



Crédito formal y formalización de las MYPE en Perú: causalidad y disparidades regionales (2015-2022)

Formal credit and MSE formalization in Peru: causality and regional
disparities (2015-2022)

Ivan Reynaldo Gonzales Guerrero 
Ivan.gonzales2@unmsm.edu.pe

Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú



<https://doi.org/10.33996/revistaenfoques.v10i39.250>

Recibido: 5 de mayo 2026 | Aceptado: 30 de junio 2026 | Publicado: 29 de julio 2026

Resumen

Introducción: Pese a los avances en las políticas de inclusión financiera, una proporción importante de las micro y pequeñas empresas (MYPE) peruanas continúa operando en condiciones de informalidad, lo que limita su acceso a financiamiento, productividad y crecimiento sostenible. **Objetivo:** Estimar el efecto causal del crédito formal sobre la formalización empresarial de las MYPE en el Perú. **Metodología:** Se analizó un panel regional correspondiente a 24 departamentos del Perú durante el periodo 2015–2022. Se aplicó una estrategia econométrica progresiva que incluyó modelos de efectos fijos y aleatorios, mínimos cuadrados generalizados factibles (FGLS), errores estándar corregidos para panel (PCSE) y el método generalizado de momentos dinámico de Arellano-Bond, utilizado para controlar posibles problemas de endogeneidad. **Resultados:** El crédito formal fue el único componente de la inclusión financiera que evidenció un efecto causal significativo sobre la formalización, con elasticidades GMM de 0,667 para el periodo completo y 0,727 en el periodo pospandemia. Asimismo, la COVID-19 constituyó un quiebre estructural y se identificaron persistentes brechas macrorregionales. **Discusión:** Los hallazgos sugieren que la disponibilidad de crédito formal constituye un mecanismo relevante para incentivar la transición de las MYPE hacia la formalidad. **Conclusión:** Las políticas de inclusión financiera deberían fortalecer el acceso al crédito formal mediante estrategias diferenciadas según las características y brechas de cada región.

Palabras clave: Análisis de datos de panel; Crédito formal; Formalización; Inclusión financiera; Pequeñas y medianas empresas.

Abstract

Introduction: Despite advances in financial inclusion policies, a substantial proportion of Peruvian micro and small enterprises (MSEs) continue to operate informally, limiting their access to financing, productivity, and sustainable growth. **Objective:** To estimate the causal effect of formal credit on the business formalization of MSEs in Peru. **Methodology:** A regional panel

comprising 24 departments of Peru for the 2015–2022 period was analyzed. A progressive econometric strategy was applied, including fixed- and random-effects models, feasible generalized least squares (FGLS), panel-corrected standard errors (PCSE), and the Arellano–Bond dynamic generalized method of moments (GMM) to address potential endogeneity. **Results:** Formal credit was the only component of financial inclusion that showed a significant causal effect on formalization, with GMM elasticities of 0.667 for the full period and 0.727 for the post-pandemic period. COVID-19 also represented a structural break, while macroregional disparities persisted. **Discussion:** The findings suggest that access to formal credit is an important mechanism for encouraging MSEs to transition toward formalization. **Conclusion:** Financial inclusion policies should strengthen access to formal credit through differentiated strategies tailored to the specific characteristics and gaps of each region.

Keywords: Formal credit; Financial inclusion; Formalization; Small and medium enterprises; Panel data analysis.

Introducción

Con una informalidad cercana al 86%, Perú se ubica entre los países con las tasas más altas de la región. Las micro y pequeñas empresas (MYPE) concentran el 99.5% de la masa empresarial y contribuyen con alrededor del 16% del producto bruto interno (PBI). El panorama no ha mejorado a pesar de las iniciativas estatales sostenidas durante años: la Estrategia Nacional de Inclusión Financiera de 2013, elevada a política de Estado mediante la Política Nacional de Inclusión Financiera (PNIF) de 2019 ([Ministerio de Economía y Finanzas \[MEF\], 2023](#)), y los programas de impulso a la formalidad de la microempresa basados en microcréditos y subsidios orientados a cubrir el riesgo natural de estos agentes, con la intención de abaratar su costo financiero.

Los resultados de esas políticas distan de lo esperado por sus diseñadores. La pregunta de investigación, en consecuencia, no relaciona la inclusión financiera con la formalización de manera general, sino que indaga qué componente o dimensión de la inclusión financiera ejerce un efecto causal directo sobre la formalización, en qué momento y para qué regiones. Responderla obliga a enfrentar la endogeneidad: las regiones más formalizadas atraen mayor oferta crediticia por su menor riesgo, y las diferencias de desarrollo generan brechas que distorsionan los indicadores convencionales. A ello se añade la escasez de series largas sobre inclusión financiera y formalización de las MYPE, que dificulta la identificación causal. La pandemia de COVID-19 agregó un factor adicional: interrumpió los programas de formalización vigentes, aceleró la adopción de soluciones financieras digitales y produjo resultados heterogéneos entre regiones.

La relación entre crédito formal y formalización encuentra sustento teórico en varias vertientes. De [Soto \(1986\)](#) interpretó la informalidad como respuesta adaptativa y no como proceso irracional: los microempresarios sopesan los costos de formalizarse contra los beneficios esperados y, con frecuencia, la decisión no les resulta conveniente. El crédito formal replantea esa ecuación cuando su acceso, más barato y en condiciones

razonables, se condiciona a la formalización, pues eleva los beneficios alcanzables y encarece la permanencia en la informalidad.

