IBERO CIENCIAS
Revista Científica y Académica
ISSN 3072-7197

RIESGO CREDITICIO Y RENTABILIDAD DE LA BANCA PRIVADA ECUATORIANA: EVIDENCIA DE DATOS DE PANEL, 2015–2024

CREDIT RISK AND PROFITABILITY OF ECUADORIAN PRIVATE BANKS: PANEL DATA EVIDENCE, 2015–2024

AUTORES
Laura Lisseth García Tene
Universidad Estatal de Milagro, Ecuador

Luis Ernesto Chimbo Caizaguano
Universidad de Investigacion e Innovacion, Mexico (UIIX)

Vol. 5 - Número 4
Octubre - Diciembre
2026

Redilat
Red de Investigadores Latinoamericanos

Ibero Ciencias - Revista Científica y Académica
ISSN: 3072-7197 DOI: 10.63371
www.revistaiberociencias.org

DOI: https://doi.org/10.63371/ic.v5.n4.a1803

Fecha de Postulación: 22 de agosto 2026
Fecha de Aceptación: 28 de octubre 2026

Riesgo crediticio y rentabilidad de la banca privada ecuatoriana: evidencia de datos de panel, 2015–2024

Credit Risk and Profitability of Ecuadorian Private Banks: Panel Data Evidence, 2015–2024

Laura Lisseth García Tene
lissethgarcia99@gmail.com
https://orcid.org/0009-0007-6555-7845
Universidad Estatal de Milagro (UNEMI)
Milagro, Ecuador

Luis Ernesto Chimbo Caizaguano
lchimboc@comunidad.uiix.edu.mx
https://orcid.org/0009-0001-5856-3426
Universidad de Investigacion e Innovacion Mexico (UIIX)
Morelos, México

RESUMEN

En una economía dolarizada, la banca carece de un prestamista de última instancia con capacidad de emisión, lo que eleva la relevancia de la gestión del riesgo crediticio. Este artículo estima la asociación entre dos indicadores de riesgo crediticio —la morosidad y la razón de provisiones sobre cartera— y la rentabilidad sobre activos (ROA) de la banca privada ecuatoriana entre 2015 y 2024. Se empleó un diseño cuantitativo, explicativo, no experimental y longitudinal, con un panel desbalanceado de 23 bancos privados supervisados por la Superintendencia de Bancos del Ecuador (227 observaciones banco-año). Tras winsorizar las variables en los percentiles 1 y 99, se estimaron modelos de efectos fijos y aleatorios; la prueba de Hausman favoreció los efectos fijos y la inferencia final se basó en errores estándar de Driscoll-Kraay, robustos a la heterocedasticidad y a la dependencia transversal detectadas. El ROA se asocia negativa y significativamente con la morosidad ($\beta = -0{,}2811$; $p = 0{,}003$) y con las provisiones ($\beta = -0{,}2637$; $p < 0{,}001$): un aumento de un punto porcentual en cada indicador se asocia, dentro de cada banco, con reducciones de alrededor de 0,28 y 0,26 puntos porcentuales del ROA. El tamaño y la liquidez no resultaron significativos, y el modelo explica el 53,7 % de la variación intrabanco del ROA. Estos resultados, que constituyen asociaciones condicionales y no efectos causales, respaldan la importancia de la calidad de la cartera y de una política de provisiones prudente para la rentabilidad bancaria en un entorno dolarizado.

Palabras clave: riesgo crediticio, morosidad, provisiones, rentabilidad bancaria, datos de panel

ABSTRACT

In a dollarized economy, banks lack a lender of last resort with money-issuing capacity, which heightens the relevance of credit risk management. This article estimates the association between two credit risk indicators—the non-performing loan ratio and the loan loss provision ratio—and the return on assets (ROA) of Ecuadorian private banks between 2015 and 2024. A quantitative, explanatory, non-experimental, longitudinal design was used, based on an unbalanced panel of 23 private banks supervised by the Superintendence of Banks of Ecuador (227 bank-year observations). After winsorizing the variables at the 1st and 99th percentiles, fixed- and random-effects models were estimated; the Hausman test favored fixed effects, and final inference relied on Driscoll-Kraay standard errors, robust to the heteroskedasticity and cross-sectional dependence detected. ROA is negatively and significantly associated with non-performing loans ($\beta = -0.2811$; $p = .003$) and provisions ($\beta = -0.2637$; $p < .001$): a one-percentage-point increase in each indicator is associated, within each bank, with reductions of about 0.28 and 0.26 percentage points in ROA. Bank size and liquidity were not significant, and the model explains 53.7% of the within-bank variation in ROA. These results, which are conditional associations rather than causal effects, underscore the importance of loan portfolio quality and prudent provisioning policies for bank profitability in a dollarized environment.

Keywords: credit risk, non-performing loans, loan loss provisions, bank profitability, panel data

INTRODUCCIÓN

El sistema financiero canaliza recursos desde los agentes superavitarios hacia quienes requieren financiamiento, reduce los costos de información y facilita la gestión del riesgo, con efectos sobre la asignación del capital y el crecimiento económico (Levine, 2005; Mishkin, 2016). Dentro de él, los bancos son el principal mecanismo de intermediación y, por la naturaleza de su actividad, están expuestos de manera permanente al riesgo crediticio, es decir, a la posibilidad de que un deudor no cumpla oportunamente con los compromisos pactados (Saunders & Allen, 2010). La crisis financiera de 2008 mostró que las deficiencias en la evaluación y el control de este riesgo pueden comprometer la solidez del sistema en su conjunto, lo que motivó el fortalecimiento de los requerimientos de capital, liquidez y gestión de riesgos en el marco de Basilea III (Basel Committee on Banking Supervision [BCBS], 2011).

