

Análisis comparativo de la eficiencia de las instituciones micro financieras en América Latina; una evaluación mediante la envolvente de datos (DEA)*

Comparative Analysis of the Efficiency of Microfinancial Institutions in Latin America; A Data Envelopment Analysis (DEA)

*Antonio Kido-Cruz^{**}, Alberto Ortiz Zavala^{***} y María Teresa Kido-Cruz^{****}*

RESUMEN

El presente trabajo tiene como objetivo EVALUAR la eficiencia técnica de las instituciones de micro finanzas en América Latina, utilizando métodos paramétricos y no paramétricos y mostrar cuáles son las instituciones más eficientes. Se utilizó el modelo paramétrico de la frontera estocástica (SFA, por sus siglas en inglés) y el método determinístico del Análisis de la Envolvente de Datos (DEA, por sus siglas en inglés). Así mismo, se realizó un análisis de regresión lineal Tobit para conocer los determinantes de las ineficiencias en estas instituciones. Se analizan datos proporcionados por el Banco Mundial, 2019, los cuales son los datos más recientes. Los resultados muestran que es posible conocer la eficiencia técnica promedio de las instituciones, así como también determinar que las variables, que son el número de personas contratadas, gastos de operación, gastos en sueldos, como *inputs*, y el número de créditos pendientes de cobro, inciden en la determinación de la eficiencia.

Palabras clave: Banca social, eficiencia, tipo de propiedad, DEA, micro finanzas.

Clasificación JEL: C14.

ABSTRACT

The objective of this paper is to evaluate the technical efficiency of microfinance institutions in Latin America, using parametric and non-parametric methods, and show which institutions are the most efficient. The stochastic frontier model (SFA) and the deterministic method of Data Envelopment Analysis (DEA) were used. Likewise, a Tobit linear regression analysis was carried out to identify the determinants of inefficiencies in the institutions. Data provided by the World Bank, from 2019, which is the most recent data, is analyzed. The results show that it is possible to find out the average technical efficiency of institutions, as well as determine that variables, which are the number of people hired, operating expenses, salary expenses, as well as inputs and the number of outstanding credits, affect efficiency determination.

Keywords: Social banking, efficiency, type of property, DEA, microfinance

JEL classification: C14

* Fecha de recepción: 13/05/2021. Fecha de aceptación: 28/05/2022.

** Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, México. E-mail: akido42@hotmail.com. ORCID: 0000-0003-4949-813X.

*** Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, México. E-mail: 1650943d@umich.mx. ORCID: 0000-0001-5510-1536.

**** Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, México. E-mail: terekido@hotmail.com. ORCID: 0000-0003-2306-910X.

INTRODUCCIÓN

El estudio y concepto de micro finanzas tiene sus antecedentes desde el siglo XVIII, en Francia, donde un grupo de individuos, aproximadamente 20 personas, aportaban ahorros y capital de forma mensual entregando, en cada ocasión diferente, el monto ahorrado a un determinado individuo de forma alternada; esto con el fin de que el beneficiario obtuviera cierto capital en un determinado momento. También existe el antecedente histórico, en Irlanda en el siglo XIX, donde la institución dirigida por Jonathan Swift entregaba 10 libras en préstamo a algunos individuos, con el fin de que lo devolvieran a Swift en cinco meses. En Pakistán, en el siglo XX, se desarrolla en zonas rurales, organizaciones pequeñas que otorgan créditos a personas de escasos recursos, con el fin de que utilicen pequeños capitales en la mejora de sus cultivos (Michell y Toporowski, 2012).

El estudio de la eficiencia en Instituciones de Micro Finanzas (IMFs), en su concepto contemporáneo, como lo conocemos hoy en el mundo, tiene al menos ya cinco décadas, desde el inicio de actividades de microcrédito en Bangladesh (Sultán *et al.*, 2017) y todavía sigue suscitando interés en la comunidad científica. En la década de los 70s, Yunus señaló las atribuciones de este tipo de instituciones, resaltando a éstas como una herramienta que se utiliza para luchar contra la pobreza y organizándose, inicialmente, como Organizaciones No Gubernamentales (ONGs) sin fines de lucro. Posteriormente, estas organizaciones han permitido la participación de la banca comercial tradicional y empresas públicas (Ferrer, 2010).

Durante el siglo XXI, se han movilizado cantidades de ahorros de diversos clientes en diversos países, provocando incrementos en el capital de las IMFs y, por consiguiente, se ha incrementado el número de préstamos otorgados y, en general, se han incrementado diversos aspectos relacionados en las IMFs, con lo que se busca lograr una mayor eficiencia en este tipo de instituciones que involucran a organizaciones civiles sin fines de lucro, con diferentes enfoques regionales, como lo son rurales o urbanos, enfocados, sobre todo, en el sector de inversionistas de bajos recursos (Robinson, 2010).

