

Estructura de Fondo y Desempeño Financiero. Estudio Empírico en Cooperativas de Ahorro y Crédito del Segmento I en Ecuador

Funding Structure and Financial Performance. Empirical Study in Savings and Credit Cooperatives of Segment I in Ecuador

Carlos Andrés OÑATE-PAREDES¹ , **Alfredo Paúl NOBOA-GARCÍA²**,
Roberto Arruda de SOUZA-LIMA³  y **Nathaly Paulina VERDUGO-MORALES⁴**

1. Universidad Andina Simón Bolívar, Facultad de Economía. Quito, Ecuador.
2. RiskNadim Consultores. Quito, Ecuador.
3. Universidad de São Paulo, Escuela Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz". São Paulo, Brasil.
4. Grupo CONTEXT. Quito, Ecuador.

Email: carlos.onate@uasb.edu.ec; raslima@usp.br; nverdugo@udlanet.ec

Resumen

La presente investigación, aplicada en las cooperativas de ahorro y crédito (COAC) del segmento I del Ecuador, tiene como objetivo analizar la relación entre estructura de fondeo y desempeño financiero en un periodo anterior al inicio de la pandemia del Covid-19. Para dicho fin se utilizó el estimador de los errores estándar corregidos para panel (PSCE). La información fue obtenida de la Superintendencia de Economía Popular y Solidaria del Ecuador (SEPS) y de los sitios web de cada COAC, generando una base de datos compuesta por tres matrices: la primera relacionada con la estructura de fondeo, la segunda con las características de la COAC y la tercera con variables macroeconómicas. Los principales resultados apuntan a un impacto positivo, pero estadísticamente no significativo, del patrimonio en la autosuficiencia financiera. Por otro lado, se evidenció que los recursos financieros del público con mayor costo influyen negativamente en el desempeño de las COAC, sugiriendo la necesidad de una estructura de fondeo menos onerosa para las cooperativas.

Palabras Clave

Cooperativas de Ahorro y Crédito, Microfinanzas, Economía popular y solidaria, Estructura de fondeo, Estimador de errores estándar corregidos para panel.

Abstract

This research, applied to savings and credit cooperatives (COAC) in segment I of Ecuador, aims to analyze the relationship between funding structure and financial performance in a period prior to the start of the COVID-19 pandemic. For this purpose, the Panel Corrected Standard Errors Estimator (PSCE) was used. The information was obtained from the Superintendence of Popular and Solidarity Economy of Ecuador (SEPS) and from the websites of each COAC, generating a database composed of three matrices: the first related to the funding structure, the second with the characteristics COAC and the third with macroeconomic variables. The main results point to a positive, but not statistically significant, impact of wealth on financial self-sufficiency. On the other hand, it was shown that the financial resources of the public with higher cost negatively influence the performance of the COACs, suggesting the need for a less onerous funding structure for the cooperatives.

Keywords

Saving and credit cooperatives, Microfinance, Popular and solidarity economy, Funding structure, Panel corrected standard errors estimator.

Introducción

El análisis de la estructura óptima de fondeo de empresas corporativas ha sido un tema abordado en el ámbito académico desde la publicación del artículo *The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment* de Franco Modigliani y Merton Miller en 1958 (Bogan, 2012). No obstante, los conceptos de Modigliani y Miller también han sido utilizados como base de análisis de la estructura de fondeo en instituciones financieras, como presentan, por ejemplo, los trabajos de Cohen (2004), Berger y Di Patti (2006), Shoaib (2011) y Siddik et al. (2017).

Más allá de la discusión teórica de los conceptos de Modigliani y Miller existe una línea de investigación que relaciona la estructura de fondeo con la sostenibilidad financiera de organizaciones del sector de las microfinanzas. Tal como muestran algunos estudios que analizan, de forma agregada, instituciones microfinancieras (IMF) de varias regiones del mundo (Ahlin et al., 2010; Bogan, 2012; Tchougoua, 2014; Cuéllar-Fernández et al., 2015; Irimia-Diéguez et al., 2016), así como otros aplicados a países africanos (Kye-reboah-Coleman, 2007; Chikalipah, 2017). Sin embargo, específicamente para el caso latinoamericano, hay escasez de investigaciones sobre esta temática a pesar de la relevancia y diversidad de las microfinanzas en América Latina (Larraín, 2009). Pues, según *Economist Intelligence Unit* (2013), esta fue la región líder en la categoría 'Marco Institucional de Apoyo' y la tercera en 'Marco Regulatorio y Práctica' del Microscopio Global sobre el entorno para las microfinanzas en 2013.

En este contexto, el presente estudio —que analiza la relación fondeo versus sostenibilidad financiera de una muestra de IMF en un país latinoamericano (Ecuador)— gana relevancia por su carácter de inédito. Pero, además, por la particular estructura del sistema microfinanciero de este país, misma

que está concentrada especialmente en cooperativas de ahorro y crédito (COAC). En este sentido, esta realidad difiere de otros países de la región en los que existe mayor diversidad de actores en el sector de las microfinanzas, tales como: fundaciones, organizaciones no gubernamentales (ONG), bancos especializados, cajas rurales de ahorro y crédito, cajas municipales, entidades de desarrollo de la pequeña y microempresa y otras entidades públicas (Velásquez, 2007; Aguilar Andía, 2013; Roa & Warman, 2016).

El concepto de microfinanzas manejado en Ecuador tiene relación directa con el otorgamiento de microcrédito e incluye a bancos privados, mutualistas, sociedades financieras y banca pública (Cuasquer & Maldonado, 2011; Ocaña, 2018). Sin embargo, a partir del 2008 la Constitución de la República del Ecuador definió al sistema económico como social y solidario y reconoció a las organizaciones de la Economía Popular y Solidaria del sector real y financiero, mismas que se enmarcan en la Ley Orgánica de la Economía Popular y Solidaria y del Sector Financiero Popular y Solidario (Presidencia de la República del Ecuador, 2018; Torres-Moscoso et al., 2022).

Bajo estas nuevas definiciones, la Superintendencia de Economía Popular y Solidaria del Ecuador [SEPS] inició su gestión en el 2012, supervisando en el ámbito financiero a todas las COAC y a otras entidades de menor tamaño. A febrero 2022, última información publicada por la SEPS, existen 481 COAC vigentes en el Ecuador (SEPS, 2022), siendo estas las entidades con mayor peso en un sector vinculado estrechamente con la inclusión financiera y con el concepto de microfinanzas utilizado en otras realidades. No obstante, la importancia de las COAC no solamente abarca el SFPS, sino trasciende al sistema financiero nacional (Barriga, 2020).

El Sistema Financiero en Ecuador está conformado por el sector financiero público

y por el sector financiero privado (que incluye bancos privados, sociedades financieras y el SFPS). Tomando como variable el saldo total de cartera de microcrédito, las COAC representaron 53.39 %, mientras que los bancos privados, públicos y mutualistas el 47.61 % restante. De esta manera se denota la importancia de estas instituciones para el sector de las microfinanzas ecuatorianas.

Considerando estos antecedentes, el objetivo de la investigación es analizar la relación entre la estructura de fondeo (que incluye cuentas de pasivo, patrimonio y el desempeño financiero de una muestra de COAC del segmento 1 en el Ecuador). Se realiza mediante el empleo de modelos econométricos de datos en panel que son estimados en base a la información mensual publicada por la SEPS dentro del período enero 2016-diciembre 2019. De acuerdo con la Junta de Regulación Monetaria Financiera (2015a), las entidades del SFPS se clasifican en cinco segmentos de acuerdo al tipo y saldo de sus activos. El segmento 1 concentra a entidades de mayor tamaño (con activos mayores a \$80 millones) y el segmento 5 a las de menor tamaño (con activos hasta \$1 millón y las cajas de ahorro, bancos comunales y cajas comunales).