Desde la teoría de la asimetría de la información, [Stiglitz y Weiss \(1981\)](#) mostraron que los prestamistas adversos al riesgo restringen el crédito a prestatarios cuya solvencia no pueden verificar; las empresas informales carecen de información verificable y por ello su perfil de riesgo se eleva. La formalización reduce esa asimetría, disminuye el riesgo crediticio y amplía el acceso al financiamiento, en un ciclo donde formalidad y crédito se refuerzan. [Beck y De La Torre \(2007\)](#) concluyen que un mayor acceso al sistema financiero reduce las fricciones de mercado que originan la informalidad. [Romer \(1990\)](#), desde el crecimiento endógeno, añade la dimensión dinámica: el crédito financia inversión en tecnología, eleva la productividad y consolida los beneficios de operar dentro del marco formal.

La evidencia empírica internacional es heterogénea. [Polloni-Silva et al. \(2021\)](#), con mínimos cuadrados generalizados factibles (FGLS) sobre 13 países de América Latina, demuestran la relación causal entre inclusión financiera y reducción de pobreza y desigualdad, aunque sin incorporar endogeneidad ni distinguir efectos por componente financiero. [Yan et al. \(2023\)](#), mediante GMM sistémico en 19 países latinoamericanos, hallan que el uso intensivo de tecnologías de la información, canalizado por la inclusión financiera, reduce la informalidad; se trata de uno de los pocos estudios con aproximación causal en la región.

Sobre el quiebre pandémico, [Ozili et al. \(2024\)](#) documentan el interés global creciente por los servicios financieros digitales durante la pandemia, con asimetrías entre países desarrollados, donde predominó la demanda de fintech, y países en desarrollo, donde el énfasis estuvo en la inclusión financiera básica. [Semenog et al. \(2023\)](#) elaboraron un índice de inclusión financiera digital y mostraron que la pandemia aceleró su adopción, aunque con efectos heterogéneos según la infraestructura digital previa. En su conjunto, esa evidencia converge en que el acceso al financiamiento transforma las decisiones de las unidades productivas, aunque el vínculo entre crédito y estatus registral permanece poco explorado en la región. Ninguna de esas investigaciones usó la formalización de las MYPE como variable de resultado.

En el Perú predominan los estudios descriptivos o correlacionales. [Chong y Ventura \(2024\)](#) documentan grandes brechas geográficas en el alcance de los canales físicos de distribución financiera: un poblador de zona rural demora, en promedio, ocho veces más en acceder a un servicio financiero que uno urbano, lo que podría explicar parte de la informalidad. [Mendes et al. \(2024\)](#) muestran que la concentración de agencias bancarias se alinea con las zonas de alta densidad empresarial, pero que esa asociación depende del nivel de educación financiera: en zonas de bajo nivel educativo la bancarización es reducida y una agencia adicional produciría un efecto marginal negativo si la oferta crediticia no se adapta a las necesidades locales. La literatura sobre el quiebre pandémico en la relación entre finanzas y formalización es aún incipiente, y ningún

estudio previo adoptó un enfoque causal sobre la formalización de las MYPE como variable resultado; esa brecha motiva la presente investigación.

De este contexto, se desprenden tres hipótesis. H1: el crédito formal ejerce un efecto causal positivo y estadísticamente significativo sobre la tasa de formalización de las MYPE, incluso al corregir el sesgo de simultaneidad mediante GMM. H2: la pandemia de COVID-19 introdujo un quiebre estructural que intensificó el efecto causal del crédito sobre la formalización en el subperiodo 2020-2022, en contraste con su ausencia de significancia estadística en el periodo 2015-2019. H3: existen disparidades macrorregionales sistemáticas y estadísticamente significativas en los niveles de formalización que persisten tras controlar por inclusión financiera y condiciones socioeconómicas.

Tres aportes ordenan el trabajo. Primero, se estima el efecto causal del crédito formal sobre la formalización mediante el estimador de momentos generalizados (GMM) de [Arellano y Bond \(1991\)](#), que instrumenta las variables endógenas con sus propios rezagos y elimina, por diferenciación, los efectos individuales no observables. Segundo, se cuantifica el impacto de la pandemia como quiebre estructural y no como perturbación transitoria, comparando los subperiodos 2015-2019 y 2020-2022. Tercero, se analiza la heterogeneidad del desarrollo regional agrupando los departamentos en cinco macrorregiones, para identificar condiciones contextuales que amplifican o atenúan la capacidad del crédito de inducir la formalización.

En consecuencia, el objetivo del trabajo fue identificar qué condiciones contextuales amplifican o atenúan la capacidad del crédito de inducir la formalización de las MYPE en las regiones del Perú entre 2015 y 2022.

Método

Se adoptó un enfoque cuantitativo, no experimental y longitudinal, sobre un panel regional no balanceado de 24 departamentos del Perú para el periodo 2015-2022, que genera hasta 192 observaciones departamento-año. La unidad de análisis fue el departamento, por ser el nivel de agregación para el cual las fuentes primarias ofrecen series estadísticas continuas, comparables y con apertura temporal suficiente para aplicar estimadores de panel dinámico. Lima y la Provincia Constitucional del Callao se consideraron una sola unidad macrorregional en el análisis de heterogeneidad territorial, siguiendo los criterios del Centro Nacional de Planeamiento Estratégico ([CEPLAN, 2016](#)).