LAS IMFs EN LATINOAMÉRICA

Las IMFs, en Latinoamérica, tienen sus inicios en Bolivia, Perú y Ecuador, en donde se han establecido este tipo de instituciones como lo son Banco Solidario, Banco Sol, Mi Banco, entre otros. Así como también en México, como lo es Compartamos Banco, Banco Amigo, entre otros. La banca social es un sistema popular que busca un desarrollo, tanto individual, como familiar y comunitario, que busca rentabilidad, como la banca tradicional, pero ésta busca un desarrollo más inclusivo considerando a los sectores que están fuera de la banca comercial, señalando aquí

que aproximadamente 25 por ciento de la población no tiene acceso a dicha banca por su bajo nivel de ingreso y, también, por lo disperso de algunas poblaciones a donde no llegan los bancos tradicionales enfocados en grandes capitales (Zárate, 2010).

Se menciona, como un caso sobresaliente, el caso de Bolivia, donde los prestatarios de las IMFS duplicaron sus ingresos por el beneficio del crédito recibido, logrando con esto, tener un mayor acceso a la atención sanitaria para la familia prestataria, así como un incremento en la escolaridad de los hijos (Campoverde-Campoverde; Romero-Galarza y Borenstein, 2018). A continuación, se presenta el objetivo de esta investigación.

OBJETIVO DE LA INVESTIGACIÓN

La presente investigación tiene tres objetivos. El primero consiste en estimar la eficiencia de las IMFS a través del método paramétrico del análisis de la frontera estocástica y del método no paramétrico del DEA. Una vez estimada esta eficiencia, el segundo consiste en comparar los resultados obtenidos entre los dos métodos empleados. En el tercero, se investigan algunas de las causas o determinantes de la ineficiencia en las instituciones de micro finanzas a través de un análisis de regresión Tobit.

REVISIÓN DE LITERATURA EMPÍRICA

Por el lado metodológico, el análisis de los determinantes de la eficiencia de las IMFS se puede englobar en dos clases: estudios paramétricos, principalmente utilizando métodos estocásticos de frontera, y estudios no paramétricos, como lo es el DEA. Los dos métodos presentan ventajas y limitaciones. Entre las primeras encontramos que los métodos paramétricos permiten contrastar hipótesis teóricas basadas en pruebas estadísticas, incluyendo un término de error en la especificación del modelo empírico que permite descubrir de forma detallada aspectos estadísticos de la información encontrada. Entre las segundas, las desventajas, que se presentan en los métodos no paramétricos, basados en una relación determinada de la función modelada con supuestos más restrictivos de relación bajo hipótesis, se presentan dificultades al aplicar prueba de hipótesis dado que no se presentan propiedades estadísticas (Asmarea y Begashaw, 2018). Por otra parte, aunque los métodos no paramétricos no asumen supuestos tan restrictivos y calculan la frontera eficiente en forma no paramétrica, no incluyen los errores o perturbaciones aleatorias que pueden afectar la selección de variables.

Silva *et al.* (2017) señalan que es una tarea difícil comparar los resultados obtenidos entre estas dos técnicas y que no existen recetas claras para elegir entre una y otra, por lo que sugieren que los modelos deben ser sometidos a pruebas de validez de los resultados.

Con relación a los resultados obtenidos de la eficiencia técnica promedio, bajo métodos paramétricos y no paramétricos, el estudio de Fall *et al.* (2018) señala que la eficiencia promedio de las IMFs ha venido incrementándose a lo largo del tiempo; los métodos no paramétricos obtienen un promedio mayor en la eficiencia que los métodos paramétricos. También se encuentra que los estudios que incluyen un mayor número de insumos y productos en las funciones de producción o intermedia generan una mayor eficiencia promedio que los que usan un menor número; los que usan el modelo de Retornos Variables a Escala (VRS, por sus siglas en inglés) obtienen mayor calificación promedio que los que usan el modelo de Retornos a Escala Constante (CRS, por sus siglas en inglés, también conocido como CCR por los nombres de los autores) (Charnes, Cooper y Rhodes, 1978). Así como también, los que tienen una mayor cantidad de observaciones obtienen una mayor calificación promedio de la eficiencia a los que tienen menor número de unidades observadas. Se reporta que los modelos que usan el procedimiento de función de producción en la elección de insumos y productos estiman mayor eficiencia promedio que los que usan el procedimiento de producción intermedia.

Mlimaand y Hjamalrsson (2002) señalan que, bajo el enfoque de producción, los insumos se definen típicamente en términos de mano de obra, máquinas y materiales, mientras que, bajo el enfoque de intermediación, los insumos se definen como mano de obra, máquinas, depósitos, materiales y otros costos. Aquí utilizaremos el enfoque de función de producción para el año fiscal 2019 por la disponibilidad de datos.

Por último, entre los determinantes que explican la ineficiencia de las IMFs se encuentra el país de origen de la institución y el tipo de organización señalado por Gutiérrez-Nieto *et al.* (2009), el tipo de estructura de propiedad de la organización (Servín *et al.*, 2012), el coeficiente capital/activos implementado en Sinha y Pandey (2019) en función de los gastos y costes realizados como parte del funcionamiento propio de las instituciones micro financieras, los cuales son necesarios para la ejecución de los objetivos de la institución, siendo éstos el otorgamiento de préstamos y servicios financieros en general, así como análisis de la productividad (Bonnicci *et al.*, 2019).