Como muestra se utilizó a COACs del segmento 1, porque son las entidades con mayor peso dentro del sistema cooperativo local. Un ejemplo de ello es que, a diciembre de 2019, el saldo de cartera de microcrédito del segmento 1 representó el 82 % del sector cooperativo y 52 % del total del sistema financiero ecuatoriano (SEPS, 2022; Asobanca, 2022). Adicionalmente, hay un motivo que también influyó en la elección de este segmento de cooperativas: dichas instituciones difícilmente pueden cambiar de segmento. Esto se debe a que el cambio de segmento ocurre por el aumento o disminución de los activos de una COAC. No obstante, no hay evidencia empírica de que una COAC del

segmento 1 haya disminuido su total de activos a lo largo del tiempo.

Por su parte, la elección del período de análisis obedeció, por un lado, a trabajar con un mismo catálogo de cuentas, pero también a no incluir períodos influenciados por la incertidumbre causada por la pandemia del Covid-19, tanto en su época de cuarentena en el Ecuador (segundo trimestre 2020) como en el período pos-cuarentena (segundo semestre 2020 y todo el año 2021). Cabe resaltar que dicha incertidumbre ocasionó una volatilidad inédita en el sistema financiero ecuatoriano, generando inclusive resoluciones de la Junta de Política y Regulación Monetaria y Financiera (Junta de Regulación Monetaria y Financiera, 2020a; Junta de Regulación Monetaria y Financiera, 2020b), cuyos objetivos fueron minimizar las secuelas de la pandemia en las operaciones crediticias del sistema financiero nacional, permitiendo diferimientos extraordinarios de esas operaciones mediante refinanciamiento, reestructuración o novaciones de préstamos.

De todas formas, a manera de comparación, en el acápite de resultados se presentan las estimaciones de los modelos de efectos fijos y aleatorios con el panel que incluye los períodos volátiles (2016-2021). Esto se realiza con el fin de evidenciar las diferencias entre estos resultados y los obtenidos con el panel más estable (2016-2019).

Revisión de la Literatura

El análisis entre estructura de capital y el desempeño financiero en IMF a nivel mundial ha sido abordado por diversos autores, tales como: Kyereboah-Coleman (2007), Bogan (2012), Kar (2012), Cuéllar-Fernández et al. (2015), Irimia-Diéguez et al. (2016) y Chikalipah (2017). Estos autores han utilizado diversos métodos econométricos y explicaron los efectos entre las mencionadas variables. Un segundo grupo de estudios relacionados

(Ahlin et al., 2010; Tchuigoua, 2014) analizaron, respectivamente, la estructura de capital en relación con los marcos institucionales y las características macroeconómicas de los países en los que funcionan las IMF de sus muestras. Debido a que el presente trabajo está centrado en la relación de la estructura de fondeo con la sostenibilidad financiera de un grupo de COAC ecuatorianas, no se extenderá el análisis de los dos últimos trabajos mencionados. Pues, si bien estos incluyen variables de fondeo, no abordan específicamente la relación entre fondeo y sostenibilidad financiera.

Los trabajos empíricos de Bogan (2012), Irimia-Diéguez et al. (2016) y Chikalipah (2017) definieron a su variable dependiente como la relación entre ingresos financieros totales y la suma de gastos financieros, gastos de operación y gastos de provisión. Bogan (2012) e Irimia-Diéguez et al. (2016) definieron este indicador como autosuficiencia operativa, mientras que Chikalipah (2017) lo llamó autosuficiencia financiera. Por su parte, Kar (2012) utilizó como variable dependiente el logaritmo del retorno sobre patrimonio (ROE), Kyereboah-Coleman (2007) hizo uso del índice de morosidad anual, mientras que Cuéllar-Fernández et al. (2015) usaron el margen de interés neto, calculado como la diferencia entre ingreso financiero y gastos financieros sobre el total de activos.

Con relación a las variables explicativas utilizadas para definir la estructura de capital, Kyereboah-Coleman (2007) emplearon las relaciones de deuda de corto y largo plazo sobre capital. Bogan (2012) incluyó donaciones, capital social, depósitos y deuda. Kar (2012) introdujo variables de apalancamiento como capital/activos y deuda. En tanto que Chikalipah (2017) utilizó como variable explicativa a los depósitos.

Por su parte, Cuéllar-Fernández et al. (2015) incluyeron tres relaciones: patrimonio/

total de activos, donaciones/ingresos y depósitos/cartera. Esta última variable también fue usada por Irimia-Diéguez et al. (2016), quienes, además, utilizaron las variables deuda/patrimonio y depósitos/total de activos. En los trabajos citados, a más de las variables vinculadas con la estructura de capital, también fueron incluidas variables de control relacionadas con la escala-tamaño de la IMF, como: total de activos, número de prestatarios y depositantes y cartera total, edad de la organización, indicadores de eficiencia operativa e indicadores de eficiencia financiera.

Con respecto a la información utilizada en los estudios (con excepción del trabajo de Chikalipah (2017), cuyos datos fueron obtenidos de instituciones financieras de Ghana) los autores trabajaron con datos del *Microfinance Information Exchange (MIX Market)*. Por tanto, en dichos estudios existe heterogeneidad de organizaciones y países, aspecto que difiere con la base de datos utilizada en el presente artículo que trabaja con un grupo en específico del sector financiero ecuatoriano.

Por su parte, las técnicas de análisis cuantitativo usadas fueron:

1. Modelos de datos de panel con efectos fijos y aleatorios (Bogan, 2012; Kyereboah-Coleman, 2007; Cuéllar-Fernández et al., 2015).
2. Método generalizado de los momentos (Chikalipah, 2017; Kar, 2012).
3. Método de las variables instrumentales (Kar, 2012).
4. Análisis de componentes principales (Irimia-Diéguez et al., 2016).

Los resultados que vinculan fondeo y estructura financiera en los estudios analizados muestran disparidad en signos y significancia estadística. Bogan (2012) obtuvo, para la sub-muestra de cooperativas de ahorro y crédito, una relación positiva y estadísticamente no significativa entre autosuficiencia operacional y capital social/ac-

tivos, también obtuvo relaciones negativas y estadísticamente no significativas entre la misma variable dependiente y las covariables deudas/activos, depósitos/activos y donaciones/activos.

Estos últimos resultados son similares a los presentados en el componente de endeudamiento del modelo propuesto por Irimia-Diéguez et al. (2016), los cuales, a pesar de ser estadísticamente no significativos, validaron la hipótesis nula que proponía una relación negativa entre nivel de endeudamiento de las IMF (deuda y depósitos) y su sostenibilidad, debido al efecto derivado del pago de intereses de dichos pasivos. Por su parte, los resultados de Chikalipah (2017) muestran también una relación negativa, pero estadísticamente significativa, entre depósitos y autosuficiencia financiera de las IMF analizadas, lo cual tendría relación con el alto costo de movilización y gestión de los pequeños depósitos.

Kar (2012) obtuvo resultados negativos y mayoritariamente significativos en la relación ROE y capital/activos. Mientras que en la relación ROE y deuda también mostró coeficientes negativos (y parcialmente significativos) debido a que la deuda de largo plazo, al ser más costosa, implica mayores recursos de las IMF y menor rentabilidad.

Por su parte, Kyereboah-Coleman (2007) obtuvo coeficientes negativos y no significativos en sus variables de deuda de corto y largo plazo en relación con su variable dependiente morosidad. Dichos resultados se explican por la presión que podría existir en las IMF altamente apalancadas para adoptar medidas y mecanismos que reduzcan su morosidad y, consecuentemente, mejoren sus indicadores de rentabilidad, con el objetivo de cumplir con sus obligaciones financieras.

Finalmente, los principales resultados de Cuéllar-Fernández et al. (2015) indican que un mayor patrimonio, menor cuantía en

donaciones y menor cantidad de depósitos determinan, en promedio, un mayor margen financiero. No obstante, la relación depósitos-margen financiero obedece a los costos de transacción a los que incurren las IMF para regularse y captar depósitos.

