

BIS

Business Innova Sciences

Revista de Ciencias Empresariales



BUSINESS INNOVA SCIENCES (BIS)
REVISTA DE CIENCIAS EMPRESARIALES

Vol. 7, N.º 2 Junio 2026
ISSN 2708-6992
<https://doi.org/10.5281/zenodo.22691651>

EQUIPO EDITORIAL

DIRECTOR: Mg. Venancio Alejandro García Requena
EDITOR ACADÉMICO: Mg. Juan José Saavedra López
EDITOR ASOCIADO: Mg. Víctor Morales Saavedra
EDITOR DE CONTENIDO: Mg. Reyna Mesías Padilla Santos

COMITÉ ASESOR INTERNACIONAL

M.s.c. Daniel Jiménez Montero. Universidad de Costa Rica. Costa Rica
Dra. Yajaira del C. Oviedo Graterol. Universidad APEC. República Dominicana
Dra. Nellys Marisol Castillo. Universidad Pedagógica Experimental Libertador. Venezuela
Moisés Alejandro Banks Peña. Universidad APEC. República Dominicana
Dr. Andrés Felipe Astaiza Martínez. Universidad de Ibagué. Colombia

EQUIPO TÉCNICO

MAQUETACIÓN Y DIAGRAMACIÓN: Kevin Montero
ADMINISTRADOR OJS: Victor Fuchs

CONTACTO

Portal web: <https://innovasciencesbusiness.org/index.php/ISB>
Correo electrónico: revista@innovasciencesbusiness.org
Facebook: Business Innova Sciences
Dirección: Calle Hernando de Soto 210-212. San Miguel, Lima, Perú.



Business Innova Sciences by Saque de Punta
Is licenced under a Creative Commons
Reconocimiento NoComercial
SinObraDerivada 4.0 Licencia Internacional

ARTÍCULOS

Planificación financiera, estructura de costos y rentabilidad en una empresa prestadora de servicios de salud de Perú: análisis de moderación mediante regresión jerárquica OLS

6 - 31

Financial planning, cost structure, and profitability in a health service company in Peru: moderation analysis using hierarchical OLS regression

Michael Efrain Cayetano Curo

Reordenamiento del Comercio Ambulante en el Centro Histórico de Puebla: Un Análisis de Gobernanza Urbana y Competitividad de las PyMEs

32 - 54

Reordering Street Vending in Puebla's Historic Center: An Analysis of Urban Governance and SME Competitiveness

Marisela Méndez Balbuena

Ener Rafael Padilla Carrasco

Cristina Rodríguez Rivero

Gabriela Toriz Lopez

Pronóstico de la demanda estacional en el comercio minorista: exactitud predictiva de SARIMAX frente a Prophet en un panel de tiendas

55 - 79

Remote Work in Latin America: Lessons Learned from the Private and Public Sectors

Rodrigo Sebastian Olivera Cary

Cielo Xiomara Castañeda Aguirre

Dinámicas de los Precios Internacionales de Commodities y su Influencia Macroeconómica en el Perú: Un Análisis Econométrico de Series de Tiempo (1990-2023)

80 - 101

Dynamics of International Commodity Prices and Their Macroeconomic Influence in Peru: A Time Series Econometric Analysis (1990-2023)

Kleber Andres Diaz Zea

Finanzas Descentralizadas (DeFi) Empresariales: Aplicaciones de Smart Contracts para Optimización de Tesorería y Gestión de Liquidez en el Contexto Peruano

102 - 122

Finanzas Descentralizadas (DeFi) Empresariales: Aplicaciones de Smart Contracts para Optimización de Tesorería y Gestión de Liquidez en el Contexto Peruano

Modesto Paredes Acurio

EDITORIAL

Dr. Lessner Augusto Leon Espinoza

Director de la Revista

Estimada comunidad académica, investigadora y profesional:

Es un honor para mí presentar el Vol. 7, N.º 2 (junio de 2026). En esta edición, nuestra publicación consolida su compromiso de ser un foro riguroso y plural para la difusión del conocimiento en ciencias empresariales, abordando dinámicas cruciales que configuran el desarrollo socioeconómico de la región y del entorno global.