En Ecuador, esta exposición adquiere una dimensión particular. La dolarización oficial, vigente desde el año 2000, elimina la posibilidad de una política monetaria autónoma y de un prestamista de última instancia con capacidad ilimitada de emisión, de modo que cada entidad debe autogestionar su liquidez y su riesgo con un margen de maniobra menor que el de las economías con moneda propia. En este entorno, las pérdidas por impago no solo reducen los resultados contables, sino que comprometen el capital y, eventualmente, la estabilidad del sistema de pagos.

Entre 2015 y 2024, la banca privada ecuatoriana atravesó al menos tres episodios de perturbación. En 2015, la caída de los precios del petróleo y el ajuste fiscal deterioraron la capacidad de pago de los agentes, y el índice de morosidad de la cartera pasó de 2,87 % en 2014 a 3,66 % en 2015 (Superintendencia de Bancos del Ecuador, 2015). En 2020, la pandemia de COVID-19 redujo la rentabilidad del sistema, cuyo ROA descendió por debajo del 1 %, mientras la morosidad se ubicó alrededor del 2,8 % y las entidades recurrieron a procesos masivos de refinanciamiento y reestructuración (Superintendencia de Bancos del Ecuador, 2021). Durante 2022 y 2023, la recuperación fue gradual y heterogénea: la morosidad superó el 3 % en 2023 (Asociación de Bancos Privados del Ecuador [Asobanca], 2023) y las entidades fortalecieron sus provisiones hasta mantener índices de cobertura superiores al 200 % (Superintendencia de Bancos del Ecuador, 2024).

La evidencia empírica nacional sobre la relación entre riesgo crediticio y rentabilidad bancaria es todavía limitada. Lapo-Maza et al. (2021) encontraron un efecto negativo del riesgo crediticio sobre el ROA en una muestra de bancos ecuatorianos durante 2012–2017, mediante modelos de ecuaciones estructurales; otros trabajos recientes analizan segmentos distintos del sistema financiero, como las mutualistas (Andrade Cornejo et al., 2024), abordan el riesgo de crédito desde otras perspectivas (Valarezo et al., 2024) o se centran en la relación entre concentración y rentabilidad (Salas-Tenesaca, 2025). En la revisión realizada no se identificó un estudio que estime conjuntamente la asociación de la

morosidad y de las provisiones con el ROA, mediante datos de panel, para el conjunto de bancos privados con información disponible durante una ventana que incluya la pandemia y la etapa posterior.

En consecuencia, el objetivo de este artículo es estimar las asociaciones condicionales entre la morosidad y la razón de provisiones, por un lado, y el ROA de la banca privada ecuatoriana durante el período 2015–2024, por otro, controlando por el tamaño y la liquidez de las entidades. Conviene precisar desde el inicio el alcance del indicador dependiente: el ROA se emplea como medida operativa de la rentabilidad, una de las dimensiones de la sostenibilidad financiera bancaria, y no como una medida exhaustiva de esta. El artículo se organiza en cinco secciones adicionales: el marco teórico y las hipótesis, el método, los resultados, la discusión y las conclusiones.

MARCO TEÓRICO Y EVIDENCIA EMPÍRICA

Rentabilidad bancaria y rendimiento sobre activos

La sostenibilidad financiera de un banco depende de varias dimensiones interconectadas —la adecuación del capital, la calidad de los activos, la eficiencia operativa, la liquidez y la rentabilidad—, de modo que el deterioro de una de ellas puede propagarse a las demás (Rose & Hudgins, 2013). La rentabilidad resume las decisiones de captación, colocación, administración de costos y gestión de riesgos, y es condición para la permanencia de las entidades en el mercado (Mishkin, 2016). El ROA, definido como el cociente entre la utilidad neta y los activos totales, mide el rendimiento que cada unidad monetaria de activo genera para la institución. Athanasoglou et al. (2008) lo prefieren frente al rendimiento sobre el patrimonio (ROE) porque no se ve distorsionado por las diferencias de apalancamiento entre entidades, propiedad relevante en paneles de bancos de distinto tamaño; Dietrich y Wanzenried (2011) también lo emplean como variable dependiente en su análisis de la banca suiza. En Ecuador, la Superintendencia de Bancos lo calcula de forma regular como parte de sus indicadores financieros (Superintendencia de Bancos del Ecuador, 2024).