La variable dependiente se construyó a partir de los microdatos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG) del Instituto Nacional de Estadística e Informática ([INEI, 2022](#)), conforme a la metodología de [ComexPeru \(2024\)](#) para identificar las MYPE y calcular la proporción de aquellas registradas en el Registro Único de Contribuyentes (RUC) de la Superintendencia Nacional de Administración Tributaria (SUNAT). Los indicadores de inclusión financiera, créditos, depósitos y oficinas, provienen del repositorio estadístico

de la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS, 2024). Las variables socioeconómicas de control se obtuvieron del Sistema de Información Regional para la Toma de Decisiones (SIRTOD) del INEI y de los reportes regionales del Banco Central de Reserva del Peru (BCRP, 2024). Todos los valores monetarios se deflactaron con el Índice de Precios al Consumidor (IPC), con año base 2007.

La variable dependiente, FORM, representa la tasa de formalidad empresarial del departamento en el año, calculada como el cociente entre el número de MYPE con RUC activo y el total de MYPE identificadas en la ENAHO, expresado en puntos porcentuales; esta operacionalización capta la dimensión tributaria y registral de la formalización y su relevancia para el acceso al financiamiento formal. Para minimizar la influencia de valores extremos se trabajó con log(FORM). La variable de interés principal, log(Crédito), corresponde al logaritmo natural del volumen de créditos otorgados a las MYPE per cápita en soles constantes de 2007, y representa la dimensión de uso de la inclusión financiera respecto al crédito; su transformación logarítmica mitiga el sesgo que introduce la alta concentración de desembolsos en Lima-Callao.

La variable Oficinas mide la cantidad de puntos de atención financiera de la banca múltiple y de las cajas municipales por cada 10 000 habitantes adultos, y permite analizar el acceso físico al sistema financiero, aislando el crédito como oferta exclusiva del sistema bancario. La variable log(Depósitos) corresponde al logaritmo de los depósitos totales per cápita en soles constantes de 2007 e indica el nivel de uso pasivo, es decir, de ahorro, del sistema financiero regional. Como controles se incluyeron el PBI per cápita departamental en miles de soles constantes de 2007, la tasa de pobreza monetaria y los años promedio de educación de la población adulta de 25 años o más, variables que capturan el nivel de desarrollo económico, las restricciones de ingreso y el capital humano.

Finalmente, se añadieron cuatro variables dummy macrorregionales, Centro, Sur, Oriente y Lima-Callao, con Norte como categoría de referencia, para controlar las diferencias estructurales persistentes entre territorios; la clasificación siguió los criterios geográficos y productivos de CEPLAN (2016). La Tabla 1 resume la descripción, la unidad de medida y la fuente de cada variable.

Tabla 1. Descripción, unidad de medida y fuente de las variables del modelo

Variable	Descripción	Unidad	Fuente
FORM_it	Tasa de formalidad empresarial de las MYPE	% sobre total de MYPE	ENAH-INEI / ComexPeru (2024)
log(Crédito)_it	Logaritmo del crédito MYPE per cápita	Log. soles constantes 2007	SBS (2024)
Oficinas_it	Densidad de puntos de atención financiera	Oficinas por 10 000 hab. adultos	SBS (2024) / SIRTOD-INEI

log(Depósitos)_it	Logaritmo de los depósitos totales per cápita	Log. soles constantes 2007	SBS (2024)
PBIpc_it	PBI per cápita departamental	Miles de soles constantes 2007	INEI (2022) / BCRP (2024)
Pobreza_it	Tasa de incidencia de pobreza monetaria	% de la población	INEI-ENAH0 (2022)
Educación_it	Años promedio de educación (población adulta de 25 años o más)	Años	INEI-ENAH0 (2022)
D_Sur, D_Centro, D_Oriente, D_LimaCallao	Dummies macrorregionales (referencia: Norte)	Binaria (0/1)	CEPLAN (2016)

Estrategia econométrica

El diseño no experimental se justifica porque no fue posible asignar aleatoriamente el tratamiento crediticio a los departamentos; la estrategia de identificación descansó, por ello, en la combinación de estimadores de panel y en el control de la endogeneidad. El modelo general de datos de panel para el departamento i en el año t se definió como:

$$\log(\text{FORM}_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \cdot \log(\text{Crédito})_{it} + \beta_2 \cdot \text{Oficinas}_{it} + \beta_3 \cdot \log(\text{Depósitos})_{it} + \gamma' X_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

donde el subíndice i identifica al departamento (unidad transversal; $i = 1, \dots, 24$) y t al año ($t = 2015, \dots, 2022$); α_i captura la heterogeneidad individual no observable; γ' es el vector de coeficientes asociado al vector de controles socioeconómicos X_{it} (PBI per cápita, pobreza y educación); λ_t recoge los efectos temporales comunes y ε_{it} es el término de error idiosincrático. El parámetro central de interés es β_1 , que cuantifica el efecto del crédito sobre la formalización. La elección entre efectos fijos (FE) y efectos aleatorios (RE) siguió el test de especificación de Hausman (1978), complementado con el test de multiplicadores de Lagrange de Breusch y Pagan (1980). Para el subperiodo pre-pandemia la hipótesis nula no se rechazó ($p = 0.18$), por lo que se utilizaron efectos aleatorios; en el periodo completo y en el subperiodo pospandemia la hipótesis se rechazó ($p < 0.05$), optándose por efectos fijos.

