo financiero unitario): tasa implícita pagada por depósitos más adeudos, obtenida a partir del cociente entre gastos financieros anualizados y los adeudos más depósitos.
<i>p₃</i>	Precio de capital (costo de uso de la infraestructura física): tasa pasiva de los depósitos a plazo a un año pagado por el sistema de CMAC.
<i>p₄</i>	Precio promedio de las provisiones por incobrabilidad de créditos (costo unitario del riesgo): cociente entre provisiones anualizadas y créditos.
<i>T</i>	Tendencia
<i>DF</i>	Dummy de fusión: toma el valor de 1 cuando la entidad presenta una fusión y/o absorción o cambio de naturaleza institucional (<i>merge_bank</i>).
Determinantes del poder de mercado	
<i>IL</i>	Índice de Lerner convencional
<i>IL_{Aj}</i>	Índice de Lerner ajustado por eficiencia
<i>N</i>	Número de empresas (IMFs): Índice Herfindahl-Hirschman de microcréditos (IHH)
<i>B</i>	Elasticidad de la demanda total de préstamos respecto a la tasa de interés promedio de los préstamos: cociente entre el total de créditos del sistema microfinanciero y el PBI no primario (<i>creditos_gdp</i>)
<i>β_k</i>	Riesgo de insolvencia: Tasa de morosidad (<i>morosidad</i>)
<i>L₀/N</i>	Tamaño medio de la IMFs: logaritmo del activo total (<i>log_activo</i>)
<i>b</i>	Elasticidad de la demanda de préstamos del banco "k": participación porcentual de los ingresos por servicios financieros, distintos del crédito, en el ingreso financiero total (<i>part_i_s_f</i>)
<i>Efi_cost</i>	Eficiencia en costos (<i>efi_cost</i>)
<i>Efi_profit</i>	Eficiencia en beneficios (<i>efi_profit</i>)
<i>s</i>	Participación de mercado de la IMF en el mercado de microcréditos (<i>cuota_mercado</i>)
<i>C</i>	Variación porcentual de 12 meses del PBI no primario (<i>var_12_pbi_no_primario</i>)
<i>D_RB</i>	Esta variable dicotómica controla la posible influencia de la relación de las IMFs con la banca comercial. Toma un valor de 1 a partir del período en el que la IMF es de propiedad de un banco comercial.
<i>DF</i>	Dummy de fusión: toma el valor de 1 cuando la entidad presenta una fusión y/o absorción o cambio de naturaleza institucional (<i>merge_bank</i>)

Como puede observarse, en el periodo analizado, en el sistema microfinanciero peruano algunas entidades son muy pequeñas, con un volumen de crédito que no llega a superar el millón de soles. Y en el otro extremo se encuentran las IMFs grandes, con un volumen de crédito máximo que supera los 6 mil millones de soles. Los salarios promedio pagados por mes fluctúan entre los 1.3 mil soles y los 14.2 mil soles, indicando una gran varianza en el costo laboral en esta industria.

¹⁵ Para garantizar un valor positivo en toda la serie a las utilidades antes de participaciones e impuestos más el valor absoluto del mínimo de toda la muestra más uno ($profits_{it} = r_{a_i}anu_{it} + |\min(r_{a_i}anu_{it})| + 1$).

Tabla 2
Estadísticas descriptivas

Variable	Media	Desvío Estándar	Mínimo	Máximo
<i>CT (Miles de soles del 2009)</i>	92,312.1	155,953.1	678.7	1'348,433.5
<i>BT (Miles de soles del 2009)</i>	101,082.9	29,444.3	6,039.1	309,967.4
<i>y (Miles de soles del 2009)</i>	375,253.2	651,895.4	865.4	6'119,963.5
<i>p₁ (Miles de soles del 2009)</i>	4.2	0.9	1.3	14.2
<i>p₂ (%)</i>	6.7	2.3	0.004	38.3
<i>p₃ (%)</i>	7.0	1.8	4.2	11.3
<i>p₄ (%)</i>	4.7	4.2	0.0	51.5
<i>IL (%)</i>	22.8	20.1	-168.49	58.27
<i>IL_{AJ} (%)</i>	44.98	16.73	-41.47	99.17
<i>IHH</i>	916.5	115.8	751.6	1177.7
<i>creditos_gdp (%)</i>	0.05	0.0	0.02	0.07
<i>activo_total (miles de soles del 2009)</i>	516,558.9	909,195	1,947.6	8'971,867
<i>part_i_s_f (%)</i>	3.3	5.4	0.0	73.1
<i>morosidad (%)</i>	6.7	4.0	1.2	37.5
<i>efi_cost</i>	0.89	0.06	0.34	0.99
<i>efi_profit</i>	0.90	0.09	0.02	0.99
<i>var_12_pbi_no_primario (%)</i>	6.5	3.3	-0.1	12.8

Fuente: SBS
Elaboración propia

Los beneficios, muestran menor varianza menor que los costos totales y el producto, con un valor promedio de más de 100 millones de soles. Por su parte, los costos totales, muestran también una elevada varianza que es consistente con la varianza observada en el volumen de créditos. En relación al precio de los fondos prestables, estos representan una tasa implícita del costo financiero, cuyo valor máximo es de 38.3% y un valor mínimo de 0.004%. El costo del capital, como costo de oportunidad de la infraestructura física, es aproximado mediante la tasa de depósitos a plazo fijo de un año en el sistema de CMACs. El valor promedio de este costo es de 7%. El costo del riesgo representa una tasa implícita de provisiones y exhibe una gran varianza, siendo su valor máximo 51.5% y su mínimo, 0%.