ESPECIFICACIÓN DE HIPÓTESIS

Se presentan tres hipótesis en la presente investigación. La primera tiene que ver con los resultados en la eficiencia global y la eficiencia individual de las IMFS, comparando el método paramétrico del SFA y el método determinístico del DEA. Aquí se sugiere la hipótesis de que ambos métodos proporcionan igual información sobre la eficiencia a nivel global, pero proporcionan diferente información sobre la eficiencia a nivel particular, una vez que se ha constatado la idoneidad de la función de producción en ambos métodos.

Para el análisis de la segunda hipótesis, se considera lo siguiente: el tipo de organización de cada DMU de micro finanzas responde, en parte, al hecho de la prioridad del objetivo a perseguir. Las ONGs y las cooperativas o uniones de crédito pueden estar más orientadas a la finalidad de contribuir a un desarrollo social de sus clientes y, en menor medida, a la consecución de ganancias privadas, mientras que la prioridad de los bancos comerciales es la obtención de los beneficios económicos, dejando en un segundo plano su contribución al desarrollo social. Por lo que nuestra segunda hipótesis se refiere al hecho de que el primer grupo de IMFS (ONGs y Cooperativas/ Uniones de Crédito) presentan menor eficiencia que el segundo grupo (Intermediarios Financieros No Bancario-IFNB y Bancos Comerciales-BC).

Finalmente, la tercera hipótesis consiste en establecer una relación inversa entre la variable relación de activos a capital y la ineficiencia de todas las DMUS de micro finanzas. Esta variable se incluye como una medida de la eficiencia (o la ineficiencia encontrada) de una IMF al dedicar un gran monto de sus activos para generar capital que amplíe el número de préstamos *versus* usar sus activos para otros propósitos.

La presente investigación se desarrolla en dos etapas: 1) la eficiencia promedio e individual de las IMFS, y 2) los factores que afectan la ineficiencia de dichas instituciones. Para la segunda etapa, se utilizó el método de variables truncadas y se determinó la relación entre los coeficientes de la ineficiencia (la unidad menos la eficiencia) y las variables del contexto utilizadas. Para lo cual se presenta la siguiente metodología a usar.

METODOLOGÍA

El primer aspecto metodológico es presentar el modelo de rendimientos constantes a escala desarrollado por Charnes, Cooper y Rhodes (CCR), también conocido como CRS, (Charnes, Cooper y Rhodes, 1978).

Modelo DEA-CCR

Un modelo DEA-CCR, de maximización de la producción general, se puede representar de la siguiente manera (Charnes, Cooper Y Rhodes, 1978):

$$\max h_o = \frac{\sum_r^s 1 - U_r Y_{ro}}{\sum_i^m -1 V_i X_{io}} \text{ sujeto a } 1 > \frac{\sum_r^s -1 U_r Y_{rj}}{\sum_i^m -1 V_i X_{ij}}, \quad j = 1, \dots, n, \quad (1)$$

$$\text{Con } U_r, V_i > 0, \quad i = 1, \dots, m; \quad r = 1, \dots, s$$

Donde V , es el peso asignado para el *output*. U , es el peso asignado para el *input* h_o , es la eficiencia de la m ésima DMU. Y_{rm} , es la r ésima de la m ésima DMU, X_{ij} , es la i ésima de la m ésima DMU, Y_{jm} y X_{im} son el j ésimo output y el i ésimo input, respectivamente de la n ésima DMU.

Modelo DEA-VRS

Ahora, el modelo VRS identifica si los rendimientos a escala son crecientes, constantes o decrecientes y prevalecen en diferentes segmentos de la superficie de producción. Se puede deducir de acuerdo a Charnes *et al.* (1978) (CCR), que un vector (X, Y) está en el conjunto T si y solo si, (Banker, Charnes y Cooper, 1984):

$$X \geq \sum_{j=1}^n \lambda_j X_j \quad Y \geq \sum_{j=1}^n \lambda_j Y_j \quad (2)$$

Para algunos $\lambda_j \geq 0, j, \dots, n$, satisfaciendo la condición de que $\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$.

Posteriormente, se determina la función de distancia de Shephard para los conjuntos de entrada $L(Y)$ cuando el conjunto de posibilidades de producción T se especifica como antes. Así tenemos que (Banker, Charnes y Cooper, 1984), (Ramanathan, 2003):

$$g(X, Y) = \frac{1}{h(X, Y)} \quad \text{Donde } h(X, Y) = \min\{h | hX \in L(Y), h \geq 0\} \quad (3)$$

Lo que traducimos como:

$$\min h = X_o, Y_o \text{ Sujeto a:}$$

$$h X_o - \sum_{j=1}^n \lambda_j X_j \geq 0, \quad \sum_{j=1}^n \lambda_j Y_j \geq 0, \quad \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1, \lambda_j \geq 0, j = 1, \dots, n$$

Confiando en el hecho de que $h \geq 0$ se cumplirá cuando los componentes de cada X_j y de cada Y_j sean todos no negativos, siendo este el caso de los datos observados y considerados. Este es un problema de programación lineal vrs, el dual, del cual se puede escribir como (Banker, Charnes y Cooper, 1984):

$$\max \sum_{r=1}^s U_r Y_{r0} - U_0 \quad (4)$$

Sujeto a:

$$\begin{aligned} \sum_{r=1}^s U_r Y_{rj} - \sum_{i=1}^m V_i X_{ij} - U_0 &\leq 0, \quad j = 1, \dots, n \\ \sum_{i=1}^m V_i X_{i0} &= 1 \quad U_r, V_i \geq 0 \end{aligned}$$

Y U_0 no tiene restricciones en el signo. V , es el peso asignado para el *output*. U , es el peso asignado para el *input*. Z , es la eficiencia de la m ésima DMU. Y_{jm} , es la j ésima de la m ésima DMU. X_{im} , es la i ésima de la m ésima DMU. Y_{jn} y X_{in} son el j ésimo *output* y el i ésimo *input*, respectivamente de la n ésima DMU. Este modelo vrs es el modelo a comparar con el modelo SFA debido a que introduce las restricciones necesarias para simular un análisis, se asume una función de producción tipo Cobb-Douglas.