Dado que Lima-Callao presenta magnitudes absolutas muy superiores a las demás regiones, la heterocedasticidad entre paneles y la autocorrelación serial resultan inevitables; para corregirlas se aplicaron dos estrategias complementarias. La primera emplea errores estándar corregidos para panel (PCSE) de Beck y Katz (1995), que ajustan la matriz de covarianzas sin alterar los coeficientes del modelo; la segunda aplica mínimos cuadrados generalizados factibles (FGLS), que producen estimaciones eficientes ponderando las observaciones por la inversa de la varianza estimada. La selección de estos estimadores se fundamenta en la literatura econométrica de datos

de panel (Baltagi, 2021; Greene, 2018) y en la corrección de heterocedasticidad mediante matrices de covarianza consistentes (White, 1980). Ambos métodos se ejecutaron en los subperiodos analizados para comparar los resultados y evaluar la robustez de los hallazgos.

Para resolver la endogeneidad se aplicó el estimador GMM en primeras diferencias de Arellano y Bond (1991), que elimina los efectos fijos por diferenciación, instrumenta las variables endógenas con sus propios rezagos en niveles y controla la autocorrelación serial. El operador Δ denota la primera diferencia: $\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{i,t-1}$; sobre variables en logaritmos, $\Delta \log(Y_{it})$ expresa la tasa de crecimiento entre $t-1$ y t , y sobre variables en niveles, como la densidad de oficinas, el cambio absoluto. El modelo dinámico en diferencias fue:

$$\Delta \log(\text{FORM}_{it}) = \phi_1 \cdot \Delta \log(\text{FORM}_{i,t-1}) + \phi_2 \cdot \Delta \log(\text{FORM}_{i,t-2}) + \delta_1 \cdot \Delta \log(\text{Crédito}_{it}) + \delta_2 \cdot \Delta \text{Oficinas}_{it} + \delta_3 \cdot \Delta \log(\text{Depósitos}_{it}) + \eta' \cdot \Delta X_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (2)$$

donde $\log(\text{FORM})$ es el logaritmo de la tasa de formalidad; $\log(\text{Crédito})$, el logaritmo del crédito MYPE per cápita en soles constantes de 2007 (SBS, 2024); Oficinas, la densidad de puntos de atención financiera por cada 10 000 habitantes adultos (SBS, 2024; SIRTOD-INEI); y $\log(\text{Depósitos})$, el logaritmo de los depósitos per cápita en soles constantes de 2007 (SBS, 2024). X_{it} es el vector de controles (PBI per cápita, pobreza y educación) y η' su vector de coeficientes. Los rezagos $t-1$ y $t-2$ de la variable dependiente, con coeficientes ϕ_1 y ϕ_2 , capturan la inercia dinámica de la formalización; δ_1 es el estimador causal de interés. El término ε_{it} es el componente idiosincrático del error y $\Delta \varepsilon_{it}$ su primera diferencia, correlacionada por construcción con $\Delta \log(\text{FORM}_{i,t-1})$ y $\Delta \log(\text{FORM}_{i,t-2})$, lo que justifica la instrumentación.

En forma matricial, apilando los N departamentos con sus $T-2$ observaciones válidas, el sistema (2) se expresa como:

$$\Delta y = \Delta W \cdot \delta + \Delta \varepsilon \quad (3)$$

donde Δy es el vector $N(T-2) \times 1$ de primeras diferencias de $\log(\text{FORM})$; ΔW , la matriz $N(T-2) \times K$ de regresores diferenciados, cuyas columnas son $\Delta \log(\text{FORM})_{t-1}$, $\Delta \log(\text{FORM})_{t-2}$, $\Delta \log(\text{Crédito})$, $\Delta \text{Oficinas}$, $\Delta \log(\text{Depósitos})$ y ΔX ; δ , el vector $K \times 1$ de parámetros $(\phi_1, \phi_2, \delta_1, \delta_2, \delta_3, \eta')$; y $\Delta \varepsilon$, el vector de errores diferenciados. Sea Z la matriz $N(T-2) \times L$ de instrumentos; las condiciones de momento son:

$$E[Z' \cdot \Delta \varepsilon] = 0 \quad (4)$$

El estimador GMM minimiza la forma cuadrática $(\Delta y - \Delta W \delta)' \cdot Z \cdot A \cdot Z' \cdot (\Delta y - \Delta W \delta)$, cuya solución es:

$$\hat{\delta}_{\text{GMM}} = [\Delta W' \cdot Z \cdot A \cdot Z' \cdot \Delta W]^{-1} \cdot [\Delta W' \cdot Z \cdot A \cdot Z' \cdot \Delta y] \quad (5)$$

con A la matriz de ponderación: identidad en el estimador de un paso y óptima, $A = (Z' \cdot \hat{\Omega} \cdot Z)^{-1}$, en el de dos pasos. La matriz Z es diagonal por bloques. Las variables endógenas, $\log(\text{FORM})$ rezagada y $\log(\text{Crédito})$, se instrumentan con sus rezagos en

niveles de orden dos o superior ($\log(\text{FORM}_{i,t-2})$, $\log(\text{FORM}_{i,t-3})$, ... y $\log(\text{Crédito}_{i,t-2})$, ...), que cumplen $E[\log(\text{FORM}_{i,t-s}) \cdot \Delta \varepsilon_{it}] = 0$ y $E[\log(\text{Crédito}_{i,t-s}) \cdot \Delta \varepsilon_{it}] = 0$ para $s \geq 2$. Las variables predeterminadas o estrictamente exógenas, Oficinas, $\log(\text{Depósitos})$ y X , entran como instrumentos estándar en niveles; si alguna resultara endógena, se instrumentaría con sus propias diferencias. La validez de las condiciones de momento se contrastó con el test de Sargan de sobreidentificación, y la consistencia del estimador con el test de autocorrelación de Arellano-Bond sobre los residuos diferenciados: se espera rechazar AR(1) y no rechazar AR(2). Finalmente, para identificar si la pandemia constituyó un quiebre estructural y no una perturbación transitoria, se estimaron modelos separados para los subperiodos 2015-2019 y 2020-2022; la divergencia entre los coeficientes del crédito de cada subperiodo constituye evidencia directa del quiebre, y la comparación entre los modelos estáticos corregidos y los dinámicos permite determinar si el cambio obedece a variaciones en la causalidad o solo en la correlación.