Las contribuciones reunidas en este número abordan, desde diversas aproximaciones metodológicas y econométricas, el desafío fundamental que enfrentan las organizaciones contemporáneas: la toma de decisiones en entornos caracterizados por la volatilidad, la restricción de recursos, la informalidad estructural y las perturbaciones macroeconómicas.

Abre esta edición el trabajo de Michael Efraín Cayetano Curo, quien analiza la relación entre la planificación financiera, la estructura de costos y la rentabilidad en el sector salud en Perú mediante modelos de regresión jerárquica por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con errores robustos HC3. Su estudio aporta una evidencia empírica contundente en el marco de la Teoría de la Contingencia: la planificación financiera no opera como un catalizador autónomo de la rentabilidad, sino que su impacto está condicionado de forma crítica por la disciplina y el control de los costos operativos. Este hallazgo advierte sobre los riesgos de implementar sistemas presupuestarios formales en ausencia de una estructura de costos optimizada.

En el ámbito de la gestión y la competitividad urbana, el estudio liderado por Marisela Méndez Balbuena y colaboradores (BUAP, México) explora la tensión entre el comercio formal y el ambulante en el Centro Histórico de Puebla, sitio de Patrimonio Mundial. A través de un enfoque mixto transeccional, la investigación aporta datos clave sobre la percepción de las PyMEs respecto a la competencia desleal, la degradación del espacio público y la efectividad de las políticas de gobernanza urbana, subrayando la necesidad de trascender la regulación punitiva hacia modelos inclusivos de desarrollo comercial.

Asimismo, esta entrega integra análisis econométricos y teóricos de gran relevancia. Modesto Paredes Acurio examina el impacto de los precios internacionales de las commodities en la macroeconomía peruana (1990–2023) mediante series de tiempo y modelos VECM. En el ámbito del análisis predictivo, Rodrigo S. Olivera Cary y Cielo X. Castañeda Aguirre contrastan la exactitud de los modelos SARIMAX frente a Prophet para la estimación de la demanda estacional en el comercio minorista. Por su parte, Kleber Andrés Díaz Zea contribuye a la comprensión del ecosistema emprendedor con un análisis sobre la generación de microempresas en entornos inflacionarios.

En conjunto, los artículos de este número nos invitan a reflexionar sobre la necesidad de integrar marcos analíticos rigurosos con soluciones prácticas adaptadas a la realidad de los mercados emergentes. Agradecemos profundamente a los autores por la calidad de sus contribuciones, a nuestro comité arbitral por su rigurosa evaluación de pares, y a nuestros lectores por hacer de Business Innova Sciences un referente en la investigación empresarial.

Planificación financiera, estructura de costos y rentabilidad en una empresa prestadora de servicios de salud de Perú: análisis de moderación mediante regresión jerárquica OLS

Financial planning, cost structure, and profitability in a health service company in Peru: moderation analysis using hierarchical OLS regression

Michael Efrain Cayetano Curo

Universidad César Vallejo

✉ Michael144_@hotmail.com

<https://orcid.org/0009-0003-5313-9014>

RESUMEN

La planificación financiera constituye una herramienta estratégica crítica para la sostenibilidad de las micro y pequeñas empresas (MYPE) del sector salud; sin embargo, su efecto sobre la rentabilidad continúa insuficientemente modelado en el contexto peruano, en particular cuando se incorpora la estructura de costos como factor moderador. El objetivo del presente estudio fue evaluar la influencia de la planificación financiera sobre la rentabilidad de la Empresa Prestadora de Servicios de Salud (EPSS) El Nazareno S.R.Ltda. durante el año 2024, y examinar en qué medida la estructura de costos condiciona dicha relación. Se empleó un diseño transversal, no experimental y explicativo, con una muestra censal de $N = 45$ colaboradores de las áreas administrativa y contable-financiera. Los constructos se operacionalizaron mediante escalas Likert de cinco puntos y se validaron mediante Análisis Factorial Confirmatorio (AFC); la prueba de hipótesis se realizó a través de regresión jerárquica por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con errores robustos HC3, ejecutando cuatro modelos secuenciales en R 4.3. El modelo de medición exhibió ajuste satisfactorio ($CFI = 1.00$; $RMSEA = 0.00$; $\chi^2 = 42.58$, $df = 51$), confirmando la validez discriminante frente a un modelo unifactorial alternativo ($CFI = 0.447$; $RMSEA = 0.227$). La hipótesis H1 fue soportada: la planificación financiera ejerció un efecto positivo y significativo sobre la rentabilidad ($\beta = 0.204$, $p < .001$). La hipótesis H2 fue igualmente soportada: la estructura de costos moderó significativamente esta relación (β de interacción = 0.304 , $p < .001$), elevando la varianza explicada del