Modelo Estocástico de la Frontera Eficiente (SFA)

De acuerdo a Aigner, Lovell y Schmidt (1977) el modelo de la frontera estocástica puede representarse como:

$$y_i = f(x_i; \beta) + \varepsilon \quad i = 1, \dots, N, \quad (5)$$

Con $\varepsilon < 0$. En donde y representa el producto máximo que una empresa puede obtener en base a un vector x de insumos empleados. Ahora se agrega el termino de error ε .

Este término de error puede descomponerse en $\varepsilon_i = v_i + u_i \quad i = 1, \dots, N$, en donde el componente del error v_i se corresponde al error simétrico y u_i corresponde con la ineficiencia misma. Se asume que este término es independiente de v_i y debe satisfacer la condición de ser menor o igual a cero.

Bogetoft y Otto (2011), incluyen este término de error estocástico como un término que puede ser caracterizado como ineficiencia de la siguiente manera:

$$y^k = f(x^k; \beta) + v^k - u^k, \quad (6)$$

$$v^k \sim N(0, \sigma_v^2), u^k \sim N(0, \sigma_u^2), \quad k, \dots, K.$$

El término v capta la naturaleza estocástica del proceso de producción y posibles errores de medición de los insumos y de los productos, y el término u es la posible ineficiencia de la empresa. Los términos v y u son independientes. Si $u = 0$ la IMF es 100 por ciento eficiente, y si $u > 0$, entonces hay algún nivel de ineficiencia. El N_+ denota una distribución media normal, es decir, una distribución normal truncada, donde el punto de truncamiento es 0 y la distribución se concentra en el medio intervalo $[0, \infty]$.

Modelo Tobit

Este modelo se utiliza ampliamente en la literatura DEA para medir los factores causantes de la ineficiencia.

Para medir la eficiencia del producto F , tenemos que $F \geq 1$, por lo tanto, el modelo es:

$$F \begin{cases} az + \varepsilon & \text{para } az + \varepsilon > 1 \\ 1, & \text{de lo contrario,} \end{cases} \quad (7)$$

No hay un límite superior, el límite superior en el caso del insumo E será un límite inferior. Y para encontrar la expectativa de F se usarán algunos de los términos usados anteriormente. Éstos serán utilizados de forma semejante, con una diferencia mínima, y obtendremos:

$$EV(F|z) = \Phi\left(\frac{1-az}{\sigma}\right) + az \left(1 - \Phi\left(\frac{1-az}{\sigma}\right)\right) \sigma \varphi\left(\frac{1-az}{\sigma}\right), \quad (8)$$

La derivada w.r.t. Z_h se convierte en:

$$\frac{\partial EV(E|z)}{\partial Z_h} = a_h \left(1 - \Phi\left(\frac{1-az}{\sigma}\right)\right). \quad (9)$$

Nuevamente, esto corresponde a la derivada de la cifra esperada para la eficiencia del insumo, donde el límite superior es ahora el límite inferior y el límite superior es infinito. El efecto lineal a_h se multiplica por la probabilidad de que $F > 1$, es decir, 1 menos la probabilidad de que $F = 1$.

DATOS

Los datos se obtuvieron del sitio <https://www.themix.org/> para el año 2019. Este es el año para el cual se consiguió la información más reciente. Se pudo compilar información para un total de 31 IMFs para los siguientes insumos: *a)* personal; *b)* gastos de operación, y *c)* gastos de personal. Y el número total de préstamos a que se refiere la variable producto. De acuerdo a Servín *et al.* (2009) estas variables corresponden a la aproximación teórica de considerar insumos y productos como una función de producción. La siguiente tabla 1, muestra las IMFs, así como sus *inputs* y sus *outputs*, que son utilizadas para las mediciones.