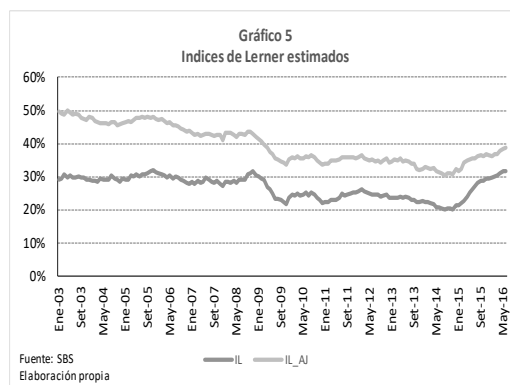
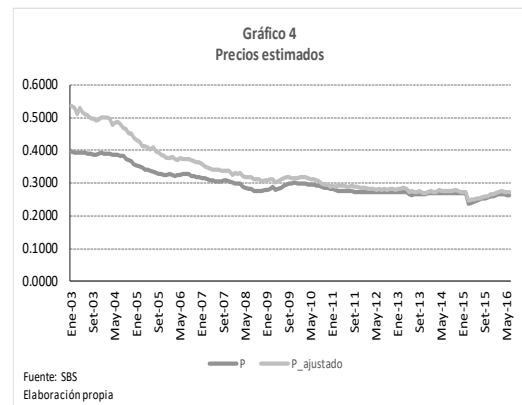
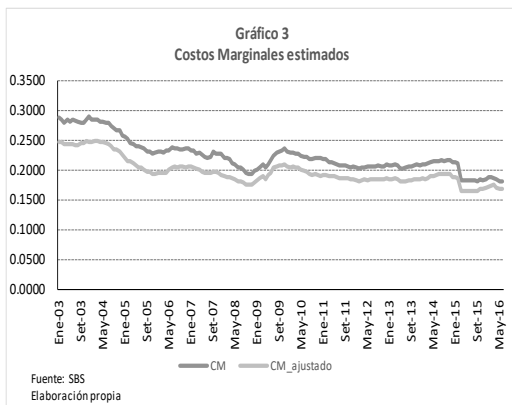
Respecto a los valores estimados de los índices de Lerner, se muestra que el valor promedio del IL convencional es menor que el IL ajustado por eficiencia promedio, lo cual es consistente con la presencia de significativas ineficiencias tanto en costos como en beneficios.

Los microcréditos como porcentaje del PBI no primario revelan, un valor promedio en el periodo analizado de 0.05%, con un valor máximo de 0.07%. La morosidad, se sitúa entre 1.2% y 37.5% lo que evidencia que algunas IMFs poseen una cartera de créditos con elevada morosidad. En cuanto a la participación de los ingresos por servicios financieros -que obtienen las IMFs por servicios financieros distintos a los créditos- en el total de los ingresos financieros de la institución, se observa que esta participación fluctúa entre 0% y 73.1%, lo que revela que hay entidades donde la provisión de créditos es menos importante como fuente de sus ingresos financieros. Es decir, que están menos especializadas en el microcrédito. No obstante, el valor promedio de esta participación es reducido (3.3%).

Los valores promedio de los niveles de eficiencia en costos y beneficios revelan que, las IMFs son muy eficientes para minimizar sus costos y maximizar sus beneficios.

6. Resultados

Los gráficos 3, 4 y 5, muestran los costos marginales, los precios y los índices de Lerner estimados para una entidad microfinanciera promedio del mercado. Es decir, cada uno de estos valores se estimó para cada mes, ponderando las estimaciones de cada entidad, con su participación en el mercado de créditos. En todos los casos se realizaron dos estimaciones. La primera, obtenida a partir de una función de costos translog y bajo el supuesto de que las entidades microfinancieras son completamente eficientes y la segunda, obtenida a partir de fronteras de eficiencia en costos y en beneficios, es decir, bajo el supuesto de que las entidades microfinancieras no son completamente eficientes y que incurren en algún nivel de ineficiencia¹⁶.



Como era de esperarse, los costos marginales obtenidos a partir de la estimación de una frontera de costos son menores a los costos marginales obtenidos de una función de costos translog. Esta diferencia confirma que, en el sistema microfinanciero peruano, algunas de las IMFs incurren en ineficiencias en la elección del nivel de sus insumos impidiendo que minimicen sus costos de producción. Es decir, si las IMFs fueran del todo eficientes, tendrían menores costos de producción. No obstante, en ambas medidas, se observa una reducción

¹⁶ Los resultados de las estimaciones de la ecuación de costos translog y de las fronteras de costos y beneficios se presentan en el anexo.

de los costos marginales, es decir, una ganancia de eficiencia que ha permitido este ahorro de costos en todo el periodo analizado.

Los precios estimados también confirman que, el precio observado es menor al precio que se tendría si las IMFs fueran eficientes en la minimización de sus costos y en la maximización de sus beneficios. Y en ambos casos, se observa su reducción a lo largo del periodo analizado.

En lo que respecta a los índices de Lerner estimados, el gráfico 5 muestra que, consistente con lo hallado en las estimaciones de los marginales, así como de los precios, el índice de Lerner ajustado por eficiencia es mayor que el índice de Lerner convencional. Este resultado va en línea con lo encontrado por Koetter et al (2012) y Turk (2010). El valor promedio del índice de Lerner ajustado por eficiencia (44.2%) es aproximadamente, el doble del valor promedio de índice de Lerner convencional (22.8%) (Ver tabla 2), confirmándose que, cuando no se consideran las ineficiencias en costos y en beneficios, se produce una subestimación del poder de mercado. Test de diferencias de medias¹⁷ fueron aplicados las series de índices de Lerner obtenidos para cada una de las 36 entidades y para las series de la entidad promedio del mercado, mostradas en el gráfico 5, encontrándose en cada caso que, las diferencias son estadísticamente significativas.

Como se observa, ambos índices presentan la misma tendencia decreciente hasta finales del año 2014 revelándose con ello, una significativa reducción en el poder de mercado promedio en el sector microfinanciero peruano. En efecto, a inicios del periodo analizado, según el IL convencional, una IMF promedio establecía un precio con un margen de 29.2 % sobre su costo marginal mientras que, en según el IL ajustado por eficiencia, ese margen subía hasta 48.6%. Hacia noviembre de 2014, los valores alcanzados por el IL convencional y el IL ajustado por eficiencia son de 20.1% y 27.7%, respectivamente. La tendencia decreciente del poder de mercado se revierte a partir del año 2015, por lo que se observa un crecimiento importante del margen del precio sobre el costo marginal hasta el final del periodo en análisis. A junio del 2016, el margen del precio sobre el costo marginal según el IL convencional se sitúa en 31.8% mientras que, el IL ajustado por eficiencia en 37.8%. Estas cifras revelan que, a mediados del año 2016, en el sector microfinanciero peruano los márgenes relativos del precio sobre los costos marginales de una entidad promedio, están por encima del 30% y siguen una tendencia creciente. Hay que destacar que, este aumento del poder de mercado en el sector microfinanciero peruano en el año 2015 se acentúa a partir de mayo de ese año, cuando se concretó la absorción de la financiera Edyficar por Mibanco, una de las fusiones más importantes en el sector, originando también un aumento significativo de la concentración en el mercado de microcréditos (ver gráfico 2).