Riesgo crediticio: morosidad y provisiones

El riesgo crediticio se manifiesta de forma observable en la morosidad, medida habitualmente como la proporción de la cartera vencida sobre la cartera total (Rose & Hudgins, 2013). Su deterioro reduce la rentabilidad por tres canales: los préstamos en mora dejan de generar ingresos por intereses, obligan a constituir provisiones adicionales y elevan los costos administrativos y legales de recuperación (Mishkin, 2016). Berger y DeYoung (1997), mediante pruebas de causalidad de Granger, documentaron que los préstamos problemáticos y la eficiencia en costos se relacionan en ambas direcciones: la mala gestión antecede al deterioro de la cartera (hipótesis de mala gestión), pero los choques externos también pueden deteriorarla y elevar posteriormente los costos (hipótesis de mala suerte). En la misma línea, Louzis et al. (2012) mostraron que indicadores de desempeño y eficiencia anticipan la evolución de los préstamos morosos en Grecia. Esta bidireccionalidad advierte sobre la endogeneidad potencial de la morosidad en cualquier ecuación de rentabilidad.

Las provisiones para cartera de crédito constituyen el reconocimiento contable anticipado de las pérdidas esperadas y se registran como gasto, por lo que su incremento reduce la utilidad neta del período. Laeven y Majnoni (2003) mostraron que los bancos tienden a provisionar de manera insuficiente durante las expansiones y en exceso durante las contracciones (*too much, too late*), lo que acentúa la prociclicidad de las utilidades y del capital; Bikker y Metzemakers (2005) confirmaron, para 29 países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), la sensibilidad de las provisiones al ciclo económico. Al mismo tiempo, un nivel adecuado de provisiones protege el capital frente a pérdidas futuras, de modo que su costo inmediato sobre la rentabilidad es la contrapartida de una mayor resiliencia (BCBS, 2011). En Ecuador, la normativa combina provisiones específicas, asociadas a la calificación de riesgo de cada deudor, con provisiones genéricas, por lo que su nivel refleja tanto decisiones de gestión como exigencias regulatorias (Superintendencia de Bancos del Ecuador, 2024).

Tamaño y liquidez como variables de control

El tamaño, medido por el logaritmo natural de los activos, puede favorecer la rentabilidad mediante economías de escala y diversificación, pero también puede asociarse con deseconomías de gestión (Rose & Hudgins, 2013). La evidencia es mixta: Athanasoglou et al. (2008) no hallaron un efecto significativo en la banca griega; Flamini et al. (2009) reportaron una relación positiva en bancos de África subsahariana, y Lapo-Maza et al. (2021) no encontraron un efecto significativo en Ecuador. La liquidez, por su parte, plantea una disyuntiva entre seguridad y rentabilidad, pues los activos líquidos reducen el riesgo de iliquidez pero tienen un costo de oportunidad; Dietrich y Wanzenried (2011) no hallaron un efecto significativo sobre el ROA. En una economía dolarizada, la necesidad de mantener colchones precautorios podría atenuar aún más la relación entre liquidez y rentabilidad.

Evidencia empírica

La literatura sobre determinantes de la rentabilidad bancaria identifica de manera consistente una relación inversa entre el riesgo crediticio y el desempeño. Athanasoglou et al. (2008), con un panel dinámico de bancos griegos entre 1985 y 2001, encontraron que el riesgo crediticio se asocia negativamente con la rentabilidad. Dietrich y Wanzenried (2011), con 372 bancos suizos entre 1999 y 2009, hallaron que la razón de provisiones por pérdidas crediticias reduce el ROA, con mayor intensidad durante la crisis. Ali y Puah (2019) obtuvieron un resultado negativo y significativo del riesgo de crédito sobre la rentabilidad de la banca pakistaní, y Mendoza y Rivera (2017) lo confirmaron en bancos rurales de Filipinas. A escala regional, Saona (2016) examinó los determinantes internos y externos de la rentabilidad de los bancos latinoamericanos; a escala global, Lamothe et al. (2024) y Almaskati (2022) concluyen que los factores específicos de cada banco, en particular la calidad de los activos y la gestión del riesgo, tienen mayor capacidad explicativa que las variables externas. En Ecuador, Lapo-Maza et

al. (2021) identificaron un efecto negativo del riesgo crediticio sobre el ROA y la ausencia de efectos significativos de la estructura de capital y del tamaño.

Hipótesis

A partir de lo anterior, se plantean dos hipótesis. *H1*: el índice de morosidad se asocia negativa y significativamente con el ROA de los bancos privados ecuatorianos, una vez controlada la heterogeneidad no observada de cada entidad. *H2*: la razón de provisiones sobre la cartera se asocia negativa y significativamente con el ROA, bajo las mismas condiciones. Para el tamaño se espera un signo ambiguo y para la liquidez un coeficiente positivo o cercano a cero.

MÉTODO

Diseño, población y datos

El estudio es cuantitativo, explicativo, no experimental y longitudinal, con un diseño de datos de panel que combina la dimensión transversal (bancos) y la temporal (años). Se trabajó con un censo de los 23 bancos privados supervisados por la Superintendencia de Bancos del Ecuador que registraron información financiera disponible para las variables analizadas entre 2015 y 2024. Los datos corresponden a cifras anuales de cierre de ejercicio, obtenidas de los estados financieros publicados en el portal estadístico de dicha entidad.

El panel es desbalanceado. De las 230 combinaciones banco-año teóricamente posibles, se dispone de 227 observaciones: 21 bancos cuentan con los diez años completos (210 observaciones), mientras que dos entidades se incorporaron al registro de banca privada después de 2015 —una con nueve años de información (2016–2024) y otra con ocho (2017–2024)—. No se imputaron valores faltantes; los estimadores empleados admiten paneles desbalanceados. Dado que las 23 entidades registran información hasta 2024, el panel comprende los bancos vigentes al final del período y no incluye eventuales entidades que hubieran salido del sistema con anterioridad.