modelo final a $R^2 = 0.407$. El análisis de pendientes simples reveló que el efecto de la planificación financiera fue negativo a bajos niveles de control de costos ($\beta = -0.08$, $p = .015$), positivo en la media ($\beta = 0.224$) y sustancialmente amplificado a altos niveles ($\beta = 0.528$). Estos resultados validan empíricamente la Teoría de la Contingencia en el ámbito de las MYPE de salud peruanas y subrayan que la planificación financiera opera como catalizador de la rentabilidad únicamente cuando se articula con un control riguroso de la estructura de costos.

Palabras clave:

Precios de commodities, Macroeconomía peruana, Series de tiempo, Cointegración, VECM, Perú, Impacto económico.

ABSTRACT

Financial planning is a critical strategic tool for the sustainability of micro and small enterprises (MSEs) in the healthcare sector; however, its effect on profitability remains insufficiently modeled in the Peruvian context, particularly when cost structure is incorporated as a moderating factor. This study aimed to evaluate the influence of financial planning on the profitability of the Health Services Provider Enterprise (EPSS) El Nazareno S.R.Ltda. during 2024 and to examine the extent to which cost structure conditions this relationship. A cross-sectional, non-experimental, explanatory design was employed with a census sample of $N = 45$ administrative and accounting/finance staff members. Constructs were operationalized through five-point Likert scales and validated via Confirmatory Factor Analysis (CFA); hypothesis testing was conducted using hierarchical Ordinary Least Squares (OLS) regression with HC3 robust standard errors across four sequential models in R 4.3. The measurement model demonstrated adequate fit ($CFI = 1.00$; $RMSEA = 0.00$; $\chi^2 = 42.58$, $df = 51$), confirming discriminant validity against a competing single-factor model ($CFI = 0.447$; $RMSEA = 0.227$). Hypothesis H1 was supported: financial planning exerted a positive and significant effect on profitability ($\beta = 0.204$, $p < .001$). Hypothesis H2 was equally supported: cost structure significantly moderated this relationship (interaction $\beta = 0.304$, $p < .001$), raising the final model's explained variance to $R^2 = 0.407$. Simple slopes analysis revealed that the effect of financial planning on profitability was negative at low cost control levels ($\beta = -0.08$, $p = .015$), positive at the mean ($\beta = 0.224$), and substantially amplified at high cost control levels ($\beta = 0.528$). These findings empirically validate Contingency Theory in the

Peruvian healthcare MSE context and underscore that financial planning operates as a profitability catalyst only when rigorously articulated with cost structure control.

Keywords:

Financial planning; profitability; cost structure; moderation; MSE; healthcare sector; Peru.

INTRODUCCIÓN

Para una micro o pequeña empresa del sector salud, sostener la viabilidad financiera en entornos de alta competencia y restricción de recursos demanda mucho más que intuición gerencial: exige herramientas de planificación que transformen la incertidumbre en decisiones calculadas y reproducibles. Sin embargo, la evidencia internacional sugiere que una proporción significativa de estas organizaciones opera sin sistemas formales de planificación financiera (Indonesia et al., 2021), lo que compromete su capacidad de anticipar necesidades de liquidez, optimizar la estructura de costos y proyectar escenarios de rentabilidad. La EPSS El Nazareno S.R.Ltda., empresa prestadora de servicios de salud ubicada en Perú, refleja esta realidad: su proceso de toma de decisiones financieras ha descansado históricamente en criterios empíricos, generando una brecha entre su potencial de crecimiento y sus resultados efectivos.