Resultados

Panorama descriptivo del panel

La tasa de formalidad promedio del periodo completo fue de 15.2%, cifra que oculta una gran dispersión: Lima-Callao superó el 30% en 2016, mientras que regiones del norte andino registraron tasas inferiores al 9% en el periodo pospandemia. La distribución macrorregional promedio fue de 21.4% en Lima-Callao, 18.3% en el Sur, 14.1% en el Centro, 12.9% en el Oriente y 11.9% en el Norte, con una brecha de 9.5 puntos porcentuales entre Lima-Callao y el Norte que evidencia la heterogeneidad territorial que los modelos deben controlar. El análisis temporal mostró una relativa estabilidad en el periodo pre-pandemia, con tasas entre 15.3% y 16.6% y un máximo en 2017; en 2020 la formalidad cayó a 14.3% y alcanzó sus niveles más bajos en 2021 y 2022, con 12.5% y 12.4%, respectivamente.

Muchas MYPE no lograron recuperarse y quebraron, lo que sugiere que la pandemia no solo alteró temporalmente el ecosistema empresarial formal, sino que produjo su reconfiguración estructural. El crédito per cápita creció durante el periodo pre-pandemia, impulsado principalmente por las cajas municipales y las empresas de desarrollo de pequeñas y microempresas (Edpymes); su crecimiento se detuvo en 2020 y se recuperó en 2021 y 2022, apoyado por programas estatales como Reactiva Perú y el Fondo de Apoyo Empresarial a las MYPE (FAE-MYPE). La densidad de oficinas aumentó de 3.2 a 5.1 por cada 10 000 habitantes adultos a nivel nacional en promedio, con alta concentración en Lima-Callao y en las regiones con mayor presencia empresarial.

Estimaciones estáticas con PCSE y FGLS

La Tabla 2 presenta los resultados de los modelos estáticos corregidos para los tres periodos de análisis. Todos los modelos muestran alta significancia conjunta ($\text{Prob} > \chi^2$

= 0.000) y coeficientes de determinación ajustados entre 0.78 y 0.88, lo que indica una elevada capacidad explicativa para los datos de panel regional.

Tabla 2. *Estimaciones PCSE y FGLS por periodo (variable dependiente: log(FORM))*

Variable / Estimador	2015-2022	2015-2019	2020-2022
log(Crédito) - PCSE	0.389 (0.078)	0.209 (0.142)	0.394 (0.091)
log(Crédito) - FGLS	0.323 (0.064)	0.024 (0.118)	0.271 (0.073)
Oficinas - PCSE	0.026 (0.183)	0.509 (0.201)	-1.083 (0.432)
Oficinas - FGLS	0.295 (0.212)	0.511 (0.176)	-0.855 (0.268)
log(Depósitos) - PCSE	0.044 (0.023)	0.074 (0.031)	0.020 (0.039)
log(Depósitos) - FGLS	0.054 (0.021)	0.093 (0.027)	0.014 (0.033)
PBIpc - PCSE	0.262 (0.062)	0.324 (0.089)	0.239 (0.094)
PBIpc - FGLS	0.243 (0.058)	0.340 (0.081)	0.222 (0.082)
Pobreza - PCSE	-0.002 (0.003)	-0.009 (0.005)	0.003 (0.005)
Pobreza - FGLS	-0.003 (0.003)	-0.011 (0.004)	0.007 (0.002)
Educación - PCSE	0.027 (0.044)	-0.066 (0.062)	0.085 (0.071)
Educación - FGLS	0.029 (0.041)	-0.115 (0.058)	0.113 (0.073)
R ² ajustado (PCSE)	0.782	0.878	0.825
Prob > chi ²	0.001	0.001	0.001
N observaciones	192	120	72
Tipo de efectos	Fijos	Aleatorios	Fijos

Nota: errores estándar entre paréntesis; Prob > chi² = 0.000 en todos los modelos; R² ajustado reportado para PCSE.

En el periodo completo, el crédito formal fue la única dimensión de la inclusión financiera con efecto directo y significativo sobre la formalidad de las MYPE: un incremento del 1% en el volumen crediticio aumentó la tasa de formalidad entre 0.32% y 0.39%, mientras que la densidad de oficinas y los depósitos presentaron efectos positivos de menor magnitud y significancia. La consistencia entre PCSE y FGLS en cada periodo otorga confianza a los coeficientes, pues ambos métodos corrigen la estructura de errores por caminos distintos. El análisis por subperiodos revela un comportamiento diferenciado.

En el periodo pre-pandemia el crédito no alcanzó significancia estadística ($p > 0.10$), mientras que la densidad de oficinas mostró un efecto positivo y robusto, con coeficientes de 0.509 (PCSE) y 0.511 (FGLS): la presencia física de un establecimiento financiero incentivaba la formalización en su zona de influencia al facilitar información, trámites y la intermediación con el sistema empresarial formal.