Variables

La Tabla 1 presenta la definición operativa de las variables y el signo esperado de su asociación con el ROA. Todas las razones se expresan en forma decimal; por ello, los coeficientes estimados se interpretan como el cambio en el ROA, en las mismas unidades, ante un cambio unitario del regresor.

Tabla 1
Definición operativa de las variables y signo esperado

Variable	Símbolo	Tipo	Definición operativa	Signo esperado
Rendimiento sobre activos	ROA	Dependiente	Utilidad neta / activos totales	—
Morosidad	MOR	Explicativa	Cartera vencida / cartera total	−

Provisiones	PROV	Explicativa	Provisiones para cartera de crédito / cartera total	–
Tamaño	lnTAM	Control	Logaritmo natural de los activos totales	±
Liquidez	LIQ	Control	Activos líquidos / pasivos de corto plazo	+ o ≈ 0

Nota: Elaboración propia con datos de la Superintendencia de Bancos del Ecuador (2015–2024). Los indicadores se calcularon a partir de las cuentas de los estados financieros reportados a la Superintendencia, conforme a las definiciones de la tabla.

Tratamiento de valores atípicos

Las distribuciones originales presentaron curtosis extremas (ROA: 56,80; morosidad: 166,84; provisiones: 173,31). Para reducir la influencia de las observaciones extremas sin perder tamaño muestral (Verardi & Croux, 2009), el ROA, la morosidad, las provisiones y la liquidez se winsorizaron en los percentiles 1 y 99 del conjunto del panel mediante el comando winsor2 de Stata 19; es decir, los valores situados fuera de esos umbrales se reemplazaron por el valor del percentil correspondiente. Tras el procedimiento, la asimetría del ROA pasó de −6,28 a −3,47 y su curtosis de 56,80 a 16,54. El logaritmo de los activos no se winsorizó, dado que su curtosis (1,75) no indicaba valores extremos influyentes. Las estimaciones de la Tabla 4 se basan en las variables así tratadas.

Especificación y estrategia de estimación

Se estimó el siguiente modelo:

$$ROA_{it} = \alpha_i + \beta_1 MOR_{it} + \beta_2 PROV_{it} + \beta_3 lnTAM_{it} + \beta_4 LIQ_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde $i = 1, \ldots, 23$ identifica al banco; $t = 2015, \ldots, 2024$, al año; α_i es el efecto individual de cada banco, que recoge la heterogeneidad no observada e invariante en el tiempo, y ε_{it} es el término de error idiosincrásico.

Se estimaron modelos de efectos fijos y de efectos aleatorios, y su elección se basó en la prueba de Hausman (1978). Sobre el modelo seleccionado se evaluaron la heterocedasticidad entre grupos mediante la prueba de Wald modificada (Baum, 2001), la autocorrelación de primer orden mediante la prueba de Wooldridge (2002; Drukker, 2003), la dependencia transversal mediante la prueba CD de Pesaran (2004) y la multicolinealidad mediante el factor de inflación de la varianza (VIF), con el umbral de 10 sugerido por Hair et al. (2019). Dado que los diagnósticos revelaron heterocedasticidad y dependencia transversal, la inferencia final se basó en errores estándar de Driscoll y Kraay (1998), robustos a la heterocedasticidad, a la autocorrelación y a la dependencia transversal, con un rezago máximo de 2 (Hoechle, 2007). No se incluyeron variables ficticias anuales, debido a la reducida dimensión temporal del panel ($T = 10$); la dependencia transversal derivada de choques comunes se abordó en la inferencia mediante el estimador de Driscoll-Kraay. Todas las estimaciones se realizaron en Stata 19.

RESULTADOS

Estadísticos descriptivos

La Tabla 2 resume las variables en su escala original, antes de la winsorización. El ROA medio fue de 0,20 %, con una desviación estándar de 2,77 puntos porcentuales y un mínimo de −28,65 %, lo que refleja la coexistencia de entidades rentables con otras que registraron pérdidas significativas en algunos años. La morosidad media fue de 2,75 % y la razón de provisiones de 8,33 % de la cartera. Los valores máximos de morosidad, provisiones y liquidez —superiores a la unidad— se alejan marcadamente del resto de la distribución; su influencia sobre las estimaciones se neutralizó mediante la winsorización descrita en el método, que los reemplaza por el valor del percentil 99.