Tabla 1. *Insumos y productos de IMFs de América Latina para el año fiscal 2019.*

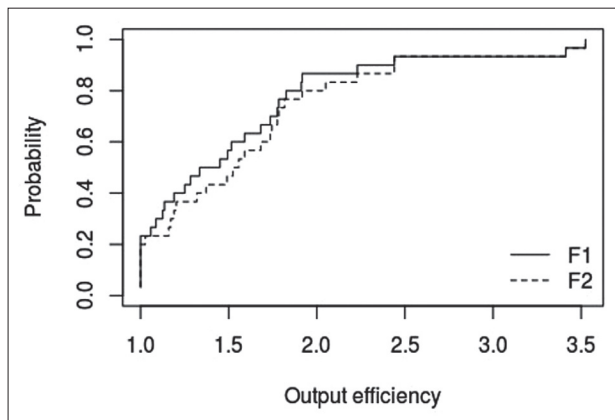
MFI Name	Número de personas, <i>input.</i>	Gastos de operación, (Usd), <i>input.</i>	Gastos de personal (Usd), <i>input.</i>	Número de préstamos pendientes de cobro, <i>output.</i>
Banca Mía	3375	92284456	51345967	381976
Banco Ademi	1507	45726903	22938031	188633
Banco FIE	3321	102704632	62248240	216784
Banco Solidario	1398	66953719	35543069	335740
Banco Sol	3087	113229506	73120867	297974
CMAC Arequipa	3861	135546107	78971497	445371
CMAC Ica	1079	30183883	17557907	97594
COAC 23 de Julio	207	10069181	4393865	20679
COAC 29 de Octubre	490	23097234	10756308	55796
COAC 4 de Octubre	42	1872332	704009	4991
COAC Chone	91	4587900	2265562	12068
COAC Fernando Daquilema	283	9673627	4867043	25732
COAC Guaranda	54	2355393	1117473	7457
COAC Jardín Azuayo	839	33084277	13882091	107527
COAC La Benéfica	62	2585944	1403761	6674
COAC Lucha Campesina	54	2068624	910588	5540
COAC Luz del Valle	103	3669490	1675419	9675
COAC Mushuc Runa	222	15195343	6782136	38001
COAC Oscus	283	17433940	7050040	32672
COAC Pablo Muñoz Vega	149	8019907	3571616	15570
COAC Padre Julian Lorente	99	4135022	1721134	7336
COAC Policía Nacional	470	35854556	11818955	72543
COAC Riobamba	182	14152879	7239803	24907
COAC San José	150	7029455	3225532	19439
COAC Santa Anita	58	1280523	705374	3625
COAC Tulcan	175	8521778	3523225	20841
COAC Virgen del Cisne	100	2557976	1323313	8989
Coop. Maquita Cushunchic Ltda	61	3786164	2048988	7126
Cooprogreso	371	19366695	8191093	54135
Finca - ECU	276	7608357	4356441	15746

Fuente: <https://www.themix.org/>, Banco Mundial.

RESULTADOS

En primer lugar, se verificó si la variable número de personas es redundante para el modelo VRS, ya que también se eligió la variable gastos de personal. La prueba estadística visual establece que F1 (línea no punteada de la gráfica 1) está ligeramente por arriba de F2 (la línea punteada de la gráfica 1), por lo tanto, se infiere que la tecnología es la misma para ambos modelos, por lo que es posible utilizar sólo la variable gastos de personal como insumo.

Gráfica 1. Prueba visual sobre redundancia de la variable gastos de personal y número de empleados.



Complementando esta prueba visual (gráfica 1) con los valores de T_{ex}^* (prueba de distribución de Fisher asintótica) y de T_{lm}^* (prueba de distribución semi-normal asintótica) de 0.87 y 0.0009 respectivamente, cuyos rangos de confiabilidad al 95 por ciento son 0.30 y 1.53 y 0.0000084 y 1.84, lo que indica que no se rechaza la hipótesis nula de utilizar la tecnología de producción 1 que contiene menor cantidad de restricciones y, por tanto, menor cantidad de insumos. Los valores de la prueba no paramétricos de Kolmogorov-Smirnov (valor de probabilidad = 0.58) y la de Krakis-Kruskall (valor de probabilidad= 0.54) apoyan este resultado.

Resultado comparativo entre modelos

El porcentaje asociado a la ineficiencia de los DMUS y el porcentaje asociado al componente aleatorio está basado en la prueba estadística de F. El valor de lambda es de 2.066 y el porcentaje de variación correspondiente a la ineficiencia con relación a la variación total es 81 por ciento $\left(\frac{\lambda 2}{1 - \lambda 2}\right)$, por lo que, la variación aleatoria sólo

representa 19 por ciento con respecto al total dentro del modelo SFA. En la tabla 2 se presentan los resultados correspondientes a este modelo.

Tabla 2. *Resultados de la estimación de eficiencia técnica con el modelo SFA.*

	Parámetros	Error estándar	Valor de t	Valor de probabilidad
Intercepto	1.63	0.90	1.79	0.0084
Gtos. personal	1.99	0.44	4.51	0.000
Gtos. operación	-0.96	0.42	-2.25	0.033
Lambda	2.06	1.17	1.73	0.090
Sigma ²	0.20			
Sigma ² v	0.038			
Sigma ² u	0.16			
Porcentaje de ineficiencia	81%			

Fuente: Elaboración propia (2021).

El mayor porcentaje de variación corresponde a un nivel de ineficiencia, que tiene asociado una mayor varianza (0.16), *versus* la varianza del efecto aleatorio (0.038).

Los modelos generados en este estudio corresponden al de frontera estocástica (SFA) y al modelo DEA-VRS. Es importante hacer notar que se compara el inverso del coeficiente de la eficiencia técnica del modelo DEA-VRS con el coeficiente de la eficiencia técnica del modelo SFA. Cabe aquí mencionar que el modelo DEA-CCR se ha dejado de utilizar para las mediciones debido al supuesto más restrictivo de que todas las unidades de decisión estén operando con retornos constantes a escala. El modelo DEA-VRS permite introducir la diferencia entre diferentes etapas en que las IMFS puedan estar operando. Esto es, se asume que algunas IMFS estarán generando servicios de manera que se encuentren con retornos crecientes a escala, retornos decrecientes a escala o retornos constantes a escala (Banker, Charnes y Cooper, 1984).