En el periodo pospandemia el patrón se invirtió por completo: la densidad de oficinas se volvió negativa y altamente significativa (PCSE = -1.083; FGLS = -0.855), mientras que el crédito se tornó decisivo (PCSE = 0.394; FGLS = 0.271). Este hallazgo se repite en distintos métodos de estimación y en el modelo dinámico de Arellano-Bond, y se explica por la digitalización financiera acelerada del periodo: el sistema de pagos interbancarios registró un aumento per cápita superior al 500% según el BCRP (2024), haciendo cada vez menos necesaria la presencia física de las sucursales como herramienta de acceso a los servicios financieros, en tanto el crédito mantuvo su importancia como instrumento directamente vinculado a la formalización.

Causalidad con GMM dinámico de Arellano-Bond

La Tabla 3 muestra los resultados del estimador GMM dinámico, que corrige el sesgo de simultaneidad.

Tabla 3. *GMM dinámico de Arellano-Bond (variable dependiente: $\Delta\log(\text{FORM})$)*

Variable	2015-2022	2015-2019	2020-2022
$\Delta\log(\text{Crédito})$	0.667 (0.148)	-0.026 (0.197)	0.727 (0.163)
$\Delta\text{Oficinas}$	-0.960 (0.712)	-0.090 (0.531)	-1.440 (0.938)
$\Delta\log(\text{Depósitos})$	-0.856 (0.203)	-0.146 (0.258)	-0.568 (0.181)
ΔPBIpc	-0.035 (0.089)	-0.335 (0.231)	0.093 (0.114)
$\Delta\log(\text{FORM})_{t-1}$	0.318 (0.128)	-0.206 (0.189)	0.389 (0.156)
$\Delta\log(\text{FORM})_{t-2}$	0.256 (0.111)	0.049 (0.163)	0.262 (0.127)
AR(1) - p-valor	0.085	0.018	0.013
AR(2) - p-valor	0.169	0.808	0.198
Prob > χ^2	0.000	0.000	0.000
N observaciones	144	72	48

Nota: errores estándar entre paréntesis; la validez de los instrumentos se confirmó con el test de Sargan y el test AR(2).

El test AR(1) resultó significativo en todos los modelos, mientras que el AR(2) no lo fue ($p > 0.10$ en todos los casos), confirmando la ausencia de autocorrelación de segundo orden y avalando la consistencia del estimador. Para el periodo completo, el crédito formal mostró un efecto causal de 0.667 ($p < 0.001$): un incremento del 1% en el volumen de crédito generó un aumento de 0.67% en el nivel de formalidad. Dado que el coeficiente PCSE del periodo completo fue menor (0.389), la endogeneidad producía un sesgo que atenuaba los estimadores estáticos, probablemente porque las regiones con menor formalización demandan crédito activamente, reduciendo la correlación positiva neta.

La asimetría temporal constituye el hallazgo central de la investigación: en el subperiodo pre-pandemia el crédito no mostró efecto causal (-0.026, $p > 0.10$), mientras que en el pospandemia el efecto fue de 0.727 ($p < 0.001$). Esa diferencia difícilmente se explica sin

el cambio institucional y estructural introducido por la pandemia: los programas Reactiva Perú y FAE-MYPE condicionaron el acceso al crédito garantizado por el Estado al registro en SUNAT, convirtiendo la formalización en requisito del financiamiento de emergencia; el canal causal existía antes, pero operaba con limitaciones que la pandemia eliminó. Los coeficientes autorregresivos del periodo pospandemia ($\phi_1 = 0.389$; $\phi_2 = 0.262$) revelan además que la formalización adquirió persistencia temporal: las empresas que alcanzaron el estatus formal durante 2020-2022 tendieron a mantenerlo, inercia positiva que no aparece en el subperiodo pre-pandemia y que resulta consistente con un cambio estructural y no con una perturbación transitoria.

El coeficiente negativo y significativo de los depósitos en el modelo GMM (-0.856 en el periodo completo; -0.568 en el pospandemia) no indica que ahorrar en el sistema formal perjudique la formalización, sino que refleja causalidad inversa: las regiones con mayor informalidad recurren más al efectivo y mantienen menores saldos bancarios, por lo que la asociación negativa capta la composición informal de la economía y no un efecto nocivo del ahorro. En otros términos, las empresas menos formales, precisamente las que el análisis busca inducir a la formalidad, son las que menos utilizan el sistema bancario para ahorrar; el resultado pone en tela de juicio la idoneidad de los depósitos como indicador de inclusión financiera en contextos de alta informalidad.

Heterogeneidad macrorregional

Los coeficientes de las variables dummy macrorregionales fueron sistemáticamente significativos y estables en todas las especificaciones. Respecto al Norte, macrorregión de menor formalización y categoría de referencia, el Sur mostró niveles consistentemente superiores (coeficientes entre 0.34 y 0.41), seguido de Lima-Callao (0.25-0.40) y del Centro (0.12-0.18). El Oriente no presentó diferencias significativas respecto al Norte en los modelos con corrección de endogeneidad, lo que indica que ambas macrorregiones comparten restricciones estructurales similares: bajo acceso al financiamiento, actividades económicas predominantemente informales y nula o escasa presencia institucional del Estado.