Tabla 2

Estadísticos descriptivos del panel, 2015–2024

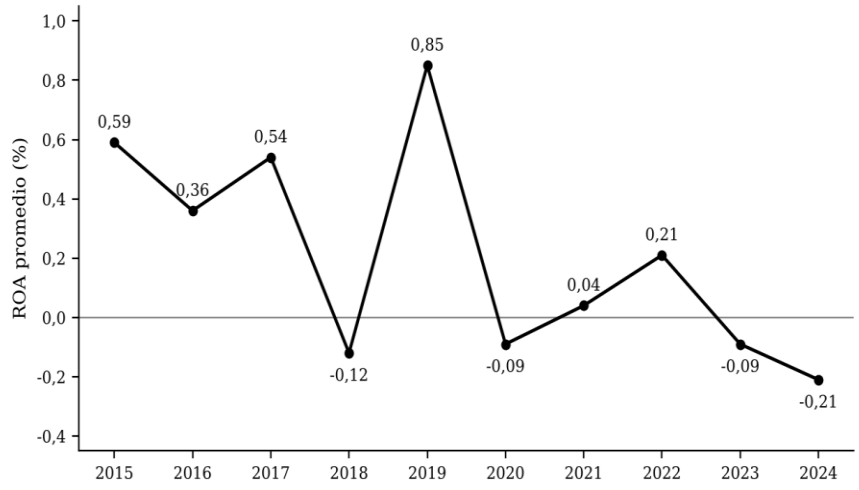
Variable	*n*	*M*	*DE*	Mínimo	Máximo
ROA	227	0,0020	0,0277	−0,2865	0,0293
Morosidad	227	0,0275	0,1131	0,0001	1,5964
Provisiones	227	0,0833	0,1708	0,0156	2,4795
Liquidez	227	0,2827	0,2367	0,0605	2,4653
ln(Tamaño)	227	20,0794	1,8742	16,5261	23,6933

Nota: Datos originales, previos a la winsorización, expresados en forma decimal. M = media; DE = desviación estándar. Elaboración propia con datos de la Superintendencia de Bancos del Ecuador (2015–2024).

Evolución del ROA

La Figura 1 muestra el ROA promedio anual, calculado como la media aritmética simple de los bancos activos en cada año. El indicador presentó una marcada volatilidad: osciló entre 0,36 % y 0,59 % durante 2015–2017, fue negativo en 2018 (−0,12 %), alcanzó su máximo en 2019 (0,85 %), volvió a terreno negativo en 2020 (−0,09 %), se recuperó parcialmente en 2021–2022 (0,04 % y 0,21 %) y registró valores negativos en 2023 (−0,09 %) y 2024 (−0,21 %). Esta trayectoria coincide temporalmente con los episodios descritos en la introducción, aunque el análisis descriptivo no permite atribuirle causas específicas. Debe advertirse que, al no estar ponderado por activos, este promedio otorga el mismo peso a entidades pequeñas con resultados extremos que a las grandes, por lo que difiere de los agregados del sistema publicados por el organismo supervisor.

Figura 1
ROA promedio simple de la banca privada ecuatoriana, 2015–2024



Nota: Media aritmética simple, no ponderada por activos, del ROA de los bancos activos en cada año. Elaboración propia con datos de la Superintendencia de Bancos del Ecuador (2015–2024).

Selección del modelo y diagnósticos

La Tabla 3 resume las pruebas de especificación. La prueba de Hausman rechazó la hipótesis nula de que las diferencias entre los estimadores de efectos fijos y aleatorios no son sistemáticas ($\chi^2[4] = 13{,}88$; $p = 0{,}0077$), lo que indica que los efectos individuales están correlacionados con los regresores y favorece el modelo de efectos fijos. La prueba F de significancia conjunta de los efectos individuales ($F[22, 200] = 9{,}13$; $p < 0{,}001$) confirmó, además, que un modelo de mínimos cuadrados agrupados sería inadecuado. Los diagnósticos revelaron heterocedasticidad entre grupos y dependencia transversal —con una correlación absoluta media de 0,387 entre los residuos de los bancos, compatible con la presencia de choques comunes—, pero no autocorrelación de primer orden ni multicolinealidad severa.

Tabla 3
Pruebas de especificación y diagnóstico

Prueba	Hipótesis nula	Estadístico	*p*	Decisión
Hausman	Diferencias entre EF y EA no sistemáticas	$\chi^2(4) = 13{,}88$	0,0077	Se rechaza: efectos fijos
Wald modificada	Varianza homogénea entre bancos	$\chi^2(23) = 15\,306{,}04$	< 0,001	Heterocedasticidad
Wooldridge	Ausencia de autocorrelación de primer orden	$F(1, 22) = 0{,}680$	0,4186	No se rechaza
Pesaran CD	Independencia transversal	CD = 3,171	0,0015	Dependencia transversal
VIF	—	Máximo = 2,55; medio = 1,79	—	Sin multicolinealidad severa

Nota: EF = efectos fijos; EA = efectos aleatorios; VIF = factor de inflación de la varianza. Elaboración propia a partir de estimaciones en Stata 19.

Estimaciones

La Tabla 4 presenta las estimaciones de efectos fijos con errores estándar convencionales, de efectos aleatorios y el modelo final de efectos fijos con errores estándar de Driscoll-Kraay. Los signos y la significancia de las variables de riesgo crediticio se mantienen en las tres especificaciones, lo que sugiere que el resultado principal no depende de la elección del estimador.