A pesar de que nuestro periodo de estudio es distinto al de otros que han estimado el poder de mercado en las IMFs en el Perú y en el Mundo, vale la mencionar sus resultados a fin de tener referencias previas para nuestras estimaciones. Mayorca y Aguilar (2016), encuentran un IL convencional de 51% para las IMFs de mayor tamaño y de 41% para las más pequeñas. sus estimaciones del poder de mercado para las IMFs son una referencia para las nuestras. Siendo así, el valor estimado promedio del IL convencional en nuestro análisis se encuentra

¹⁷ Los resultados de los tests de media se encuentran en el anexo.

en un valor intermedio. En el estudio de Assefa et al. (2013) se reporta estimaciones del índice de Lerner para 362 IMFs en 73 países, bajo el supuesto de completa eficiencia en el periodo 1995-2008. El promedio para las IMFs latinoamericanas reportado es del 61.7%, muy por encima de nuestra estimación para el caso peruano.

Jopén (2013) reportó índices de Lerner convencionales para la banca peruana distinguiendo entre bancos grandes y pequeños. Sus estimaciones para el 2010, indican que los bancos grandes exhibían un margen de más de 60% mientras que, los bancos pequeños, de más de 45%. Love y Martínez Pería (2014) en su estudio sobre acceso al crédito y competencia para 53 países, reportan índices de Lerner para los bancos en el Perú en el periodo 2001-2009, los cuales se sitúan entre 17% y 35.4%.

Estos resultados indican que, el poder de mercado en el sector microfinanciero peruano se redujo significativamente entre el 2003 y el 2014. Este periodo estuvo caracterizado por una serie de cambios en la regulación, que incentivaron la competencia entre IMFs, y por la disminución de la concentración del mercado (véase gráfico 2). La mayor competencia observada en el sector, obligó a las IMFs menos eficientes a salir del mercado a través de procesos de fusiones y/o absorciones y, propició el crecimiento y el cambio de naturaleza institucional de las IMFs más exitosas, tal como fue mencionado en la sección 4. Como consecuencia de estas transformaciones en la estructura del sector, a partir del 2015 se revierte la tendencia decreciente del poder de mercado y su concentración.

Esta dinámica observada en el sector microfinanciero peruano revela que, si bien los cambios regulatorios introducidos tuvieron el resultado deseado que intensificó la competencia entre las IMFs durante más de una década, con la reducción de su poder de mercado e importantes ganancias de eficiencia, los cambios producidos en la estructura del sector, consecuencia de esa mayor competencia, han generado una mayor concentración del mercado y una reversión en la tendencia decreciente del poder de mercado hacia el final del periodo analizado. Es decir, en este caso, la mayor concentración en el mercado microcrediticio peruano va de la mano con un aumento del poder de mercado de las IMFs. El crecimiento del poder de mercado observado al final del periodo, que probablemente se mantenga hasta la actualidad, revela también que, las ganancias de eficiencia que se siguen obteniendo, no se están trasladando a los clientes en forma de menores tasas cobradas por los créditos, sino que están favoreciendo a las IMFs al permitirles obtener un mayor margen de precio sobre su costo marginal.

Por lo tanto, en términos de recomendaciones de política económica debe decirse lo siguiente: las autoridades encargadas de regular el sector, sobretudo de incentivar la competencia entre las IMFs, están llamadas a observar y a mantener atención con las transformaciones en la estructura del mercado que se producen como consecuencia de una mayor competencia porque éstas pueden generar mayor concentración del mercado, acompañada del aumento en el poder de mercado de las IMFs, basado en ganancias de eficiencia que no se están trasladando a los clientes en forma de menores precios. Y es que la estructura de un mercado no es estática sino dinámica y en el caso del sector microfinanciero peruano, la evidencia sugiere que el desarrollo de la competencia entre IMFs

a la larga, termina generando concentración en el mercado y mayor poder de mercado para las entidades que son más eficientes.

La tabla 3 presenta los resultados de la estimación de la ecuación (17). Se realizaron estimaciones tanto con el IL convencional como con el IL ajustado por eficiencia. Asimismo, estimó por efectos fijos, así como por variables instrumentales, a fin de evaluar la robustez de los resultados a distintas medidas del poder de mercado y del método de estimación.

Tabla 3. Resultados de la estimación de los determinantes del poder de mercado

Variables	Efectos fijos		Variables instrumentales	
	IL	IL _{AJ}	IL	IL _{AJ}
IHH	-2.98e-05 (7.46e-05)	6.84e-05* (3.38e-05)	-3.37e-05 (7.96e-05)	7.82e-05** (3.42e-05)
log_activo	-0.348** (0.148)	-0.538*** (0.0637)	-0.330** (0.136)	-0.531*** (0.0591)
log_activo_cuadrado	0.0162** (0.00658)	0.0215*** (0.00282)	0.0154** (0.00609)	0.0210*** (0.00262)
creditos_gdp	-4.750*** (1.600)	-4.601*** (0.787)	-4.761*** (1.614)	-4.492*** (0.759)
morosidad	-0.00673** (0.00267)	-0.00372* (0.00208)	-0.00504** (0.00255)	-0.00296 (0.00212)
efi_cost	0.672** (0.261)	0.108 (0.0977)	1.035*** (0.395)	0.269* (0.147)
efi_profit	0.368*** (0.0510)	-0.175 (0.112)	0.363*** (0.0464)	-0.159 (0.103)
part_i_s_f	-0.0151*** (0.00328)	0.00208** (0.000948)	-0.0135*** (0.00344)	0.00278** (0.00110)
cuota_mercado	-0.0129** (0.00545)	-0.0110*** (0.00244)	-0.0132** (0.00592)	-0.0113*** (0.00245)
var_12_pbi_no_primario	0.00460*** (0.00162)	0.00282*** (0.000726)	0.00503*** (0.00168)	0.00314*** (0.000720)
merge_bank	0.0885*** (0.0235)	0.0278 (0.0381)	0.0946*** (0.0219)	0.0328 (0.0355)
D_RB	0.0581* (0.0303)	-0.00937 (0.0349)	0.0563** (0.0278)	-0.00830 (0.0320)
Constante	1.452* (0.812)	4.025*** (0.406)	1.025 (0.693)	3.823*** (0.383)
Número de obs.	5,574	5,574	5,394	5,394
R ²	0.498	0.750		