A continuación, se presenta la siguiente tabla 3, que muestra una correlación de coeficientes de eficiencia técnica entre DEA-VRS y SFA.

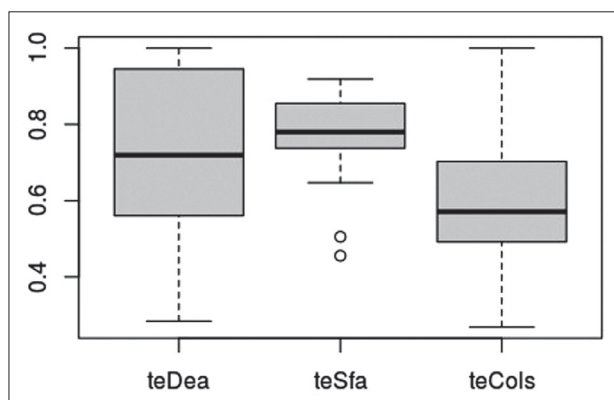
Tabla 3. *Correlación de coeficientes de eficiencia técnica entre DEA, SFA.*

	DEA	SFA
DEA	1.0	0.64
SFA	0.64	1.0

Fuente: Elaboración propia.

La correlación entre la eficiencia técnica general del modelo DEA, con relación a la eficiencia del modelo SFA es de 0.64. Esta correlación es alta y positiva, sin embargo, dista de encontrar que las eficiencias de los modelos estén perfectamente correlacionadas. Esto implica que, en términos de la eficiencia general, los modelos presentan resultados diferentes. En la gráfica 2 se observa que, aun cuando los promedios de la eficiencia técnica general son relativamente similares (alrededor de 0.8) en los dos modelos DEA y SFA, el rango de variación o amplitud de la eficiencia técnica en el modelo DEA es mayor que en los modelos SFAS.

Gráfica 2. Promedios y medianas de la eficiencia técnica de los modelos DEA, SFA.



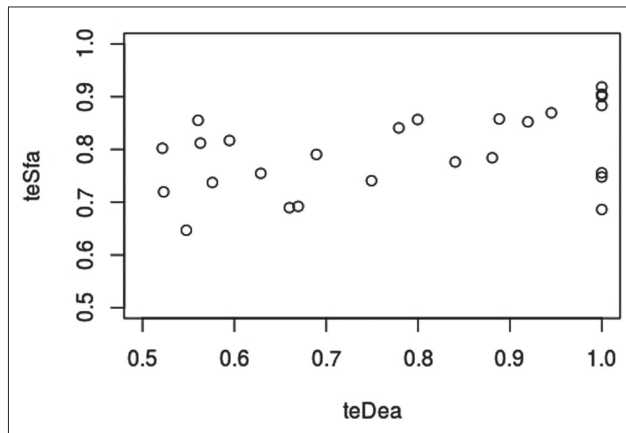
Fuente: Elaboración propia (2021).

En términos generales, los dos modelos utilizados para la medición de eficiencia técnica de las IMFS exhiben un margen para incrementar la eficiencia de los DMUS en función de incrementos en sus productos financieros (número de préstamos). Alrededor de 20 por ciento de ineficiencia se identificó en los modelos DEA y SFA. Un dato importante en este estudio es que el promedio de la eficiencia calculado por el modelo SFA es ligeramente superior al promedio de la eficiencia general estimada por el modelo DEA (0.78 *versus* 0.72). De esta manera, la hipótesis de una mayor posibilidad de eficiencia entre las IMFS que se analizan es contrastada favorablemente con cualquiera de los dos modelos.

Con relación al *ranking* de las eficiencias individuales, se encontró que el modelo DEA-VRS permite obtener eficiencias más altas con relación al modelo SFA. Destaca el hecho de que el rango de variación en la eficiencia del modelo DEA va desde 0.2 para la unidad de DMU número uno hasta 1 para las DMU 3, 10, 13, 14, 22 y 25. Para el modelo SFA, el rango de variación de eficiencia en las IMFS va desde

0.6 hasta 0.9. En la gráfica 3 es posible apreciar que, aunque el mayor número de DMUS se encuentra dentro de un rango de eficiencia de 0.6 al 0.9 en los dos modelos, resalta el hecho de que al menos en tres IMFS, Banco FIE, COAC Jardín Azuyo, COAC Policía Nacional, el modelo DEA-VRS les asigna un valor de eficiencia de uno (altamente eficientes), mientras que el modelo SFA les asigna un valor de 0.69, 0.72 y 0.75 respectivamente, lo cual indica que la valoración individual de la eficiencia técnica entre ambos modelos puede variar de forma importante, aunque sea sólo en unos pocos DMUS.

Gráfica 3. Correlación entre eficiencia técnica de los modelos DEA-VRS y SFA.