Tabla 4

Estimaciones de la asociación entre riesgo crediticio y ROA (variable dependiente: ROA)

Variable	EF (EE convencionales)	EA	EF (EE Driscoll-Kraay)
Morosidad	−0,2811***	−0,3207***	−0,2811***
	(0,0737)	(0,0656)	(0,0681)
Provisiones	−0,2637***	−0,2055***	−0,2637***
	(0,0509)	(0,0445)	(0,0442)
ln(Tamaño)	−0,0030	0,0015	−0,0030
	(0,0031)	(0,0012)	(0,0018)
Liquidez	0,0041	0,0084	0,0041
	(0,0071)	(0,0064)	(0,0078)
Constante	n. r.	n. r.	0,0866*
			(0,0407)
Observaciones	227	227	227
Bancos	23	23	23
R^2 intragrupo	0,5372	—	0,5372
Significancia conjunta	—	—	$F(4, 9) = 58{,}96$***

Nota: Coeficientes con errores estándar entre paréntesis. EF = efectos fijos; EA = efectos aleatorios; EE = errores estándar; n. r. = no reportado. Las variables, salvo el tamaño, están winsorizadas en los percentiles 1 y 99. Los errores de Driscoll-Kraay (1998) usan un rezago máximo de 2; los grados de libertad del estadístico F dependen de la dimensión temporal (T − 1 = 9). Elaboración propia con datos de la Superintendencia de Bancos del Ecuador (2015–2024).

***p < 0,01. **p < 0,05. *p < 0,10.

En el modelo final, la morosidad presenta un coeficiente de −0,2811 (EE = 0,0681; $t = -4{,}13$; $p = 0{,}003$; IC 95 % [−0,4351; −0,1272]) y las provisiones uno de −0,2637 (EE = 0,0442; $t = -5{,}96$; $p < 0{,}001$; IC 95 % [−0,3637; −0,1637]). El tamaño (β = −0,0030; $p = 0{,}123$) y la liquidez (β = 0,0041; $p = 0{,}607$) no resultaron estadísticamente significativos. El modelo explica el 53,72 % de la variación intrabanco del ROA (R^2 intragrupo = 0,5372) y es conjuntamente significativo ($F[4, 9] = 58{,}96$; $p < 0{,}001$). Los resultados respaldan, por tanto, las hipótesis H1 y H2 en términos de asociación.

Magnitud económica

Dado que las variables se expresan como razones, un aumento de un punto porcentual en la morosidad (0,01) se asocia, dentro de un mismo banco y manteniendo constantes los demás regresores, con una reducción de aproximadamente 0,28 puntos porcentuales del ROA; un aumento equivalente en la razón de provisiones se asocia con una reducción de alrededor de 0,26 puntos porcentuales. La magnitud es relevante si se considera que el ROA medio de la muestra fue de 0,20 %: un incremento de un punto porcentual en la morosidad se asocia con una reducción del ROA superior a la rentabilidad promedio del período. Los intervalos de confianza de ambos coeficientes se superponen ampliamente, por lo que los resultados no permiten concluir que uno de los dos indicadores tenga una asociación de mayor magnitud que el otro.

DISCUSIÓN

Los resultados confirman, para la banca privada ecuatoriana durante 2015–2024, la relación inversa entre riesgo crediticio y rentabilidad documentada en la literatura internacional (Ali & Puah, 2019; Athanasoglou et al., 2008; Dietrich & Wanzenried, 2011; Mendoza & Rivera, 2017) y amplían la evidencia nacional de Lapo-Maza et al. (2021) a un conjunto mayor de entidades y a una ventana que incluye la pandemia y la etapa posterior. La estabilidad de los signos entre las especificaciones de efectos fijos y aleatorios, y su significancia con errores robustos a la dependencia transversal, refuerzan la consistencia del hallazgo.

La asociación negativa entre morosidad y ROA es coherente con los canales descritos por la teoría: pérdida de ingresos por intereses, mayores provisiones y costos de recuperación (Mishkin, 2016). Sin embargo, su interpretación exige cautela. Berger y DeYoung (1997) mostraron que el deterioro de la cartera puede originarse tanto en una gestión deficiente como en choques externos, y que la relación entre préstamos problemáticos y desempeño opera en ambas direcciones (Louzis et al., 2012). La dependencia transversal detectada sugiere que una parte de las variaciones conjuntas de morosidad y rentabilidad responde a choques comunes al sistema. Por ello, el coeficiente estimado debe entenderse como una asociación condicional dentro de cada banco y no como un efecto causal de la gestión crediticia.

La asociación negativa de las provisiones con el ROA tiene un componente contable directo, pues el gasto en provisiones reduce la utilidad neta del período. Este resultado no implica que provisionar sea perjudicial: en un sistema sin prestamista de última instancia, las provisiones protegen el capital frente a pérdidas futuras (BCBS, 2011), y los altos índices de cobertura observados en 2023 pueden leerse como un colchón prudencial cuyo costo inmediato se refleja en la rentabilidad. El hallazgo es compatible con la preocupación de Laeven y Majnoni (2003) por la prociclicidad de las provisiones, aunque la especificación empleada no contrasta directamente ese mecanismo, ya que no incorpora interacciones con el ciclo económico. Desde una perspectiva de política, la evidencia apoya la discusión

de esquemas de provisiones anticíclicas, que acumulen reservas durante las expansiones para amortiguar el efecto de las pérdidas sobre la rentabilidad en las fases recesivas.