Errores estándar robustos entre paréntesis

* Significativo al 10%

** Significativo al 5%

*** Significativo al 1%

La concentración en el mercado registró coeficientes no significativos en la estimación con el IL convencional, ya sea que se estime con un modelo de efectos fijos o que se estime con variables instrumentales. Sin embargo, cuando se emplea el IL ajustado por eficiencia, los coeficientes estimados -sea con efectos fijos o variables instrumentales- son positivos y estadísticamente significativos. Este resultado indica que, cuando la medida del poder de mercado se ajusta para incorporar los efectos de la ineficiencia con las que operan las IMFs, se encuentra que un incremento de la concentración genera un incremento del poder de mercado de las IMFs.

El tamaño de la IMFs, aproximado por el logaritmo de su activo, tiene un efecto negativo y significativo sobre el poder de mercado en todas las ecuaciones estimadas. Asimismo, se encontró que el coeficiente asociado al cuadrado del tamaño de la entidad es significativo y

positivo, con lo cual se constata la existencia de una relación no lineal entre el poder de mercado y el tamaño de la institución microfinanciera. Es decir, las IMFs más pequeñas y las más grandes, tienen mayor poder de mercado. Este resultado es similar al encontrado por Fernández de Guevara y Maudos (2007), en su análisis para la banca española. El mayor poder de mercado de las IMFs pequeñas puede explicarse porque al tener una actuación más localizada, pueden ejercer una posición dominante en su área de acción, mientras que, en el caso de las más grandes, su mayor poder de mercado se debe a la explotación de sus economías de escala.

El cociente entre los créditos totales de las IMFs y el PBI no primario, que aproxima la elasticidad de la demanda total de microcréditos, presenta coeficientes negativos y estadísticamente significativos en todas las ecuaciones estimadas, tal como lo predice el modelo teórico. Es decir, cuanto mayor la elasticidad de la demanda por microcréditos, menor es el poder de mercado de las IMFs. Este resultado es robusto ya que se mantiene cualquiera sea el IL o el método de estimación empleado.

La morosidad, indicador del riesgo de impago, tiene en todas las estimaciones un coeficiente negativo y significativo, con excepción de la estimación por variables instrumentales con el índice de Lerner ajustado por eficiencia. Es decir, en términos de los valores observados del poder de mercado, se comprueba que el riesgo de impago afecta negativamente el poder de mercado tal como lo predice la teoría.

Los resultados obtenidos muestran que cuanto más eficiente en costos las IMFs, mayor es su poder de mercado. Este hallazgo es robusto a la medida de poder de mercado empleada y cuando se corrige por endogeneidad la estimación, es decir, cuando se estima correctamente los coeficientes de la relación entre la eficiencia en costos y el poder de mercado. Esta evidencia nos permite afirmar que, las ganancias de eficiencia en costos generan mayor poder de mercado en las IMFs con lo cual, se verifica el cumplimiento de la Hipótesis de Estructura Eficiente según la cual, las entidades más eficientes en la minimización de sus costos de producción son las que obtienen un mayor poder de mercado. Por lo tanto, la eficiencia en costos, es un importante determinante del poder de mercado de las IMFs peruanas.

En relación a la eficiencia en beneficios, que mide otro aspecto de la conducta eficiente de las entidades microfinancieras, sólo se obtuvieron resultados significativos y con el signo correcto, en la estimación con el índice de Lerner convencional. Este hallazgo muestra que, efectivamente, las IMFs más eficientes para alcanzar máximos beneficios, son también las que tienen mayor poder de mercado aun cuando la medida de éste, no incorpora la ineficiencia con la actúan algunas entidades.

En cuanto al efecto de la elasticidad de la demanda de préstamos de la IMF, aproximada por la participación de los ingresos financieros por servicios distintos de los créditos en el total de ingresos financieros, se encuentran que, los coeficientes estimados si bien son todos significativos, presentan signos distintos dependiendo de la medida de poder de mercado. Con el índice de Lerner convencional el signo es negativo tal como lo predice la teoría; sin

embargo, con el índice de Lerner ajustado por eficiencia, presentan un signo positivo, contrario a lo esperado. Por tanto, este resultado no es robusto y no conclusivo.

La cuota de mercado presenta coeficientes con signo negativo y significativo en todas las estimaciones. Este resultado no es consistente con lo esperado según la Hipótesis de Estructura Eficiente, según la cual, las firmas más eficientes son las que exhiben un mayor poder de mercado y una mayor cuota de mercado. Sin embargo, este resultado inesperado podría interpretarse de forma alternativa al considerar que la intensificación inicial de la competencia por clientes entre las entidades, las llevó a bajar sus precios reduciendo de esta manera su poder de mercado y permitirles de esta manera, mayor posición en el mercado.

La variación del nivel de actividad, medida con el cambio porcentual anual del PBI no primario, presenta coeficientes positivos y estadísticamente significativos en todas las ecuaciones estimadas. Este resultado confirma de manera robusta que, durante fases de expansión del nivel de actividad, el poder de mercado de las IMFs peruanas se incrementa.

Los procesos de fusiones y/o absorciones o cambios de naturaleza institucional, sólo tienen coeficientes positivos y significativos cuando las estimaciones se realizan con el índice de Lerner convencional. Es decir, realizar el análisis con la medida de poder de mercado observada, ofrece indicios de que aquellas entidades que se fusionaron o fueron absorbidas por otras, así como aquellas que modificaron su naturaleza institucional para convertirse en entidades de mayor tamaño con una oferta mayor de servicios, vieron incrementado su poder de mercado.