En general, podemos apreciar que los valores de eficiencia técnica de casi todos los DMUS son diferentes entre los modelos DEA y SFA, aunque para la gran mayoría de IMFS esa valoración no difiere de manera sustantiva.

Resultados del modelo de regresión Tobit

Con la finalidad de identificar los factores que determinan la eficiencia técnica de las IMFS, se estimó la función de producción en dos etapas, la primera consistió en estimar el modelo DEA y el modelo SFA y compararlos, para después relacionar la eficiencia obtenida con el modelo DEA-VRS con dos variables ambientales comúnmente encontradas en la literatura (tipo de organización y la relación de activos a capital).

Tabla 4. Resultados de los coeficientes del modelo Tobit.

Coeficientes	Estimado	Error estándar	Valor z	Prob (> z)
Intercepto	1.79	0.34	5.21	0.0000
Tipo de organización	-0.51	0.14	-3.53	0.004
Relación activos a capital	-2.21	1.57	-1.87	0.061

Fuente: Elaboración propia.

El coeficiente de la variable tipo de organización es negativa y estadísticamente significativa 5 por ciento lo que implicaría considerar que esta variable contribuye a explicar la variabilidad en la ineficiencia de las IMFs. La variable relación activos a capital no es estadísticamente significativa (valor $z=1.87$) por lo que no es posible obtener alguna conclusión sobre la dirección del efecto de esta variable sobre la ineficiencia.

CONCLUSIONES

Es importante señalar que aun y cuando Banker *et al.* (1984) desarrollaron el modelo DEA-VRS utilizaron el referente de optimización restringida, vía la formulación de Lagrange pensando en una función de producción tipo Cobb-Douglas, los métodos DEA y SFA no son directamente comparables y la elección entre uno y otro requiere de pruebas que demuestren su robustez estadística que no fueron objeto de estudio de esta investigación.

Primeramente, de acuerdo a los objetivos de esta investigación, respondiendo con el primer objetivo de comparar el cálculo de la eficiencia técnica a través del modelo SFA y el modelo DEA generó los siguientes resultados. La eficiencia técnica global estimada presenta similitudes entre ambos métodos, DEA-VRS y SFA, ya que para el método SFA, el promedio de eficiencia fue de 0.78, mientras que para el modelo DEA fue de 0.72. Estos resultados implican que existe un margen amplio para mejorar la eficiencia de las IMFs en la región de estudio, sin embargo, el rango de dispersión/variación de esta eficiencia es mayor en el modelo DEA.

De acuerdo con el segundo objetivo de investigación, se concluye que los resultados de la eficiencia técnica a nivel individual de una IMF no convergen entre los modelos DEA-VRS y SFA. Mientras que en el modelo DEA se encontró que seis IMFs son altamente eficientes (valores de eficiencia técnica igual a la unidad). El método SFA ubicó a estas mismas IMFs en un rango de eficiencia que varía de 0.69 a 0.92.

De acuerdo con el tercer objetivo de investigación, para la identificación de los determinantes de la eficiencia, los resultados muestran que el tipo de estructura de propiedad de la IMF incide en su nivel de ineficiencia. Las organizaciones con una

estructura de Banco Comercial o IFNB son menos ineficientes que las ONGs y Cooperativas/Uniones de Crédito. Este hallazgo es consistente con el encontrado por Servín *et al.* (2012). Con relación a la variable relación activo a capital no es posible señalar relación alguna dentro del rango de datos y periodo analizado.

LIMITACIONES

La presente investigación toma sus datos provenientes del Banco Mundial, que es una organización conformada por 189 países, trabaja para reducir la pobreza y generar prosperidad, principalmente en países en desarrollo, buscando bajar 3 por ciento el porcentaje de las personas que viven con menos de 1.90 dólares americanos al día en el mundo. Los datos utilizados para realizar esta investigación presentan la limitante de ser del año 2019 y además no se presentan de manera homogénea, es decir, algunos datos aparecen para algunas IMFS pero no para otras, por lo que para obtener información homogénea se redujo a 31 el número de IMFS analizadas (Banco Mundial, 2022).

DISCUSIÓN

A pesar de la existencia de un gran número de artículos sobre la medición de la eficiencia de las IMFS y de sus determinantes, no fue posible, a nivel de la búsqueda de los autores, encontrar esta misma cantidad de literatura referida a la comparación entre modelos paramétricos y modelos no paramétricos para la región de América Latina, por lo que nuestros resultados abonan al estudio comparativo de la eficiencia técnica entre este tipo de modelos. Coinciden con los resultados de Silva *et al.* (2017) que establecen que la eficiencia técnica global es convergente en bancos locales de China, pero divergente en la evaluación de la eficiencia técnica a nivel de cada institución.