La falta de significancia del tamaño y de la liquidez coincide con lo reportado por Athanasoglou et al. (2008) y Lapo-Maza et al. (2021) para el tamaño, y por Dietrich y Wanzenried (2011) para la liquidez, y difiere de la relación positiva del tamaño hallada por Flamini et al. (2009). Debe considerarse, no obstante, que el estimador de efectos fijos identifica las asociaciones a partir de la variación dentro de cada banco; dado que el tamaño cambia poco a lo largo del tiempo en una misma entidad, la potencia para detectar su asociación es reducida. Por tanto, la ausencia de significancia no equivale a demostrar que el tamaño o la liquidez carezcan de relación con la rentabilidad entre bancos. En el caso de la liquidez, la necesidad de mantener colchones precautorios en una economía dolarizada podría atenuar adicionalmente su vínculo con el ROA.

Estos hallazgos tienen implicaciones prácticas. Para las entidades, refuerzan la conveniencia de fortalecer los sistemas de originación, calificación y seguimiento del crédito, incluidos mecanismos de alerta temprana y pruebas de estrés que anticipen el deterioro de la cartera. Para el supervisor, la dependencia transversal detectada sugiere que los choques se transmiten simultáneamente al conjunto del sistema, lo que respalda un enfoque macroprudencial coordinado y la evaluación de instrumentos anticíclicos de provisiones.

Limitaciones y líneas futuras

El estudio presenta limitaciones que acotan sus conclusiones. En primer lugar, los coeficientes estimados son asociaciones condicionales; la posible endogeneidad de la morosidad y de las provisiones, derivada de la causalidad inversa y de factores omitidos, no se abordó mediante estrategias de identificación específicas. En segundo lugar, el modelo no incluye variables macroeconómicas ni efectos temporales; los errores de Driscoll-Kraay corrigen la inferencia ante la dependencia transversal, pero no eliminan el posible sesgo de factores comunes correlacionados con los regresores. En tercer lugar, la dimensión temporal del panel ($T = 10$) es reducida para un estimador cuya inferencia se basa en esa dimensión, por lo que los valores p deben leerse con prudencia. En cuarto lugar, el ROA capta solo una dimensión de la sostenibilidad financiera; el panel se limita a las entidades vigentes al final del período, y su carácter desbalanceado, las decisiones de winsorización y el uso de promedios no ponderados pueden influir en los resultados. Futuras investigaciones podrían estimar modelos dinámicos de panel (Arellano & Bond, 1991), incorporar variables macroeconómicas, de eficiencia y de gobierno corporativo, emplear indicadores alternativos como el ROE o el margen financiero, y examinar si la asociación varía según el tamaño de las entidades o la fase del ciclo económico.

CONCLUSIONES

Durante 2015–2024, la morosidad y la razón de provisiones sobre la cartera se asociaron negativa y significativamente con el ROA de la banca privada ecuatoriana, una vez controlada la heterogeneidad no observada de cada entidad y corregida la inferencia por heterocedasticidad y dependencia transversal. Un aumento de un punto porcentual en cualquiera de los dos indicadores se asocia con una reducción de entre 0,26 y 0,28 puntos porcentuales del ROA, magnitud comparable a la rentabilidad media del período. El tamaño y la liquidez no mostraron asociaciones significativas dentro de los bancos.

Estos resultados sitúan la calidad de la cartera y la política de provisiones entre los factores asociados con mayor fuerza a la rentabilidad bancaria en un entorno dolarizado, en el que las entidades no cuentan con un prestamista de última instancia con capacidad de emisión. Al mismo tiempo, muestran que el costo inmediato de provisionar es la contrapartida de una mayor capacidad de absorción de pérdidas, lo que respalda la discusión de mecanismos anticíclicos que suavicen ese costo a lo largo del ciclo. La evidencia, de carácter asociativo, ofrece una base para la gestión de riesgos de las entidades y para la supervisión prudencial, y abre líneas de investigación orientadas a identificar relaciones causales y dinámicas.

Disponibilidad de datos

Los datos utilizados son de acceso público y pueden obtenerse del portal estadístico de la Superintendencia de Bancos del Ecuador. La base depurada y los comandos de estimación en Stata están disponibles, previa solicitud razonable, a través de la autora de correspondencia.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Ali, M., & Puah, C. H. (2019). The internal determinants of bank profitability and stability: An insight from banking sector of Pakistan. *Management Research Review, 42*(1), 49–67. https://doi.org/10.1108/MRR-04-2017-0103

Almaskati, N. (2022). The determinants of bank profitability and risk: A random forest approach. *Cogent Economics & Finance, 10*(1), Article 2021479. https://doi.org/10.1080/23322039.2021.2021479

Andrade Cornejo, C., Flores Sánchez, G., & Coronel-Pangol, K. (2024). Análisis de la rentabilidad y su relación con el riesgo crediticio y liquidez de mutualistas en Ecuador. *Revista Economía y Política*, (40), 40–57. https://doi.org/10.25097/rep.n40.2024.03

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies, 58*(2), 277–297. https://doi.org/10.2307/2297968

Asociación de Bancos Privados del Ecuador. (2023, 20 de marzo). *Boletín macroeconómico: Marzo 2023* (N.º 03). https://www.asobanca.org.ec

Athanasoglou, P. P., Brissimis, S. N., & Delis, M. D. (2008). Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 18*(2), 121–136. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2006.07.001