Materiales y Métodos

Métodos econométricos

En la presente investigación se utilizaron técnicas econométricas para datos de panel, cuya ecuación general de regresión se muestra en la Ecuación 1 (Greene, 2012):

Ecuación 1:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + z'_i\alpha + \varepsilon_{it}$$

Donde:

X_{it} : regresores en la matriz X_{it} que no incluye a la constante

$z_i\alpha$: representa los efectos individuales o heterogeneidad. Contiene al término constante y a un grupo de variables individuales o grupales específicas que pueden ser observables o no, pero que todas ellas deben ser constantes a través del tiempo t .

ε_{it} : es el error combinado del corte transversal con la serie de tiempo.

Las tres estructuras más comunes derivadas de la Ecuación 1 son la regresión agrupada (*pooled*), los efectos fijos y aleatorios. En la regresión agrupada (*pooled*), z_i contiene solamente el término constante. En la estimación por efectos fijos, z_i no es observable, pero está correlacionado con X_{it} . Por ende, el método de MCO tradicional genera un vector β con resultados tendenciosos e inconsistentes como consecuencia de las variables omitidas.

En esta situación, el modelo más apropiado se muestra en la Ecuación 2:

Ecuación 2:

$$y_{it} = \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

Donde:

$\alpha_i = \mathbf{z}'_i\boldsymbol{\alpha}$ e incorpora todos los efectos observables y especifica una media condicional estimable.

Por su parte, en la estimación por efectos aleatorios se asume que la heterogeneidad individual no observada no está correlacionada con las variables incluidas. Por tanto, la Ecuación 1 puede ser presentada como en las Ecuaciones 3 y 4:

Ecuación 3:

$$y_{it} = \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + E[\mathbf{z}'_i\boldsymbol{\alpha}] + \{\mathbf{z}'_i\boldsymbol{\alpha} - E[\mathbf{z}'_i\boldsymbol{\alpha}]\} + \varepsilon_{it}$$

Ecuación 4:

$$= \mathbf{X}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

Donde:

α : es la constante.

μ_i : es un elemento aleatorio para un grupo en específico o error de corte transversal.

La selección del modelo de datos de panel apropiado para el modelo empírico se realiza en base a los resultados de la prueba de Hausman (Hausman, 1978) y de la prueba para efectos aleatorios del multiplicador de Lagrange de Breush-Pagan (Breush & Pagan, 1980). En el primer caso, la hipótesis nula indica la ausencia de diferencias sistemáticas entre los coeficientes de los modelos de efectos fijos y aleatorios. En caso de que esta sea rechazada, la conclusión será que el modelo de efectos fijos es el más adecuado (Cameron & Trivedi, 2010; Greene, 2012). Ya en la prueba del multiplicador de Lagrange la hipótesis nula indica lo siguiente: $H_0 = \sigma_\alpha^2 = \sigma_\mu^2 = 0$. Es decir, no existiría efecto de panel, implicando el no rechazo de una regresión agrupada.

Luego de determinar el modelo de datos de panel apropiado se realizan las prue-

bas de especificación que incluyen multicolinealidad, correlación contemporánea y heterocedasticidad. Para detectar presencia de multicolinealidad se realiza el análisis de correlación y el cálculo del factor inflacionario de la varianza (FIV). Para detectar correlación contemporánea se efectúa la prueba de Pesaran (Pesaran, 2004; Baltagi et al., 2012). Mientras que para la detección de heterocedasticidad se utiliza la prueba del Multiplicador de Lagrange (LM) para efectos aleatorios en datos de panel propuesta por Baltagi (2010). Finalmente, la prueba de Wald se emplea para detectar la presencia de heterocedasticidad en modelos de efectos fijos (Baum, 2001).

Tanto la correlación contemporánea como la heterocedasticidad pueden ser corregidas con el estimador de los errores estándar corregidos para panel (*Panel Corrected Standard Errors-PCSE*), propuesto por Beck y Katz (1995) e implementado en artículos de aplicación empírica como: Bailey y Katz (2011), Reed y Ye (2011), Marques et al. (2016), Almaqtari et al. (2018), Akhter (2018), Almaqtari et al. (2020), Athari y Bahreini (2021). Estos cuatro últimos estudios están enfocados en los determinantes de la rentabilidad de instituciones financieras, tema relacionado con el presente trabajo.

Akhter (2018) utilizó el estimador PCSE (entre otros estimadores robustos) para obtener el impacto de la liquidez y rentabilidad sobre la eficiencia operativa de su muestra. En el caso de Almaqtari et al. (2018), Almaqtari et al. (2020) y Athari y Bahreini (2021), los autores utilizaron el modelo PCSE en los análisis de robustez. En el primer artículo se comparó PCSE con otros estimadores como el de mínimos cuadrados generalizados factibles (FGLS), concluyendo que el PCSE genera "estimaciones más exactas del error estándar sin pérdida de eficiencia" (Almaqtari et al., 2018, p. 170) y que el error estándar estimado del PCSE es robusto no solamente

para problemas de heterocedasticidad, sino también para correlación contemporánea. Esta última conclusión también es compartida por Athari y Bahreini (2021). Por su parte, en Almaqtari et al. (2020), además de reafirmar la utilidad del estimador PCSE para tratar los problemas anteriormente citados, mencionan que el PCSE puede trabajar con variables *dummy*, característica que lo diferencia del método generalizado de los momentos (GMM).

Datos y modelo empírico

La base de datos utilizada está compuesta por información histórica de 23 COAC del segmento 1 del Ecuador, en el periodo entre enero de 2016 y diciembre de 2019 (48 meses), es decir, un total de 1104 observaciones. El mencionado período fue escogido por dos motivos: 1) utilizar cuentas e indicadores de un catálogo de cuentas estandarizado en todo el tiempo de análisis y 2) por la volatilidad de los datos del período 2020-21, en función de la incertidumbre en el mercado financiero ecuatoriano causada por el Covid-19 (aspecto ya detallado en el capítulo introductorio).

Sobre el primer motivo, en septiembre de 2014 se emitió un nuevo marco normativo en el Ecuador mediante la aprobación del Código Orgánico Monetario y Financiero, este marco modificó la estructura financiera en el país. Cabe mencionar que durante el año 2015 se inició la emisión de la normativa complementaria por parte del Órgano Regulador creado en el Código que incluye al catálogo de cuentas del sector financiero. Por lo cual, la serie a partir del 2016 se considera estable.

La información financiera mensual se obtuvo de balances generales y balances de pérdidas y ganancias publicados por la SEPS (SEPS, 2022). Mientras que, para generar variables vinculadas con el tiempo de funcionamiento de las COAC se estimaron sus

años de actividad a partir de las fechas de fundación de estas IMF publicadas en sus respectivos sitios web.

Para garantizar la uniformidad de la información, en la muestra utilizada se incluyeron únicamente a las COAC abiertas (sin vínculo filial definido) que fueron parte del segmento 1 en todo el período analizado. De esta manera, se excluyeron a una IMF de segundo piso, dos cooperativas cerradas conformadas por socios cuyo vínculo común es pertenecer a un mismo gremio, institución o empleador y siete COAC que ingresaron al segmento 1 en fecha posterior al inicio del período de análisis. Toda labor de sistematización necesaria para generar la base de datos final —incluyendo la descarga de información desde la SEPS, unificación de balances de todas las COAC analizadas, estimación de la variable relacionada con el tiempo de funcionamiento de las cooperativas y generación de los paneles balanceados— fue realizada por los autores.