Finalmente, los coeficientes estimados del vínculo entre algunas IMFs con bancos comerciales sólo son significativos y positivos con el índice de Lerner convencional. Aunque este resultado no es robusto a la medida de poder de mercado empleada, arroja indicios de que las IMFs vinculadas a bancos comerciales, través de su propiedad, gozarían de mayor poder de mercado.

7. Conclusiones

La actividad microfinanciera en el Perú se expandió significativamente durante los años 2000. Los factores que contribuyeron a ese crecimiento fueron, el favorable entorno macroeconómico de la economía peruana durante casi toda la década del 2000 y los cambios en el marco regulatorio que promovieron la competencia entre IMFs, así como, importantes cambios en la estructura del mercado a través de procesos de fusiones, adquisiciones y cambios de naturaleza institucional que afectaron la concentración en el sector. Dado este contexto, este estudio se analiza la evolución y los factores determinantes del poder de mercado en el sector regulado de microfinanzas en el Perú el periodo enero 2003 – junio 2016 con información de un amplio panel de IMFs.

El análisis de la evolución del poder de mercado se realizó a partir de la estimación del índice de Lerner, de manera convencional y ajustándolo para tomar en cuenta posibles ineficiencias en costos y en beneficios en las que incurren las IMFs. Los resultados indican

que, el índice de Lerner ajustado por eficiencia promedio es, aproximadamente el doble del índice de Lerner calculado de manera convencional con lo cual, se confirma que no tomar en cuenta la ineficiencia con la que operan las IMFs, conduce a una subestimación de su poder de mercado. Ambos índices siguen una tendencia decreciente hasta el 2014, indicando con ello que el poder de mercado en el sector regulado de microfinanzas peruanas se redujo de manera significativa por más de una década. A partir del 2015 y hasta el final del periodo en análisis, esta tendencia decreciente se revierte, observándose un significativo crecimiento del poder de mercado de las IMFs peruanas. Este punto de quiebre en la tendencia del poder de mercado coincide con un incremento significativo de la concentración en el mercado producto de la fusión de dos de las más grandes IMFs. Este hallazgo sugiere que, si bien los cambios introducidos en el marco regulatorio para promover la competencia en el mercado microfinanciero dieron inicialmente los resultados esperados, la dinámica seguida por la estructura del mercado condujo a una mayor concentración y menor competencia.

En base a un modelo teórico se derivó un conjunto de variables determinantes del poder de mercado. Asimismo, se incorporaron variables de control para tomar en cuenta algunas características de las IMFs (como su nivel de eficiencia, su participación de mercado, su vínculo con la banca comercial), el entorno macroeconómico (el nivel de actividad) y las fusiones, adquisiciones, así como, los cambios en el formato institucional de algunas IMFs en el análisis de los determinantes del poder de mercado. La evaluación cuantitativa de los determinantes del poder de mercado de las IMFs se realizó tomando en cuenta la endogeneidad de la eficiencia debido a la doble causalidad existente entre ésta y el poder de mercado.

Los resultados sobre el análisis de los determinantes del poder de mercado de las IMF peruanas muestran que, las entidades con mayor eficiencia en costos tienen mayor poder de mercado; las IMFs más grandes y más pequeñas gozan de mayor poder de mercado, confirmándose por ello, una relación no lineal entre el tamaño de las entidades microfinancieras y su poder de mercado; el ciclo expansivo de la actividad económica genera un mayor poder de mercado en el sector; mientras que, cuanto más elástica es la demanda total de microcréditos en la economía, menor es el poder de mercado de las IMFs.

Se encontró también que, cuanto mayor es la concentración del mercado, mayor es el poder de mercado de las IMFs cuando se toma en cuenta el efecto de la ineficiencia de las IMFs sobre la medición del poder de mercado.

Las IMFs más eficientes para maximizar sus beneficios son las que presentan mayor poder de mercado y, la morosidad afecta negativamente el poder de mercado de las IMFs, en ambos casos cuando medimos éste con el índice de Lerner convencional.

La cuota de mercado también explica de manera significativa el poder de mercado. Las IMFs con mayor participación en el mercado tienen a su vez, menor poder de mercado. Este resultado poco intuitivo puede explicarse porque con el desarrollo inicial de la competencia las IMFs se vieron obligadas a bajar sus precios mientras que a la par se producían cambios

importantes en la estructura del sector, incrementando la participación de mercado de las IMFs más consolidadas.

Los procesos de fusiones, adquisiciones o cambio de naturaleza institucional así como, la relación que algunas IMFs mantienen con bancos comerciales a través de su estructura de propiedad, han elevado el poder de mercado observado de las IMFs. Finalmente, no se encontró evidencia concluyente acerca del efecto que tiene la elasticidad de la demanda de microcréditos que enfrenta cada IMF.

La evidencia aquí presentada permite decir que, luego de que los esfuerzos hechos desde la regulación para promover un mercado de microcréditos más competitivo, consiguieran elevar la competencia entre las IMFs por más de una década -con una significativa reducción de su poder de mercado-, la dinámica seguida por el mercado ha configurado un escenario de mayor concentración y poder de mercado, con importantes ganancias de eficiencia. Por lo tanto, corresponde a las autoridades vinculadas con el sector la implementación de nuevas medidas de política económica para evitar que la concentración revierta el desarrollo alcanzado en la competencia; para hacer que las ganancias de eficiencia se conviertan en barreras de entrada de nuevos competidores al mercado y, para promover más bien, que estas ganancias sean trasladadas a los consumidores finales en forma de menores tasas de interés con el consecuente aumento del bienestar social. En este sentido, una política de control y supervisión de fusiones puede resultar conveniente.

Referencias bibliográficas

Aboagye, Q. A., Akoena, S. K., Antwi-asare, T., & Gockel, A. F. (2008). Explaining the market power of Ghanaian banks. *South African Journal of Economics*, 76(4), 569-585.