Basel Committee on Banking Supervision. (2011). *Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems*. Bank for International Settlements. https://www.bis.org/publ/bcbs189.htm

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

Berger, A. N., & DeYoung, R. (1997). Problem loans and cost efficiency in commercial banks. *Journal of Banking & Finance, 21*(6), 849–870. https://doi.org/10.1016/S0378-4266(97)00003-4

Bikker, J. A., & Metzemakers, P. A. J. (2005). Bank provisioning behaviour and procyclicality. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 15*(2), 141–157. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2004.03.004

Dietrich, A., & Wanzenried, G. (2011). Determinants of bank profitability before and during the crisis: Evidence from Switzerland. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 21*(3), 307–327. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2010.11.002

Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics, 80*(4), 549–560. https://doi.org/10.1162/003465398557825

Drukker, D. M. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The Stata Journal, 3*(2), 168–177. https://doi.org/10.1177/1536867X0300300206

Flamini, V., McDonald, C. A., & Schumacher, L. (2009). *The determinants of commercial bank profitability in Sub-Saharan Africa* (IMF Working Paper No. 09/15). International Monetary Fund. https://doi.org/10.5089/9781451871623.001

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage Learning.

Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica, 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

Laeven, L., & Majnoni, G. (2003). Loan loss provisioning and economic slowdowns: Too much, too late? *Journal of Financial Intermediation, 12*(2), 178–197. https://doi.org/10.1016/S1042-9573(03)00016-0

Lamothe, P., Delgado, E., Solano, M. A., & Fernández, S. M. (2024). A global analysis of bank profitability factors. *Humanities and Social Sciences Communications, 11*, Article 124. https://doi.org/10.1057/s41599-023-02545-6

Lapo-Maza, M. del C., Tello-Sánchez, M. G., & Mosquera-Camacás, S. C. (2021). Rentabilidad, capital y riesgo crediticio en bancos ecuatorianos. *Investigación Administrativa, 50*(127), 18–39. https://doi.org/10.35426/IAv50n127.02

Levine, R. (2005). Finance and growth: Theory and evidence. En P. Aghion & S. N. Durlauf (Eds.), *Handbook of economic growth* (Vol. 1, pp. 865–934). Elsevier. https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01012-9

Louzis, D. P., Vouldis, A. T., & Metaxas, V. L. (2012). Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios. *Journal of Banking & Finance, 36*(4), 1012–1027. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.10.012

Mendoza, R., & Rivera, J. P. R. (2017). The effect of credit risk and capital adequacy on the profitability of rural banks in the Philippines. *Scientific Annals of Economics and Business, 64*(1), 83–96. https://doi.org/10.1515/saeb-2017-0006

Mishkin, F. S. (2016). *The economics of money, banking, and financial markets* (11th ed.). Pearson.

Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels* (Cambridge Working Papers in Economics No. 0435). University of Cambridge. https://doi.org/10.17863/CAM.5113

Rose, P. S., & Hudgins, S. C. (2013). *Bank management & financial services* (9th ed.). McGraw-Hill Education.

Salas-Tenesaca, E. E. (2025). Concentración y rentabilidad: Un análisis del sistema financiero privado en Ecuador durante el periodo 2015–2023. *European Public & Social Innovation Review, 10*, 1–20. https://doi.org/10.31637/epsir-2025-1230

Saona, P. (2016). Intra- and extra-bank determinants of Latin American banks' profitability. *International Review of Economics & Finance, 45*, 197–214. https://doi.org/10.1016/j.iref.2016.06.004

Saunders, A., & Allen, L. (2010). *Credit risk management in and out of the financial crisis* (3rd ed.). John Wiley & Sons.

Superintendencia de Bancos del Ecuador. (2015). *Boletín financiero mensual: Banca privada, diciembre 2015*. https://www.superbancos.gob.ec/estadisticas/portalestudios/bancos/

Superintendencia de Bancos del Ecuador. (2021). *Boletín financiero mensual: Banca privada, diciembre 2021*. https://www.superbancos.gob.ec/estadisticas/portalestudios/bancos/

Superintendencia de Bancos del Ecuador. (2024). *Evolución de los indicadores financieros de la banca privada: Periodo 2015–2024.* https://www.superbancos.gob.ec/estadisticas/

Valarezo, M. A., Ramos, A., & Pantoja-Díaz, O. (2024). Riesgo de crédito en instituciones financieras en Ecuador. *Revista Venezolana de Gerencia*, *29*(Especial 12), 1461–1476. https://doi.org/10.52080/rvgluz.29.e12.35

Verardi, V., & Croux, C. (2009). Robust regression in Stata. *The Stata Journal*, *9*(3), 439–453. https://doi.org/10.1177/1536867X0900900306

Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press.

Derechos de autor 2026 Laura Lisseth García Tene , Luis Ernesto Chimbo Caizaguano (Autor/a)

Esta obra está bajo una licencia internacional Creative Commons Atribución 4.0.

Cómo citar

García Tene , L. L., & Chimbo Caizaguano, L. E. (2026). Riesgo crediticio y rentabilidad de la banca privada ecuatoriana: evidencia de datos de panel, 2015–2024. *Ibero Ciencias - Revista Científica Y Académica*, *5*(4), 820-835. https://doi.org/10.63371/ic.v5.n4.a1803