Siguiendo la metodología econométrica presentada en la sección anterior, en la Ecuación 5 se muestra el modelo empírico de este estudio:

Ecuación 5:

$$AF_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^2 \beta_j X_{it} + \sum_{k=3}^5 \beta_k Y_{it} + \sum_{m=6}^7 \beta_m Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

Donde:

t = 1, T

T: es el número de períodos (meses); i = 1, ..., l,

l: es el número de COAC.

AF: representa la variable dependiente autosuficiencia financiera.

Esta última variable es utilizada en los trabajos de Bogan (2012), Irimia-Diéguez et al. (2016), Bayai y Ikhida (2016), y Chikalipah (2017) y su fórmula se presenta en la Ecuación 6:

Ecuación 6:

$$AF = \frac{\text{Ingresos Financieros Totales}}{\text{Gastos Financieros} + \text{Gastos de Operación} + \text{Gastos de Provisión}}$$

Dentro del modelo empírico propuesto en el estudio, los ingresos financieros totales corresponden a la cuenta 51 del Catálogo Único de Cuentas de la SEPS (SEPS, 2016) –ingresos y descuentos ganados-. Este catálogo incluye intereses por depósitos, operaciones interfinancieras, intereses y descuentos de inversiones en títulos valores, intereses y descuentos de cartera de créditos y otros intereses y descuentos. Los gastos financieros corresponden a la cuenta 41 –intereses causados–, cuya principal subcuenta son las obligaciones con el público. Por otra parte, los gastos de operación corresponden a la cuenta 45. Finalmente, los gastos de provisión corresponden a la cuenta 44-provisiones.

Las variables explicativas se agrupan en tres matrices:

- X, incluye a las relacionadas con la estructura de fondeo.
- Y, agrupa a las variables que representan a las características de las COAC.
- Z, se conforma por variables de control macroeconómicas.

Las variables de la matriz X son: depósitos a plazo/depósitos a la vista y patrimonio/total de activos. Estas variables están respaldadas en los estudios de Kyereboah-Coleman (2007), Bogan (2012), Kar (2012), Cuéllar-Fernández et al. (2015), Irimia-Diéguez et al. (2016) y Chikalipah (2017).

La matriz Y incluye al total de activos, variable utilizada en Bogan (2012) y Kar (2012), siendo esta una medida de tamaño que controla diferencias tecnológicas, oportunidades de inversión y diversificación y otras diferencias vinculadas con la escala de las IMF que hacen parte de la muestra (Kar, 2012). Una se-

gunda variable incluida en esta matriz fue el número de años de antigüedad de cada COAC en relación con el período de análisis (edad), refrendada en Kyereboah-Coleman (2007), Bogan (2012), Kar (2012), Cuéllar-Fernández et al. (2015), y Chikalipah (2017).

Adicionalmente, se incluyó una tercera variable de control de las características de las COAC, activos improductivos netos/total de activos, esta variable intenta captar el efecto de la proporción improductiva de los activos de las COAC en la autosuficiencia financiera. Pues, según SEPS (2020), los activos improductivos netos son aquellos cuya renta financiera es nula o igual a cero. Por lo tanto, no generan ingreso e incluyen a la cartera de crédito en mora y en cobro judicial, activos fijos, otros activos y cuentas por cobrar de dudosa cobranza.

La matriz Z incluyó al índice de precios al consumidor del Ecuador (IPC) y al índice de actividad económica coyuntural (IDEAC). El primero es estimado por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos [INEC] (INEC, 2022). Por su parte, el IDEAC, estimado por el Banco Central del Ecuador [BCE], es un indicador mensual de la producción del país e indica la tendencia de la actividad económica, siendo estructurado de acuerdo al valor agregado bruto de la industria-VAB (BCE, 2022). La inclusión de las variables macroeconómicas dentro del modelo empírico del presente estudio, se fundamentan en los modelos propuestos por Kar (2012), Bogan (2012), Cuéllar-Fernández et al. (2015), Irimia-Diéguez et al. (2016) y Chikalipah (2017). La Tabla 1 presenta la descripción, fuentes de información y la literatura que respalda cada una de las variables utilizadas en esta investigación.

Tabla 1. Descripción de variables utilizadas en el estudio

Variable	Tipo	Descripción	Respaldo bibliográfico
AF	Variable dependiente	Autosuficiencia financiera: (Ingresos Financieros Totales)/ (Gastos Financieros + Gastos de Operación + Gastos de Provisión)	Ahlin et al. (2010), Bogan (2012), Irimia-Diéguez et al. (2016), Bayai y Ikhide (2016) y Chikalipah (2017)
DPV	Variables explicativas pertenecientes a la matriz X del modelo empírico (Ecuación 5)	Depósitos a plazo/Depósitos a la vista	Bogan (2012) e Irimia-Diéguez et al. (2016) utilizan la variable depósitos/activos sin diferenciar el plazo, mientras que Cuéllar-Fernández et al. (2015) y Chikalipah (2017) usan la relación depósitos/carera. Por su parte, Bogan (2012), Kar (2012) y Cuéllar-Fernández et al. (2015) incluyeron en sus modelos la relación patrimonio sobre activos.
PAT		Patrimonio/total de activos	
ACT	Variables explicativas pertenecientes a la matriz Y del modelo empírico (Ecuación 5)	Activos totales de la COAC.	Bogan (2012), Kar (2012).
EDAD		Años de funcionamiento de la COAC en relación a cada año en análisis.	Kyereboah-Coleman (2007), Ahlin et al. (2010), Bogan (2012), Kar (2012), Cuéllar-Fernández et al. (2015), Chikalipah (2017). Kar (2012), Cuéllar-Fernández et al. (2015), Irimia-Diéguez et al. (2016), y Chikalipah (2017) utilizan la variable de cartera en mora mayor a 30 días (PAR 30), la cual es una parte de los activos improductivos netos definidos por SEPS (2020).
AI		Activos improductivos netos/total de activos	
IPC	Variables explicativas pertenecientes a la matriz Z del modelo empírico (Ecuación 5)	IPC del Ecuador dentro del período de análisis.	Ahlin et al. (2010), Bogan (2012), Chikalipah (2017).
IDEAC		Índice de actividad económica coyuntural, serie ajustada por tendencia dentro del período de análisis.	Bogan (2012) y Chikalipah (2017) utilizan el Producto Interno Bruto (PIB), mientras que Kar (2012) y Chikalipah (2017) utilizan al Producto Nacional Bruto (PNB) <i>per cápita</i> como variables de crecimiento económico, siendo ambas <i>proxy</i> del IDEAC. Pues, este último se estructura en base al VAB.

Fuente: Elaborado con base en información de las COACs que hace parte de la muestra, en información de SEPS (2022), INEC (2022), BCE (2022).

Análisis y Resultados

Análisis de estadística descriptiva

La Tabla 2 presenta los estadísticos descriptivos de las variables de la Ecuación 5. El promedio de 'autosuficiencia financiera' es superior a 100 %, mostrando que las COAC

de la muestra cubren sus obligaciones financieras y operativas con los ingresos generados de la intermediación financiera. De hecho, solamente en 15 % de las observaciones del panel de datos muestran que los gastos incurridos por las COAC son mayores que sus ingresos. En cuanto a la estructura de fondeo, los depósitos son las fuentes con

mayor concentración dentro de las COAC, con un promedio de 52 % del total de pasivos y patrimonio en el caso de los depósitos a plazo y 25 % en los depósitos a la vista. Dicha realidad contrasta con la presentada por Bogan (2012), en la que las IMF de su muestra presentan una estructura menos concentrada en los depósitos (32 %), mayor peso

relativo del patrimonio frente al caso ecuatoriano (29 % versus 15 %) y un aporte menor de donaciones (6 %), patrimonio que no existe en las COAC ecuatorianas. Además, ninguna COAC tiene menos de una década de funcionamiento, existiendo a su vez nueve entidades que llevan más de medio siglo en el mercado financiero del país.