Anzoátegui, D., Pería, M. S. M., & Melecky, M. (2012). Bank competition in Russia: An examination at different levels of aggregation. *Emerging Markets Review*, 13(1), 42-57.

Angelini, P., & Cetorelli, N. (2003). The effects of regulatory reform on competition in the banking industry. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(5), 663-684.

Assefa, E., Hermes, N., & Meesters, A. (2013). Competition and the performance of microfinance institutions. *Applied Financial Economics*, 23(9), 767-782.

Baum, C. F., M. E. Schaffer, y S. Stillman. (2007). Enhanced routines for instrumental variables/generalized method of moments estimation and testing. *Stata Journal* 7(4), 465–506.

Belotti, F., Daidone, S., Ilardi, G., y V. Atella. (2013). Stochastic frontier analysis using Stata. *Stata Journal* 13 (4), 719–758.

Benston, G. J., Hanweck, G. A., & Humphrey, D. B. (1982). Scale economies in banking: A restructuring and reassessment. *Journal of money, credit and banking*, 14(4), 435-456.

- Berger, A. N., & Hannan, T. H. (1998). The efficiency cost of market power in the banking industry: A test of the "quiet life" and related hypotheses. *Review of Economics and Statistics*, 80(3), 454-465.
- Berger, A. N., & Mester, L. J. (1997). Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions?. *Journal of banking & finance*, 21(7), 895-947.
- Corvoisier, S., & Gropp, R. (2002). Bank concentration and retail interest rates. *Journal of Banking & Finance*, 26(11), 2155-2189.
- Delis, M. D. (2012). Bank competition, financial reform, and institutions: The importance of being developed. *Journal of Development Economics*, 97(2), 450-465.
- Demsetz, H. (1973). Industry structure, market rivalry, and public policy. *The Journal of Law and Economics*, 16(1), 1-9.
- Fernández de Guevara, J., Maudos, J., & Perez, F. (2005). Market power in European banking sectors. *Journal of Financial Services Research*, 27(2), 109-137.
- Fernández De Guevara, J., & Maudos, J. (2007). Explanatory factors of market power in the banking system. *The Manchester School*, 75(3), 275-296.
- Fungáčová, Z., Solanko, L., & Weill, L. (2010). Market power in the Russian banking industry. *Economie internationale*, (4), 127-145.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis*. Pearson Education India.
- Greene, W. (2005). Fixed and random effects in stochastic frontier models. *Journal of productivity analysis*, 23(1), 7-32.
- Jopén, G. (2013). Poder de mercado, intermediación financiera y banca: un enfoque de organización industrial. *Economía*, 36(71), 75.
- Humphrey, D. B., & Pulley, L. B. (1997). Banks' responses to deregulation: Profits, technology, and efficiency. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 73-93.
- Lerner, A. P. (1934). The Concept of Monopoly and the Measurement of Monopoly Power. *The Review of Economic Studies*, 1(3), 157-175
- Love, I., & Martínez Pería, M. S. (2014). How bank competition affects firms' access to finance. *The World Bank Economic Review*, 29(3), 413-448.
- Kar, A. K. (2016). Measuring competition in microfinance markets: a new approach. *International Review of Applied Economics*, 30(4), 423-440.
- Kar, A. K., & Bali Swain, R. (2018). Are microfinance markets monopolistic?. *Applied Economics*, 50(1), 1-14.

Koetter, M., Kolari, J. W., & Spierdijk, L. (2012). Enjoying the quiet life under deregulation? Evidence from adjusted Lerner indices for US banks. *Review of Economics and Statistics*, 94(2), 462-480.

Kumbhakar, S. C., & Lovell, C. K. (2003). *Stochastic frontier analysis*. Cambridge university press.

Mayorca, E. & Aguilar, G. (2016). Competencia y calidad de cartera en el mercado microfinanciero peruano, 2003-2015*/Competition and loan portfolio quality in the Peruvian microfinance market, 2003-2015. *Economía*, 39(78), 67.

Solis, L., & Maudos, J. (2008). The social costs of bank market power: Evidence from Mexico. *Journal of Comparative Economics*, 36(3), 467-488.

Superintendencia de Bancos, Seguros y Administradoras de Fondos de Pensiones (SBS). (2002). Resolución SBS N° 1276-2002. Lima: Superintendencia de Banca, Seguros y AFPs - SBS.

Superintendencia de Bancos, Seguros y Administradoras de Fondos de Pensiones (SBS). (2002). Memoria Anual 2002. Lima: Superintendencia de Banca, Seguros y AFPs - SBS.

Tan, Y., & Floros, C. (2013). Market power, stability and performance in the Chinese banking industry. *Economic Issues*, 18(2), 65-89.

Turk, R. (2010). On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries. *Journal of banking & Finance*, 34(4), 765-775.

Anexos

Test de Hausman para la estimación de la ecuación 12

chi2(20) = 66.50

Prob>chi2 = 0.00

Tabla A1. Resultados de la estimación de la ecuación de costos translogarítmica

Variable dependiente	ln_CT
Variables	Coeficientes
lny	0.771*** (0.157)
lnp ₁	-2.558*** (0.490)
lnp ₂	0.536 (0.549)
lnp ₃	3.266*** (0.682)
lnp ₄	-0.244 (0.210)
lny ²	0.0184 (0.0153)
lnp ₁ ²	-0.0632 (0.182)
lnp ₂ ²	0.0791*** (0.0198)
lnp ₃ ²	-1.196** (0.583)
lnp ₄ ²	0.0569*** (0.0136)
lnp ₁ *lnp ₂	0.111 (0.152)
lnp ₁ *lnp ₃	0.971*** (0.124)
lnp ₁ *lnp ₄	-0.138*** (0.0387)
lnp ₂ *lnp ₃	-0.465* (0.260)
lnp ₂ *lnp ₄	0.00282 (0.0286)
lnp ₃ *lnp ₄	0.0795 (0.0750)
lny*lnp ₁	0.0252 (0.0235)
lny*lnp ₂	0.0474 (0.0331)
lny*lnp ₃	-0.104*** (0.0259)
lny*lnp ₄	0.0312*** (0.00730)
T	0.0182*** (0.00461)
T ²	3.05e-05** (1.34e-05)
T*lny	-0.00126*** (0.000357)
T*lnp ₁	0.00595*** (0.00104)
T*lnp ₂	-0.00284 (0.00212)
T*lnp ₃	-0.00397** (0.00196)
T*lnp ₄	0.000860* (0.000478)
DF	0.793 (0.518)