Estos resultados confirman la H3 y refuerzan la necesidad de un enfoque regional en el diseño de las políticas crediticias en la búsqueda de mejorar los niveles de formalización. La estabilidad de los coeficientes entre especificaciones sugiere que las diferencias territoriales no obedecen al método de estimación, sino a condiciones estructurales propias de cada espacio. El hecho de que el Sur supere al Norte incluso tras controlar por PBI per cápita, pobreza, educación e inclusión financiera apunta a la existencia de factores institucionales y culturales no observables que median la relación entre crédito y formalización de manera diferenciada en cada territorio.

Discusión

Los hallazgos invitan a reconsiderar supuestos arraigados en el diseño de las políticas de inclusión financiera. El más importante concierne al rol de la infraestructura física bancaria: durante años la estrategia se basó en la expansión de sucursales y agentes por todo el país, bajo la premisa de que mayor proximidad física implica mayor acceso y, por esa vía, mayor formalización; los resultados pre-pandemia fueron coherentes con esa premisa, pero los pospandemia la cuestionan, pues la densidad de oficinas invierte su signo y pasa de promotora a inhibidora relativa de la formalización. La explicación no es que las sucursales se hayan vuelto perjudiciales, sino que fueron desplazadas por la penetración de los canales digitales, que ofrecen acceso financiero sin necesidad de presencia física, reforzada por el cambio de hábitos de consumo que introdujo la pandemia.

Esa sustitución no fue gradual sino abrupta, forzada por las restricciones de movilidad de los periodos de cuarentena iniciados en 2020; el crecimiento de los pagos digitales per cápita, de 50 en 2019 a más de 300 en 2022 según el [BCRP \(2024\)](#), es la mejor muestra de esa transformación. En ese nuevo entorno, lo que sigue siendo relevante para la formalización no es la presencia de una sucursal cercana, sino el acceso efectivo al crédito, que condiciona las decisiones empresariales de manera directa por la natural búsqueda de liquidez de todo agente económico.

El hallazgo sobre la causalidad del crédito en el periodo pospandemia es consistente con los mecanismos teóricos de [Stiglitz y Weiss \(1981\)](#) y con el argumento institucional de [De Soto \(1986\)](#). Si bien el efecto causal fue prácticamente nulo antes de 2020 y se intensificó marcadamente después, no implica que el mecanismo no existiera, sino que operaba con fricciones institucionales que los programas de emergencia eliminaron. Reactiva Perú actuó, de hecho, como un experimento natural que modificó los incentivos de formalización a escala masiva: al condicionar el acceso al crédito garantizado a una condición de formalidad, el programa hizo explícita y urgente la ecuación costo-beneficio de la formalidad que De Soto describió cuatro décadas atrás.

El comportamiento de los depósitos en el modelo GMM merece una reflexión adicional. La lectura convencional de la inclusión financiera asume que más depósitos implican mayor integración al sistema formal; sin embargo, en contextos de alta informalidad esa lectura no se sostiene: las regiones más informales pueden mostrar mayor propensión al ahorro en efectivo, precisamente porque no confían en el sistema formal o porque sus transacciones son predominantemente informales, lo que se traduce en menores depósitos bancarios per cápita. El GMM capta esa causalidad inversa que los modelos estáticos no detectan. Esto tiene implicaciones directas para la construcción de índices de inclusión financiera orientados a la formalización: los depósitos constituyen un indicador débil cuando la informalidad es alta, lo que explicaría por qué la aplicación de las mismas estrategias en regiones con alto nivel de informalidad continúa dando resultados limitados.

Finalmente, las heterogeneidades macrorregionales confirman que el Perú no es un solo mercado financiero ni un solo ecosistema empresarial: las políticas que funcionan en Lima o en el Sur, con sus dinámicas económicas particulares, no necesariamente funcionan en el Norte o en la Amazonía. El diseño de políticas de inclusión financiera orientadas al acceso al crédito para la formalización debería partir de ese reconocimiento y construir intervenciones diferenciadas, con metas, instrumentos e indicadores adaptados a las condiciones y brechas identificadas en cada macrorregión.

Conclusiones

Los resultados de la presente investigación indican que el crédito formal ejerce un efecto causal positivo y robusto sobre la tasa de formalización regional de las MYPE, con elasticidades entre 0.32 y 0.73 según el subperiodo y el estimador. Identificada mediante GMM y validada por la consistencia de los tests de diagnóstico, esa causalidad va más allá de la correlación positiva ya documentada para el Perú y América Latina: el crédito no acompaña a la formalización, la induce, aunque sus efectos son heterogéneos según la región.

Por otro lado, la pandemia de COVID-19 introdujo un quiebre estructural real en esa relación: antes de 2020 el crédito no tenía poder causal detectable sobre la formalización, y fueron la urgencia económica, los programas de garantía condicionados a la formalidad y la digitalización acelerada los que activaron ese mecanismo a escala masiva. De ahí se desprende que los programas que condicionan el acceso al financiamiento formal al estatus registral de la empresa constituyen una herramienta de formalización más poderosa de lo que suele reconocerse.

Adicionalmente, la infraestructura física bancaria mostró rendimientos marginales decrecientes: la inversión de signo de la densidad de oficinas en el periodo pospandemia no es un tema estadístico, sino la expresión de un cambio estructural en los canales de acceso financiero, por lo que los recursos deben reorientarse hacia los canales digitales y el crédito productivo.