Tabla 2. Estadísticos descriptivos del modelo empírico

Variable	Observaciones	Promedio	Desviación estándar	Mín.	Max.
AF	1104	1.13	0.12	0.70	1.51
DPV	1104	2.31	1.05	0.37	7.21
PAT	1104	0.15	0.03	0.09	0.22
ACT	1104	301.98	320.52	80.55	2.265.25
EDAD	1104	42	13	10	57
AI	1104	0.05	0.03	0.007	0.21
IPC	1104	105.28	0.35	104.37	106.17
IDEAC	1104	157.81	4.44	149.04	162.94

Fuente: elaboración propia.

Resultados econométricos

Una de las reglas utilizadas para detectar la multicolinealidad entre variables explicativas es el análisis de correlación entre parejas de regresores, en la que una alta correlación

indica un posible problema de colinealidad (Gujarati, 2004). La Tabla 3 muestra los resultados de las correlaciones bivariadas, utilizando el coeficiente de Pearson.

Tabla 3. Matriz de correlación

Variable	DPV	PAT	ACT	EDAD	AI	IPC	IDEAC
DPV	1						
PAT	-0.45	1					
ACT	-0.06	-0.46	1				
EDAD	-0.36	0.00	0.01	1			
AI	0.25	-0.14	0.05	-0.22	1		
IPC	0.06	-0.02	0.06	0.03	-0.05	1	
IDEAC	0.12	-0.08	0.15	0.07	-0.18	0.36	1

Fuente: elaboración propia.

Según los resultados, ninguna relación entre variables superó el 50 % de correlación, sugiriendo ausencia de colinealidad entre los regresores. Adicionalmente, se

realizó la prueba del FIV, aplicado mediante la estimación agrupada de paneles (*pooled*), cuyos resultados se muestran en la Tabla 4.

Tabla 4. Factor inflacionario de la varianza

Variable	FIV	1/FIV
DPV	1.85	0.54
PAT	1.92	0.52
ACT	1.54	0.65
EDAD	1.26	0.79
AI	1.15	0.87
IPC	1.15	0.87
IDEAC	1.27	0.79
FIV promedio	1.45	

Fuente: elaboración propia.

De acuerdo con Wooldridge (2013), existen indicios de alta multicolinealidad si el valor FIVj es superior a 10 (en el que j es cada regresor). Por tanto, al considerar que el valor máximo es 1.92 y el promedio de las variables explicativas es de 1.45, se

rechaza la existencia de colinealidad entre regresores. Una vez realizado el análisis de multicolinealidad se estimaron los modelos con efectos fijos y aleatorios, junto con la prueba de Hausman. Esto se observa en la Tabla 5.

Tabla 5. Modelos con efectos fijos, aleatorios y prueba de Hausman

	Modelo con efectos fijos	Modelo con efectos aleatorios
DPV	-0.01* (0.006)	-0.00003 (0.006)
PAT	-0.47*** (0.20)	-0.32* (0.18)
ACT	-0.00003 (0.00002)	-0.00001 (0.00002)
EDAD	0.02*** (0.004)	0.002** (0.001)
AI	-0.44*** (0.10)	-0.49*** (0.10)
IPC	-0.01*** (0.005)	-0.01* (0.006)
IDEAC	0.004*** (0.0009)	0.008*** (0.0006)
Constante	1.14 (0.55)	0.89 (0.56)
n	1 104	1 104
Grupos	23	23

Nota: * significativa al 10 %, ** significativa al 5 %, *** significativa al 1 %. Valor entre paréntesis es el error estándar.

Tabla 5. Modelos con efectos fijos, aleatorios y prueba de Hausman. Continuación

<i>F</i>	75.07***	
Wald χ^2		537.29***
Overall R^2	0.01	0.14
Prueba de Hausman (χ^2) Probabilidad		46.08 0.000

Fuente: elaboración propia.

Los resultados muestran rechazo a la hipótesis nula en la prueba de Hausman. De tal forma que, a un valor-p menor al 1%, el modelo que debería utilizarse para estimar la Ecuación 5 es el de efectos fijos.

Como se comentó en la introducción, y a modo de comparación, se presentan los

resultados de las regresiones con efectos fijos y aleatorios con el panel extendido 2016-2021, mismos que incluyen los años influenciados por la pandemia del Covid-19 y que son presentados en la Tabla 6.

Tabla 6. Modelos con efectos fijos, aleatorios y prueba de Hausman-panel 2016-2021

	Modelo con efectos fijos	Modelo con efectos aleatorios
<i>DPV</i>	-0.003 (0.005)	-0.005 (0.004)
<i>PAT</i>	0.37** (0.18)	0.34** (0.17)
<i>ACT</i>	-0.0001*** (0.00002)	-0.0001*** (0.00001)
<i>EDAD</i>	-0.0003 (0.002)	-0.0005 (0.0009)
<i>AI</i>	-0.62*** (0.01)	-0.65*** (0.09)
<i>IPC</i>	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)
<i>IDEAC</i>	0.002*** (0.0003)	0.002*** (0.0003)
Constante	0.51 (0.40)	0.55 (0.40)
<i>n</i>	1 656	1 656
Grupos	23	23
<i>F</i>	33.23***	
Wald χ^2		241.58***
Overall R^2	0.20	0.22
Prueba de Hausman (χ^2) Probabilidad		7.15 0.21

Nota: * significativa al 10 %, ** significativa al 5 %, *** significativa al 1 %. El valor entre paréntesis es el error estándar.

Fuente: elaboración propia.

Entre las principales diferencias de los resultados econométricos obtenidos con el panel 2016-2021 y el panel 2016-2019 se aprecia que la inclusión del período más volátil (2020-21) implicó cambio de signo de las variables *PAT*, *EDAD* e *IPC* en ambos modelos. Por otro lado, la variable *ACT* se vuelve estadísticamente no significativa con

los nuevos datos y la Prueba de Hausman cambia la probabilidad, sugiriendo el uso de un modelo de efectos aleatorios diferente al obtenido (efectos fijos) en el panel más estable. Estos resultados confirman la importancia de no incluir el período influenciado por la pandemia en el análisis de este trabajo.

Retomando los resultados de los modelos con el panel estable (2016-2019), en cuanto a las pruebas de especificación, se estimó la prueba de Pesaran para determinar la correlación contemporánea. El resultado de la misma fue 10.08 con valor-p inferior a 1 %, rechazando así la hipótesis nula y validando la presencia de dicho problema en el modelo (Hoechle, 2007). Por su parte, en la detección de heterocedasticidad se utilizó la prueba de Wald, que es recomendada para modelos de efectos fijos y cuyo resultado fue 462.99 con probabilidad ($p > \chi^2$) inferior a 1 %. Considerando que la hipótesis nula en esta prueba indica presencia de errores homocedásticos no se rechazaría la heterocedasticidad en el modelo propuesto, implicando la presencia de estimadores ineficientes. Para corregir este problema de estimación se utilizó el estimador PCSE, cuyos resultados se presentan en la Tabla 7.

Según los resultados, de las dos variables que componen la matriz relacionada con fondeo (matriz X), el patrimonio en relación a los activos (PAT) —a pesar de tener signo positivo (coincidiendo con Bogan (2012) y Cuéllar-Fernández et al. (2015)— no es estadísticamente significativo, lo cual

tendría coherencia con su aporte promedio en el total de fuentes de fondeo de las COAC en el período analizado (a diciembre 2019 la participación del patrimonio sobre el activo en las cooperativas segmento 1 fue 14.22 %). Esto implica que el monto de participación de capital en las cooperativas, sumado a los resultados del período y otras cuentas menores, no tendrían mayor incidencia en las operaciones financieras de dichas entidades. A pesar de que los costos de los recursos son nulos, una vez que los certificados de aportación de los socios de las COAC del segmento 1 del Ecuador no son remunerados. De acuerdo con SEPS (2016), dentro de la cuenta 41 -intereses causados- no existen obligaciones financieras de las COAC vinculadas con cuentas patrimoniales (como lo son los certificados de aportación). Posiblemente, esta última afirmación sea el motivo para que la variable PAT tenga distinto signo a los resultados de Kar (2012), quien obtuvo relaciones inversas entre capital y sostenibilidad de las IMF, justificándolas por el costo relativamente alto de los aportes patrimoniales en el largo plazo.