Sin embargo, difieren en el hecho de que el promedio de eficiencia es mayor en los modelos no determinísticos. Con relación a los determinantes de la ineficiencia individual, en particular el efecto del tipo de estructura de propiedad de las IMFS, nuestros resultados coinciden con los de Servín *et al.* (2012), aunque ellos utilizaron solamente un modelo SFA. Una muestra representativa de 315 IMFS operando en 18 países de América Latina durante el periodo 2003-2009 utilizando un panel de datos de 1,681 observaciones que contiene indicadores financieros y de cobertura. Difieren de los resultados de Silva *et al.* (2017) en la relación inversa entre la variable eficiencia y la relación de activos a capital.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aigner, Dennis; Lovell, Knox y Schmidt, Peter (1977), “Formulation and estimation of stochastic frontier production function model”, *Journal o Econometrics*, 6, pp. 21-37, doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5.
- Asmare, Erkie y Begashaw, Andaualem (2018), “Review on Parametric and Nonparametric Methods o Efficiency Analysis”, *Biostatistics and Bioinformatics*, vol. 2 (2), pp. 1-7, doi.org/10.31031/aaoa.2018.02.000534.
- Banco Mundial (5 de abril de 2022), obtenido de <https://www.bancomundial.org/es/who-we-are>.
- Banker, Rajid D.; Charnes, Abraham y Cooper, William W. (1984), “Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis”, *Management Science*, vol. 30, no. 9, pp. 440-456.
- Bereket, Zerai y Gebremichael, Hailemichael (2016), “Technical Efficiency or Microfinance Institutions (MFIs)”, *International Journal of Development*, vol. 15 (3), pp. 224-239.
- Bogetoft, Peter y Otto, Lars (2011), “Benchmarking with DEA, SFA y R.”, *Springer Science + Business Media*, vol. 42 (3), pp. 210-239.
- Bonizzi, Jean Paul; Grima, Simon y Seychell, Sharon (2019), “An Analisis of Efficiency and Productivitu Change in Microfinance Institutions in the European Union. A DEA-MPI”, *International Journal of Finance, Insurance and Risk Management*, vol. IX, Issue 1-2, pp. 94-123.
- Campoverde-Campoverde, Jorge; Romero-Galarza, Carlos Armando y Borenstein, Denis (2018), “Evaluación de eficiencia de cooperativas de ahorro y crédito en Ecuador: Aplicación del modelo Análisis Envlovente de Datos DEA”, *Revista: Contaduría y Administración*, 64 (1), p. 87, <https://dx.doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1449>.
- Charnes, Abraham; Cooper, William W. y Rhodes, E. (1978), “Measuring the efficiency of decision making units”, *Revista: European Journal of Operations Research*, 2, pp. 429-444.
- Fall, François; Akim, Al-mouksit y Wassongma, Harouna (2018), “DEA and SFA Research on the efficiency of Microfinance Institutions; a Meta-Analysis”, *Word Development*, vol 10 (1), pp 176-188, doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.02.032.
- Ferrer, Javier Maneul (2010), *Experiencias internacionales sobre micro finanzas, manual de microcrédito*, Fundación Ico, Castellón de la Plana.
- Gutiérrez-Nieto, Begoña; Serrano-Cinca, Carlos y Mar-Molinero, Cecilio (2007), “Microfinance Institutions and Efficiency”, *Omega*, vol. 35, Issue (2), pp. 131-142.
- Hartarska, Valentina (2005), “Governance and Performance of Microfinance Institutions in Central and Eastern Europe and the Newly Independent States”, *World Development*, vol. 33, Issue (10), pp. 1627-1643.

- Michell, Jo y Toporowski, Jan (2012), “The Stock-flow Consistent Approach with Active Financial Markets”, *Springer*, pp. 173-196.
- Mlimaand, Aziz Ponary y Hjalmarsson, Lennart (2002), “Measurement of Inputs and Outputs in the Banking Industry”, *Tanzanet Journal*, vol. 3 (1), pp. 12-22.
- Pratap, Ran y Pandey, Pallavi (2019), “Efficiency of Microfinance Institutions in India: A Two Stage DEA Approach”, *International Journal of Rural Management*, vol. 15 (1), pp. 49-77, doi.org/10.1177%2F0973005219832494.
- Ramanathan, R. (2003), *An Introduction to Data Envelopment Analisis*, 1a. ed., Sage Publications, Nueva Delhi.
- Robinson, Marguerite (2010), *The Microfinance Revolution: Sustainable Finance for the Poor*, The World Bank, Washington, D.C.
- Servín, Roselina; Lansik, Robert y van der Berg, Marrit (2012), “Ownership and Technical Efficiency of Microfinance Institutions: Empirical Evidence from Latin America”, *Journal of Banking and Finance*, vol. 36 (7), pp. 2136-2144.
- Silva, T.; Tabak, Benjamin; Cajueiro, Daniel y Dias, M. (2017), “A comparison of DEA and SFA using micro- and macro-level perspectives: Efficiency of Chinese local banks”, *Physica A: Statical Mechanics and its Applications*, vol. 469, pp. 216-223.
- Sinha, Ram and Pandey, Pallavi (2019), “Efficiency of Microfinance Institutions in India: A Two-Stage DEA Approach”, *International Journal of Rural Management*, 15 (1), pp. 49-77.
- Umar Sultan, Muhammad; Umar, Waqas; Soahil Jafar, Rana Muhammad y Ullah, Sana (2017), “The Role of Microfinance on Poverty Alleviation and its Impacts on People and Society: Evidence from the Grameenn Bank”, *Journal of Poverty, Investement and Development*, vol. 38 (1), pp. 7-13.
- Zárate, Martha Oliva (2010), *Las microfinanzas en México, un acercamiento*, Universidad de Veracruz, Veracruz.