Entre las limitaciones del estudio destaca la disponibilidad de datos anuales, que impide capturar dinámicas intra-anales que pueden ser relevantes, como el efecto inmediato del lanzamiento de Reactiva Perú en abril de 2020, y la agregación departamental, que puede ocultar heterogeneidades sectoriales importantes; asimismo, el periodo de análisis concluye en 2022, por lo que los efectos de la recuperación económica posterior no fueron evaluados. Investigaciones futuras podrían examinar la mediación de las fintech en esta relación causal, analizar si los efectos difieren por sector económico y evaluar si la persistencia pospandemia de la formalización se mantiene más allá de 2022.

Acerca de

Contribución de los autores: El autor contribuyó a la conceptualización del estudio, al desarrollo metodológico, al análisis e interpretación de los datos, a la redacción del manuscrito y a la revisión crítica de su contenido intelectual. Aprobó la versión final para su publicación.

Financiamiento: El autor declara que no recibieron financiamiento para esta investigación.

Conflicto de interés: El autor declara que no existe conflicto de intereses para la publicación del presente artículo científico.

Certificación ética: El protocolo del presente estudio fue sometido a revisión y aprobado por el Comité de Ética en Investigación de la Universidad, en cumplimiento de los principios éticos y normativas institucionales aplicables.

Como citar: Gonzales Guerrero, I. R. (2026). Crédito formal y formalización de las MYPE en Perú: causalidad y disparidades regionales (2015-2022). *Revista Enfoques*, 10(39). 1-16. <https://doi.org/10.33996/revistaenfoques.v10i39.250>

Referencias

- 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>
- Baltagi, B. H. (2021). *Econometric analysis of panel data* (6.ª ed.). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-53953-5>
- Banco Central de Reserva del Peru. (2024). *Reporte del sistema nacional de pagos y del sector Fintech en Peru - Setiembre 2024*. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/sistema-de-pagos/reportes/2024/informe-sistema-de-pagos-y-fintech-2024-2.pdf>
- 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/10.2307/2082979>
- Beck, T., & de la Torre, A. (2007). The basic analytics of access to financial services. *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 16(2), 79-117. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0416.2007.00120.x>
- 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>
- Centro Nacional de Planeamiento Estrategico. (2016). *Peru hacia el 2021: Plan estrategico de desarrollo nacional actualizado*. CEPLAN. https://www.mef.gob.pe/contenidos/acerc_mins/doc_gestion/PlanBicentenarioversionfinal.pdf

- Chong, J. C., & Ventura, E. (2024). *Alcance de los canales físicos del sistema financiero en el Perú* (Nota SBS N.o 014). Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. <https://www.sbs.gob.pe/Portals/0/NOTA-SBS-14.pdf>
- ComexPeru. (2024). *Las micro y pequeñas empresas en el Perú: Resultados en 2023*. Sociedad de Comercio Exterior del Perú. <https://www.comexperu.org.pe/upload/articles/reportes/reporte-mypes-2023.pdf>
- De Soto, H. (1986). *El otro sendero: La revolucion informal*. Instituto Libertad y Democracia. <https://www.ild.org.pe/publications/books/the-other-path>
- Greene, W. H. (2018). *Econometric analysis* (8.ª ed.). Pearson Education. <https://books.google.com/books?vid=ISBN9780134461366>
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática. (2022). *Encuesta Nacional de Hogares sobre Condiciones de Vida y Pobreza (ENAH0)*. INEI. <https://www.inei.gob.pe>
- Mendes, L., Lima, L. H., Moura, M., & Leite, R. O. (2024). Bank accessibility and entrepreneurial activity: Evidence from Brazil. *International Journal of Financial Studies*, 12(2), 50. <https://doi.org/10.3390/ijfs12020050>
- Ministerio de Economía y Finanzas. (2023). *Política Nacional de Inclusión Financiera* (Decreto Supremo N.o 255-2019-EF). MEF. <https://www.mef.gob.pe>
- Ozili, P. K., Mhlanga, D., Ammar, R., & Fersi, M. (2024). Information effect of Fintech and digital finance on financial inclusion during the COVID-19 pandemic: Global evidence. *FinTech*, 3(1), 5. <https://doi.org/10.3390/fintech3010005>
- Polloni-Silva, E., da Costa, N., Morales, H., & Sacomano Neto, M. (2021). Does financial inclusion diminish poverty and inequality? A panel data analysis for Latin American countries. *Social Indicators Research*, 158(3), 889-925. <https://doi.org/10.1007/s11205-021-02730-7>
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), S71-S102. <https://doi.org/10.1086/261725>
- Semenog, A., Cholewa-Wiktor, M., Artyukhova, N., Dluhopolskyi, O., Pakhnenko, O., Lyeonov, S., & Jastrzebski, W. (2023). Digital financial inclusion: COVID-19 impacts and opportunities. *Sustainability*, 15(3), 2383. <https://doi.org/10.3390/su15032383>
- Stiglitz, J. E., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71(3), 393-410. <https://www.jstor.org/stable/1802787> [BITLY]

Superintendencia de Banca, Seguros y AFP. (2024). *Estadísticas del sistema financiero*. SBS. <https://www.sbs.gob.pe>

White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838. <https://doi.org/10.2307/1912934>

Yan, F., Chen, B., & Yang, Y. (2023). ICT, financial inclusion and the informal economy: Evidence from selected Latin American and Caribbean countries. *Emerging Markets Finance and Trade*, 60(2), 289-307. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2023.2266110>



Este artículo está bajo la licencia Creative Commons Atribución 4.0 Internacional (CC BY 4.0).