Tabla 7. Estimación de errores estándar corregidos para panel

Variables	Resultados
DPV	-0.019*** (0.003)
PAT	0.01 (0.10)
ACT	-0.00004*** (6.46e-06)
EDAD	-0.001*** (0.0002)
AI	-1.65*** (0.08)
IPC	-0.006 (0.01)
IDEAC	0.008*** (0.0008)
Constante	0.67 (1.07)
<i>n</i>	1 104
Grupos	23
Wald χ^2	632.72***
R^2	0.39

Nota: * significativa al 10 %, ** significativa al 5 %, *** significativa al 1 %. El valor entre paréntesis es el error estándar.
Fuente: elaboración propia.

Como fue descrito, las principales fuentes de financiamiento en las COAC analizadas son los depósitos que (dentro del Catálogo Único de Cuentas de la SEPS) son divididos por su plazo, este factor influye en la tasa de interés otorgada a los socios. De acuerdo con los resultados de la Tabla 7, la variable DPV (que relaciona depósitos de corto (a la vista) y largo plazo) presenta un valor negativo y estadísticamente significativo. Esto indica que una mayor proporción de depósitos de largo plazo sobre el total de depósitos (o una menor proporción de depósitos a la vista) implica menor autosuficiencia financiera. Dicho resultado guarda relación con los signos de los resultados obtenidos por Bogan (2012), Irimia-Diéguez et al. (2016), Cuéllar-Fernández et al. (2015) y Chikalipah (2017). No obstante, para Cuéllar-Fernández et al. (2015), el signo negativo entre depósitos y margen financiero tiene relación con los costos de regulación de las IMF para poder captar, mientras que Chikalipah (2017) aduce a ciertos costos de operación y no a los mayores costos financieros. Cabe señalar que, en el caso ecuatoriano, los costos financieros incurridos por las COAC para pagar mayores tasas de interés a los depósitos de mayor plazo, además de ser una política para atraer recursos de terceros a la entidad, implica menor volatilidad en el financiamiento. Pues, a mayor plazo en los pasivos existe menor descalce de plazos con los créditos otorgados, minimizando el riesgo de liquidez (SEPS, 2015).

Originalmente, se incluyó una tercera variable en la matriz de fondeo X, obligaciones financieras/activo, respaldada en los trabajos de Bogan (2012), Kar (2012) e Irimia-Diéguez et al. (2016). No obstante, su débil participación en el fondeo promedio de las COAC de la muestra (3 %), así como el hecho de ser una fuente de recursos no utilizada por algunas entidades en diversos períodos, llevó a excluirla del modelo final. Se aclara

que la supresión de esta variable no afectó en el signo o significancia de las otras variables del modelo empírico.

En relación con la matriz de variables de características de las COAC -matriz Y- se destaca el hecho de que todas ellas influyen negativamente en la autosuficiencia financiera de dichas entidades y, además, sus coeficientes son estadísticamente significativos al 1 %. El coeficiente de la variable ACT indica que, por cada cien millones de dólares adicionales en el total de activos, la autosuficiencia financiera de las COAC disminuiría 0.4 % en promedio, en razón de que el crecimiento de los activos debe ser financiado con captaciones del público. Esto termina por disminuir la capacidad patrimonial al asumir mayor volumen de activos de riesgo con un mayor potencial de generar pérdidas en el proceso de intermediación financiera.

El signo de este coeficiente coincide con los resultados de Bogan (2012) y Kar (2012). Sin embargo, este último autor justifica la relación negativa entre las dos variables en la estructura de fondeo de las IMF. Pues, a menor tamaño habría mayor dependencia de donaciones sin costos financieros y, por tanto, menor margen entre ingresos y gastos. Este análisis no podría ser aplicado al caso ecuatoriano, ya que la fuente patrimonial del sector cooperativo en el Ecuador no incluye a las donaciones y está constituida por los certificados de aportación y los resultados acumulados no distribuidos, así como la posibilidad de requerir a sus socios hasta un 3 % del monto de crédito desembolsado a su favor, monto que se destinará a fortalecer el Fondo Irrepartible de Reserva Legal, conforme lo establece la Resolución 127-2015-F JPRMF del 23 de septiembre del 2015 (Junta de Regulación Monetaria y Financiera, 2015b).

Llama la atención que el coeficiente de la variable EDAD presente en signo negativo, puesto que sugeriría que: a mayor tiempo de

funcionamiento de la COAC, el indicador de autosuficiencia financiera sería menor, resultado contrario a un criterio de mejora de desempeño en la IMF por la curva de aprendizaje de su giro del negocio.

No obstante, para el presente caso existen dos factores que deben ser considerados para justificar esta relación: 1) el tiempo mínimo de funcionamiento de las COAC, pues solamente 1 de 23 entidades tiene menos de 20 años de operación, mientras que el resto tienen dos o más décadas en el mercado, con lo cual posiblemente hayan alcanzado la curva de aprendizaje necesaria para manejar prudentemente su margen financiero. 2) los controles de supervisión efectiva, que, al estar basados en las normativas de Basilea, obligan a todas las COAC de la muestra (independiente de su edad) a ceñir sus operaciones a las mejores prácticas financieras. Según SEPS (2016), en el apartado Supervisión efectiva, se hace referencia a los principios del Comité de Basilea para una efectiva supervisión. Esta, en las instituciones del sector financiero popular y solidario, "es un componente esencial de un entorno sólido, debido al papel que dicho sector juega en el sistema de pagos y de movilización y distribución de ahorros" (SEPS, 2016, p. 5).

Por su parte, el coeficiente de AI tiene coherencia con los resultados de los estudios que incluyeron a la morosidad (PAR30) como variable de control e indica un aumento de 1 % en la relación de activos improductivos netos sobre activos totales, lo que implicaría una reducción de 1.65 % en la autosuficiencia financiera. Dicho resultado tiene sentido al considerar algunas relaciones: 1) mayor morosidad eleva los gastos de provisión y disminuye los ingresos financieros, 2) más casos de cobro judicial implicarían mayores gastos administrativos y 3) una elevada cantidad de activos fijos no aumentaría proporcionalmente los ingresos financieros de las COAC.

Los coeficientes de las covariables macroeconómicas tienen los signos y significancia estadística esperada. Pues, por un lado, la variación del IPC (tasa de inflación) muestra que, frente a un aumento generalizado y sostenido de los precios de la economía ecuatoriana, las COAC tendrían menor autosuficiencia financiera en promedio. Posiblemente, por menores ingresos financieros y mayores gastos de provisión vinculados con problemas de morosidad, cuyo origen, entre otros factores, podría obedecer a rentas más bajas en términos reales. No obstante, dicho efecto no debería ser relevante en el Ecuador (tal como lo muestra el valor-p de la variable), ya que en su economía dolarizada la inflación anual se mantiene en niveles controlados, encontrándose la serie entre enero 2016 y diciembre 2020 en 0.55 % de inflación promedio anual (INEC, 2022). Finalmente, el coeficiente del IDEAC muestra que el crecimiento en la economía local implica mayor riqueza en todos los agentes y que, por consiguiente, repercute en la solvencia del sistema cooperativo y sus indicadores financieros.

Discusión y Conclusiones

La presente investigación, mediante modelos econométricos de datos de panel, buscó determinar la estructura de fondeo de una muestra de COAC del segmento 1 del Ecuador, utilizando información oficial de la SEPS, BCE e INEC dentro del período 2016-2019. Su relevancia y pertinencia se fundamentan en el peso de las COACs dentro del sector financiero ecuatoriano, ya que dichas entidades, más allá de ser la base de la Economía Popular y Solidaria (o microfinanzas como es llamada en otros países) son parte fundamental del engranaje del sistema financiero del Ecuador.