DF*lny	-0.0458 (0.0341)
DF*lnp ₁	0.165* (0.0975)
DF*lnp ₂	0.196* (0.109)
DF*lnp ₃	-0.239** (0.0989)
DF*lnp ₄	-0.121*** (0.0286)
DF*T	-0.00101 (0.00104)
Constante	-2.038** (0.803)
Número de obs.	5,574
F	F(27; 5509)= 11,983.46**

Errores estándar robustos entre paréntesis

* Significativo al 10%

** Significativo al 5%

*** Significativo al 1%

Tabla A2. Resultados de la estimación de la frontera de costos

Variable dependiente	$\ln\left(\frac{CT}{p_1}\right)$
Variables	Coefficientes
lny	0.897*** (0.165)
lny ²	0.00354 (0.0154)
ln(p ₂ /p ₁)	0.109 (0.339)
ln(p ₃ /p ₁)	2.215*** (0.200)
ln(p ₄ /p ₁)	-0.357*** (0.101)
0.5*(ln(p ₁ /p ₂)) ²	0.0917*** (0.0153)
0.5*(ln(p ₁ /p ₃)) ²	-0.360*** (0.137)
0.5*(ln(p ₁ /p ₄)) ²	0.0444*** (0.0141)
ln(p ₁ /p ₂)*ln(p ₁ /p ₃)	-0.252*** (0.0825)
ln(p ₁ /p ₃)*ln(p ₁ /p ₄)	0.122** (0.0522)
ln(p ₁ /p ₂)*ln(p ₁ /p ₄)	0.0224 (0.0341)
lny*ln(p ₂ /p ₁)	0.0375 (0.0293)
lny*ln(p ₃ /p ₁)	-0.115*** (0.0239)
lny*ln(p ₄ /p ₁)	0.0369*** (0.00742)
T	0.0161*** (0.00350)
T ²	1.63e-05 (1.38e-05)
T*lny	-0.00104*** (0.000284)
T*ln(p ₂ /p ₁)	-0.00149 (0.000940)
T*ln(p ₃ /p ₁)	-0.00256* (0.00149)
T*ln(p ₄ /p ₁)	0.00107** (0.000545)
DF	0.366 (0.465)
DF*lny	-0.00379 (0.0291)

DF*T	-0.00116 (0.00122)
DF* ln(p ₂ /p ₁)	0.251** (0.107)
DF*ln(p ₃ /p ₁)	-0.287*** (0.105)
DF* ln(p ₄ /p ₁)	-0.148*** (0.0269)
Usigma	-3.753*** (0.303)
Vsigma	-5.105*** (0.315)
σ_u	0.1531*** (0.0231)
σ_v	0.0778*** (0.0123)
$\lambda = \sigma_u/\sigma_v$	1.9658*** (0.0309)
Log-likelihood	3981.6151
Número de obs.	5,574

Errores estándar robustos entre paréntesis

* Significativo al 10%

** Significativo al 5%

*** Significativo al 1%

Tabla A3. Resultados de la estimación de la frontera de beneficios

Variable dependiente	lnBT
Variable	Coefficiente
lny	-0.569*** (0.215)
lnp ₁	-1.096* (0.571)
lnp ₂	0.838** (0.327)
lnp ₃	2.029 (1.547)
lnp ₄	0.0170 (0.140)
lny ²	0.0616** (0.0272)
lnp ₁ ²	0.0860* (0.0468)
lnp ₂ ²	-0.0104 (0.00805)
lnp ₃ ²	-1.126** (0.503)
lnp ₄ ²	0.00153 (0.00414)
lnp ₁ *lnp ₂	-0.102** (0.0402)
lnp ₁ *lnp ₃	0.290 (0.182)
lnp ₁ *lnp ₄	0.0244 (0.0274)
lnp ₂ *lnp ₃	-0.0909 (0.103)
lnp ₂ *lnp ₄	-0.0212 (0.0224)
lnp ₃ *lnp ₄	0.0268 (0.0307)
lny*lnp ₁	0.0428*** (0.0150)
lny*lnp ₂	-0.0452*** (0.0142)
lny*lnp ₃	0.0170 (0.0302)
lny*lnp ₄	-0.00877

	(0.00823)
T	0.00472
	(0.00983)
T ²	-1.18e-05
	(1.11e-05)
T*lny	-3.64e-05
	(0.000476)
T*lnp ₁	0.00151
	(0.000926)
T*lnp ₂	-0.000676
	(0.000513)
T*lnp ₃	-0.00414
	(0.00255)
T*lnp ₄	0.000319
	(0.000265)
DF	-1.986
	(2.945)
DF*lny	0.0380
	(0.241)
DF*lnp ₁	-0.339
	(0.385)
DF*lnp ₂	0.355
	(0.278)
DF*lnp ₃	0.302
	(0.447)
DF*lnp ₄	0.0701
	(0.0667)
DF*T	0.00642***
	(0.00230)
<hr/>	
Usigma	-3.181***
	(0.510)
Vsigma	-9.336***
	(2.548)
σ _u	0.2037***
	(0.0519)
σ _v	0.0093
	(0.0119)
λ = σ _u /σ _v	21.6992***
	(0.0614)
Log-likelihood	4681.0388
<hr/>	
Número de obs.	5,574
<hr/>	
Errores estándar robustos entre paréntesis	
* Significativo al 10%	
** Significativo al 5%	
*** Significativo al 1%	

T test para igualdad de medias del IL convencional y el IL ajustado de una entidad promedio del mercado.