Los resultados de la matriz de variables de fondeo muestran que los recursos

con mayores costos, como es el caso de los depósitos a largo plazo, implicarían una reducción de la variable dependiente autosuficiencia financiera. Junto a esto se obtuvo una relación positiva (y estadísticamente no significativa) entre el patrimonio y la AF de las COAC. Estos resultados demuestran que las COAC del segmento 1 del Ecuador, más allá de pertenecer formalmente al sector financiero de la EPS, en su captación de recursos son más cercanas a la dinámica de los bancos, instituciones en las que el patrimonio tiene poca incidencia en la generación de ingresos financieros y no existen figuras de fondeo propias de las microfinanzas como son las donaciones (*'grants'*). No obstante, la necesidad de recursos en las COAC ha desembocado en el pago de mayores tasas de interés a sus socios depositantes que, si bien ha tenido como efecto una mayor proporción de depósitos a plazo en relación a depósitos a la vista según la evidencia empírica, tendrían impacto negativo en la autosuficiencia financiera. Por lo cual, toda diversificación enfocada a disminuir el apalancamiento costoso contribuiría a mejorar dicho indicador.

El crecimiento del sector cooperativo del segmento 1 se explica en la mayor proporción de captaciones en depósitos a plazo fijo que constituye su principal fuente de financiamiento. Si bien dicha estrategia de fondeo ha incidido en una mayor participación dentro del sistema financiero nacional, su costo es oneroso frente al bancario, el cual se enfoca en los depósitos a la vista. La cuenta depósitos a la vista (en la que se incluyen depósitos de ahorro, depósitos monetarios y otros depósitos) representó 62.7 % del total de depósitos del sistema bancario ecuatoriano entre 2016-19 (Asobanca, 2022).

Para revertir la tendencia del mayor costo promedio ponderado de las fuentes de fondeo del sector cooperativo es necesario invertir en nuevas tecnologías transaccio-

nales que le permitan a los socios y clientes reducir el costo transaccional. Dentro de estas tecnologías se pueden considerar la implementación de productos y servicios electrónicos que no impliquen la presencia física del socio/cliente, más aún en un contexto de distanciamiento social generado a partir de la pandemia del Covid-19. Por lo que el reto tecnológico será el nuevo paradigma del sector cooperativo para los siguientes años.

Por su parte, los signos negativos de las variables de la matriz Y son muestra de las particularidades de este grupo de COAC que, sin ser el segmento con más entidades, es el de mayor aporte al sistema cooperativo ecuatoriano. En este contexto, especialmente por las rígidas y exigentes normativas de gestión de riesgo a las que se someten dichas IMF, se ha provocado una suerte de estandarización en su manejo financiero sin que variables importantes en otros mercados de microfinanzas —como son el tamaño (ACT) y tiempo de funcionamiento (EDAD)— tengan un comportamiento típico que valide la hipótesis de mejor autosuficiencia financiera en función de su curva de aprendizaje o de economías de escala provenientes de un mayor tamaño en las operaciones.

Con relación a las variables de control macroeconómicas el resultado de IDEAC deja clara la relación entre el crecimiento general de la economía y la estabilidad de su sistema financiero. Por otro lado, el coeficiente de IPC se alinea con la relativa estabilidad de precios que ha existido en el país en las últimas dos décadas. Estabilidad generada, entre otros factores, por el uso local de una moneda fuerte como es el dólar de los Estados Unidos que, al estar blindada de procesos de devaluación por parte del Gobierno local, disminuye la volatilidad y sus impactos, especialmente en el sector real y financiero.

Si bien el estudio se enfoca en un grupo importante del sistema cooperativo ecuatoriano (por participación en el mercado), podría

no representar las características de otros segmentos que agrupan a COAC de menor tamaño que, en general, presentan mayores dificultades en la búsqueda y diversificación de fuentes de financiamiento de bajo costo y que tienen menor cobertura geográfica, pero también un grado menos estricto de supervisión. En definitiva, considerando a este como un estudio inicial sobre las particularidades del fondeo en el sistema cooperativo ecuatoriano se abre un camino para analizar a las entidades no incluidas en la investigación, que en el primer trimestre 2022 suman más de 400 entidades a nivel nacional.

Finalmente, como recomendación adicional sobre trabajos derivados de esta investigación, una vez que se obtengan por lo menos tres años de datos en la pos pandemia (2022-2024), se podría generar un estudio comparativo con las mismas entidades y variables. Con la intención de analizar y concluir, desde la óptica de la autosuficiencia financiera, los efectos de la pandemia del Covid-19 en las COAC del segmento 1 del Ecuador.

Referencias

- Aguilar Andía, G. (2013). Microfinanzas y crecimiento regional en el Perú. *Economía*, 36(72), 143-173.
- Ahlin, C., Lin, J., & Maio, M. (2010). Where Does Microfinance Flourish? Microfinance Institution Performance in Macroeconomic Context. *Journal of Development Economics*, 95(2), 105-120. <https://doi.org/10.1016/j.jdevec.2010.04.004>
- Akhter, N. (2018). The Impact of Liquidity and Profitability on Operational Efficiency of Selected Commercial Banks in Bangladesh: A Panel Data Study. *Global Journal of Management and Business Research*, 18(7), 12-24.
- Almaqatari, F.A., Al-Homaidi, E. A., Tabash, M.I., & Farhan, N.H. (2018). The Determinants of Profitability of Indian Commercial Banks: A Panel Data Approach. *International Journal of Finance & Economics*, 24(1), 168-185. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1655>
- Almaqatari, F.A., Hashid, A., Farhan, N.H., Tabash, M.I., & Al-ahdal, W.M. (2020). An Empirical Examination of the Impact of Country-Level Corporate Governance on Profitability of Indian Banks. *International Journal of Finance & Economics*. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2250>
- Athari, S.A., & Bahreini, M. (2021). The Impact of External Governance and Regulatory Settings on the Profitability of Islamic Banks: Evidence from Arab Markets. *International Journal of Finance & Economics*. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2529>
- Asociación de Bancos Privados del Ecuador [Asobanca]. (2022). Sistema de información financiera. Datalab. <https://bit.ly/3BVCnlz>
- Bailey, D., & Katz, J.N. (2011). Implementing Panel Corrected Standard Errors in R: The Pcse Package. *Journal of Statistical Software*, 42(CS1), 1-11. <https://doi.org/10.18637/jss.v042.c01>
- Baltagi, B.H., Feng, Q., & Kao, C. (2012). A Lagrange Multiplier Test for Cross-Sectional Dependence in A Fixed Effects Panel Data Model. *Journal of Econometrics*, 170(1), 164-177. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2012.04.004>
- Baltagi, B.H., Jung, B.C., & Song, S.H. (2010). Testing for Heteroskedasticity and Serial Correlation in a Random Effects Panel Data Model. *Journal of Econometrics*, 154(2), 122-124. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1808187>
- Banco Central del Ecuador [BCE]. (2022). *Índice de actividad económica coyuntural (IDEAC)*. BCE. <https://bit.ly/3QQtVt0>
- Barriga, N. (2020). La concentración productiva como determinante de la oferta de crédito en América Latina. *Estudios de la Gestión: Revista Internacional de Administración*, (6), 155-184. <https://doi.org/10.32719/25506641.2019.6.7>
- Baum, C.F. (2001). Residual Diagnostics for Cross-Section Time Series Regression Models. *The Stata Journal*, 1(1), 101-104. <https://doi.org/10.1177/1536867x0100100108>
- Bayai, I., & Ikhide, S. (2016). Financing and Financial Sustainability of Microfinance Institutions (Mfis): A Conceptual View. *Banks and Bank Systems*, 11(2), 21-32. [http://dx.doi.org/10.21511/bbs.11\(2\).2016.03](http://dx.doi.org/10.21511/bbs.11(2).2016.03)

- Beck, N., & Katz, J.N. (1995). What to do (and not to do) With Time-Series Cross-Section Data. *American Political Science Review*, 89(3), 634-647. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1658640>
- Berger, A.N., & Udell, E.B. (2006). Capital Structure and Firm Performance: A New Approach to Testing Agency Theory and an Application to the Banking Industry. *Journal of Banking & Finance*, 30(4), 1065-1102. <https://doi.org/10.2139/ssrn.361280>
- Bogan, V.L. (2012). Capital Structure and Sustainability: An Empirical Study of Microfinance Institutions. *Review of Economics and Statistics*, 94 (4), 1045-1058. https://doi.org/10.1162/rest_a_00223
- Breusch, T.S., & Pagan, A.R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Cameron, A.C., & Trivedi, P.K. (2010). *Microeconomics Using Stata* (revised ed.). Number Musr in Stata Press books. StataCorp LP.
- Chikalipah, S. (2017). Financial Sustainability of Microfinance Institutions in Sub-Saharan Africa: Evidence from GMM Estimates. *Enterprise development & microfinance*, 28(3), 182-199. <https://doi.org/10.3362/1755-1986.16-00023>
- Cohen, R.D. (2004). The Optimal Capital Structure of Depository Institutions. *Wilmott*, 2004(2), 38-49. <https://doi:10.1002/wilm.42820040213>
- Cuasquer, H., & Maldonado, R.A. (2011). *Microfinanzas y microcrédito en Latinoamérica. Estudios de caso: Colombia, Ecuador, El Salvador, México y Paraguay*. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos - CEMLA.
- Cuéllar-Fernández, B., Fuertes-Callén, Y., Serrano-Cinca, C., & Gutiérrez-Nieto, B. (2015). Determinants of Margin in Microfinance Institutions. *Applied Economics*, 48(4), 300-311. <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1078447>
- Economist Intelligence Unit. (2013). *Microscopio global sobre el entorno para las microfinanzas 2013*. FOMIN, CAF, Center for Financial Inclusion ACCION, Citi Microfinance.
- Greene, W.H. (2012). *Econometric Analysis*. Pearson.
- Gujarati, D. (2004). *Econometría*. McGraw-Hill Interamericana Editores SA.
- Hausman, J.A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46(6), 1251-1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- Hoechle, D. (2007). Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence. *The Stata Journal*, 7(3), 281-312. <https://doi.org/10.1177/1536867x0700700301>
- Instituto Nacional de Estadísticas y Censos [INEC]. (2022). *Índice de precios al consumidor*. INEC. <https://bit.ly/3SkGEJs>
- Irimia-Diéguez, A., Blanco-Oliver, A., & Oliver-Alfonso, M.D. (2016). Modelización de la autosuficiencia de las instituciones microfinancieras mediante regresión logística basada en análisis de componentes principales. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 21(40), 30-38. <https://doi.org/10.1016/j.jefas.2015.12.002>
- Junta de Regulación Monetaria Financiera. (2015a). *Resolución No.038-2015-F*. <https://bit.ly/3DyIbTb>
- Junta de Regulación Monetaria Financiera. (2015b). *Resolución No.127-2015-F*. <https://bit.ly/3BucTdB>
- Junta de Regulación Monetaria Financiera (2020a). *Resolución No.569-2020-F*. <https://bit.ly/3qNqN5A>
- Junta de Regulación Monetaria Financiera (2020b). *Resolución No.582-2020-F*. <https://bit.ly/3BADtlo>
- Kar, A.K. (2012). Does Capital and Financing Structure Have any Relevance to the Performance of Microfinance Institutions? *International Review of Applied Economics*, 26(3), 329-348. <https://doi.org/10.1080/02692171.2011.580267>
- Kyereboah-Coleman, A. (2007). The Impact of Capital Structure on the Performance of Microfinance Institutions. *The Journal of Risk Finance*, 8(1), 56-71. <https://doi.org/10.1108/15265940710721082>
- Larraín, P. (2009). *¿Existe un modelo de microfinanzas en América Latina?* CEPAL.
- Marques, A.C., Fuinhas, J.A., & Gaspar, J.D.S. (2016). On The Nexus of Energy Use-Eco-

- conomic Development: A Panel Approach. *Energy Procedia*, 106, 225-234. <https://doi.org/10.1016/j.egypro.2016.12.118>
- Ocaña, E. (2018). *Formalización de las microfinanzas y su impacto en el desarrollo del Sistema Financiero Ecuatoriano*. Superintendencia de Bancos. <https://bit.ly/3R1MJUZ>
- Pesaran, M.H (2004). *General Diagnostic Test for Cross Section Dependence in Panels*. Working Paper No. 1229. Center for Economic Studies and Ifo Institute (CESifo).
- Presidencia de la República del Ecuador. (2018). *Ley Orgánica de Economía de la Economía Popular y Solidaria y del Sector Financiero Popular y Solidario*. <https://bit.ly/3RYJm2q>
- Reed, W.R., & Ye, H. (2011). Which Panel Data Estimator Should I Use? *Applied economics*, 43(8), 985-1000. <https://doi.org/10.1080/00036840802600087>
- Roa, M.J., & Warman, F. (2016). Intermediarios financieros no bancarios en América Latina: ¿Shadow Banking? *Cuadernos de Economía*, 39(109), 49-63. <https://doi.org/10.1016/j.cesjef.2015.07.004>
- Shoaib, A. (2011). Measuring Performance Through Capital Structure: Evidence from Banking Sector of Pakistan. *African Journal of Business Management*, 5(5), 1871-1879.
- Siddik, M., Alam, N., Kabiraj, S., & Joghee, S. (2017). Impacts of Capital Structure on Performance of Banks in a Developing Economy: Evidence from Bangladesh. *International Journal of Financial Studies*, 5(13), 1-18. <https://doi.org/10.3390/ijfs5020013>
- Superintendencia de Bancos del Ecuador. (2020). *Portal Estadístico*. <https://bit.ly/3DxS10m>
- Superintendencia de Economía Popular y Solidaria [SEPS]. (2015). *Análisis de Riesgo de Liquidez del Sector Financiero Popular y Solidario*. <https://bit.ly/3dmnhfu>
- Superintendencia de Economía Popular y Solidaria [SEPS]. (2016). *Resolución No. SEPS-IGT-ISF-ITICA-IGJ-2016-226*. <https://bit.ly/3BQfwHZ>
- Superintendencia de Economía Popular y Solidaria [SEPS]. (2020). *Nota Técnica: Fichas Metodológicas de Indicadores Financieros*. <https://bit.ly/3BTm5JN>
- Superintendencia de Economía Popular y Solidaria [SEPS]. (2022). *Boletines financieros mensuales*. <https://bit.ly/3LGTZVD>
- Tchuigoua, H.T. (2014). Institutional Framework and Capital Structure of Microfinance Institutions. *Journal of Business Research*, 67(10), 2185-2197. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2014.01.008>
- Torres-Moscoso, D. F., Cordero-Moreno, D. G., Tonon-Ordóñez, L. B., & Fernández-Palomeque, E. E. (2022). Análisis Financiero para la Implementación de un Bus Eléctrico Urbano en la Ciudad de Cuenca. *Economía y Negocios*, 13(1), 133 - 149. <https://doi.org/10.29019/eyn.v13i1.939>
- Velásquez, R.E.A. (2007). El microcrédito como alternativa de crecimiento en la economía colombiana. *Revista Ciencias Estratégicas*, 15(17), 39-58.
- Wooldridge, J.M. (2013). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. CENGAGE Learning.



Copyright © The Author(s) - 2022