Ho: mean(diff) = 0 t = 50.1118
 Ha: mean(diff) < 0 Ha: mean(diff) ≠ 0 Ha: mean(diff) > 0
 Pr(T < t) = 1.0000 Pr(|T| > |t|) = 0.0000 Pr(T > t) = 0.0000

Tabla A4. Test de exogeneidad y relevancia de instrumentos

Variable dependiente	IL	IL _{AJ}	IL	IL _{AJ}	IL	IL _{AJ}
Variable endógena						
efi_cost	x	X			x	x
efi_profit	x	X	X	x		

Instrumento						
Efi_cost_lag_5	x	x			x	x
Efi_profit_lag_5	x	x	x	x		
GMM distance tests of exogeneity						
p-value	0.1264	0.1623	0.935	0.4539	0.052	0.0599
First-stage diagnostics						
Efi_cost_lag_5						
Shea Partial-R2	0.3982	0.3982	-	-	0.398	0.398
F-statistic	70.91	70.91	-	-	140.12	140.12
p-value	0	0	-	-	0	0
Efi_profit_lag_5						
Shea Partial-R2	0.6533	0.6533	0.6528	0.6528	-	-
F-statistic	1058.61	1058.61	1327.53	1327.53	-	-
p-value	0	0	0	0	-	-

ÚLTIMAS PUBLICACIONES DE LOS PROFESORES DEL DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

▪ Libros

Waldo Mendoza

2017 *Macroeconomía Intermedia para América Latina. Tercera edición actualizada y Aumentada.*

César Guadalupe, Juan León, José S. Rodríguez y Silvana Vargas

2017 *Estado de la educación en el Perú, Análisis y perspectivas de la educación.*

Adolfo Figueroa

2017 *Economics of the Anthropocene Age.* Palgrave Macmillan.

Adolfo Figueroa y Richard Web

2017 *Distribución del ingreso en el Perú.* Lima, Instituto de Estudios Peruanos.

Alfredo Dammert y Raúl García

2017 *Economía de la energía.* Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Mario D. Tello

2017 *La productividad total de factores agregada en el Perú. Nacional y Departamental.* Lima, Instituto Nacional de Estadística e Informática.

Félix Jiménez

2017 *Veinticinco años de modernización neocolonial: Críticas de las políticas neoliberales en el Perú.* Lima, Instituto de Estudios Peruanos.

Carlos Contreras y Elizabeth Hernández (editores)

2017 *Historia económica del norte peruano. Señoríos, haciendas y minas en el espacio regional.* Lima, Banco Central de Reserva del Perú e Instituto de Estudios Peruanos.

José Rodríguez y Pedro Francke (editores)

2017 *Exclusión e inclusión social en el Perú. Logros y desafíos para el desarrollo.* Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Iván Rivera

2017 *Principios de Macroeconomía. Un enfoque de sentido común.* Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Ismael Muñoz, Marcial Blondet y Gonzalo Gamio (Editores).

2017 *Ética, agencia y desarrollo humano. V Conferencia de la Asociación Latinoamericana y del Caribe para el Desarrollo Humano y el Enfoque de Capacidades.* Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

Waldo Mendoza y Janneth Leyva

2017 *La economía del VRAEM. Diagnósticos y opciones de política.* Lima, USAID-CIES.

Félix Jiménez

2017 *Macroeconomía. Enfoques y modelos*. Lima, Editorial Macro.

Máximo Vega-Centeno

2017 *Ética y deontología*. Lima, Fondo Editorial, Pontificia Universidad Católica del Perú.

▪ *Documentos de Trabajo*

- No. 452 “Inmigración masiva, salarios reales y empleo: un modelo keynesiano”. Oscar Dancourt, Febrero, 2018
- No. 451 “Dimensiones espaciales del crimen en Lima Metropolitana”. Javier Herrera Zuñiga y Carmen Armas Montalvo, Febrero, 2018
- No. 450 “¿Qué hubiera pasado en 2014-2016 si..? Un modelo macroeconómico para el Perú”. Rodolfo Cermeño, Oscar Dancourt, Gustavo Ganiko y Waldo Mendoza, Enero, 2018.
- No. 449 “Derecho a la salud, cáncer y política fiscal en el Perú”. Pedro Francke, Enero 2018.
- No. 448 “Effect of the Juntos social program on female labor supply in Peru “. Luis García y Erika Collantes, Diciembre, 2017
- No. 447 “El derecho a la educación intercultural bilingüe y la política fiscal en Perú”. Luis García y Erika Collantes, Noviembre, 2017.
- No. 446 “Cambio técnico en el sector regulado de la microfinanzas peruanas: 2003-2015”. Giovanna Aguilar y Jhonatan Portilla. Octubre, 2017.
- No. 445 “Teaching Modern Macroeconomics in the Mundell-Fleming Language: The IS-MR-UIP-AD-AS Model”. Waldo Mendoza Bellido. Setiembre, 2017.
- No. 444 “La experiencia de la Banca de Desarrollo en el Perú: 1990-2015”. Oscar Dancourt Masías y Renzo Jiménez Sotelo. Agosto, 2017.
- No. 443 “Teaching Modern Macroeconomics in the Traditional Language: The IS-MR-AD-AS Model”. Waldo Mendoza Bellido. Julio, 2017.
- No. 442 “Has the Gender Wage Gap been Reduced during the ‘Peruvian Growth Miracle?’ A Distributional Approach”. Juan Manuel del Pozo Segura. Julio, 2017.
- No. 441 “Crecimiento y desindustrialización prematura en Perú. Un análisis Kaldoriano”. Félix Jiménez. Junio, 2017.
- No. 440 “La economía de PPK. Promesas y resultados: la distancia que los separa”. Waldo Mendoza Bellido y Erika Collantes Goicochea. Mayo, 2017.

No. 439 “¿Es la educación un mecanismo de salida hacia mejores ocupaciones para las trabajadoras del hogar?” Cecilia Garavito. Mayo, 2017.

▪ *Materiales de Enseñanza*

No. 2 “Macroeconomía: Enfoques y modelos. Ejercicios resueltos”. Felix Jiménez. Marzo, 2016.

No. 1 “Introducción a la teoría del Equilibrio General”. Alejandro Lugon. Octubre, 2015.

Departamento de Economía - Pontificia Universidad Católica del Perú
Av. Universitaria 1801, Lima 32 – Perú.
Telf. 626-2000 anexos 4950 - 4951
<http://departamento.pucp.edu.pe/economia/>