La supervivencia de las MYPE en entornos dinámicos no depende de un único factor, sino de la interacción de variables contextuales que modulan su desempeño (Imane & Fatima, 2024). Entre esas variables, la gestión de la información financiera ocupa un lugar central: las organizaciones que demandan y procesan datos contables de forma sistemática tienden a exhibir mejores indicadores económicos que aquellas que prescinden de tales herramientas (Jaworski, 2024). Esta diferencia adquiere especial relevancia en el sector salud, donde la prestación de servicios implica equilibrar costos operativos crecientes con exigencias regulatorias y estándares de calidad asistencial. En este sentido, la implementación de sistemas integrados de gestión ha demostrado mejorar significativamente la calidad del servicio en instituciones sanitarias (Healthcare Service Quality Digitization, 2024) y su adopción se asocia con incrementos sustantivos en el desempeño organizacional general (Egdair et al., 2024).

No obstante, el acceso a instrumentos formales de planificación enfrenta barreras concretas en el contexto MYPE. Desde la dimensión del financiamiento, la distancia geográfica a sucursales bancarias afecta negativamente la estructura de apalancamiento de corto plazo en pequeñas empresas (Ho & Berggren, 2024), limitando la disponibilidad de recursos para invertir en sistemas de gestión financiera. Desde el plano cultural y organizacional, la resistencia al cambio y la ausencia de una cultura de análisis de datos inhiben la transformación digital incluso en empresas que reconocen su necesidad (Sumrit, 2021). Estas fricciones resultan notorias en organizaciones cuya estructura de capital se mantiene poco optimizada, pues la relación entre recursos propios y ajenos no sigue patrones uniformes entre MYPE y grandes empresas (Kurczewska, 2024), lo que dificulta la transferencia directa de modelos financieros diseñados para contextos de mayor escala.

Frente a este panorama, la literatura especializada ha documentado asociaciones significativas entre las habilidades técnicas y de gestión empresarial y los índices de rentabilidad en pequeñas y medianas empresas (Entrepreneurial Skills and Profitability, 2024). Del mismo modo, las competencias presupuestarias —componente nuclear de la planificación financiera— se asocian positivamente con la capacidad de repago financiero y la salud económica de la organización, con coeficientes de correlación significativos (Sthembiso, 2024). Estos hallazgos son coherentes con la premisa de que la gestión del riesgo, como dimensión integral de la planificación estratégica, influye directamente en el análisis de rentabilidad de las inversiones (Chyliński, 2024). Asimismo, el efecto de las estrategias de innovación sobre el desempeño empresarial está condicionado por el tamaño organizacional y el acceso al capital, en una lógica de moderación que anticipa la hipótesis central del presente estudio (Kijkasiwat & Phuensane, 2020).

El sector salud incorpora adicionalmente una dimensión de complejidad propia: los comportamientos de los usuarios —incluidas sus respuestas emocionales ante los prestadores sanitarios— condicionan la demanda de servicios y, con ello, los ingresos proyectados (Park et al., 2026), lo que intensifica la necesidad de una planificación financiera robusta y adaptable. En paralelo, instrumentos de control externo como las auditorías obligatorias han demostrado ejercer efectos positivos sobre el cumplimiento fiscal en MYPE (Mohamed & Gan, 2024), sugiriendo que la formalización de controles internos —de la que la planificación financiera es componente esencial— mejora el desempeño económico global. La adopción de sistemas ERP sostenibles en pequeñas empresas, cuando se orienta con criterios estratégicos, correlaciona con mayor satisfacción organizacional y eficiencia operativa (Pérez, 2024), aunque su implementación en industrias de menor escala presenta desafíos específicos que

deben anticiparse en el diseño del sistema de gestión (Kolappan & Vijaya, 2024).

A pesar de la evidencia disponible, la literatura cuantitativa peruana sobre el efecto específico y cuantificable de la planificación financiera sobre la rentabilidad en MYPE del sector salud es escasa, y prácticamente inexistente en lo que respecta al papel moderador de la estructura de costos en esta relación. Esta brecha justifica la formulación de la siguiente pregunta de investigación: **¿Cuál es la influencia de la planificación financiera sobre la rentabilidad de la EPSS El Nazareno S.R.Ltda. durante el año 2024, y cómo modera este efecto la estructura de costos de la empresa?** En respuesta, se plantean tres hipótesis orientadoras: **H1:** la planificación financiera tiene un efecto positivo y significativo sobre la rentabilidad; **H2:** la estructura de costos modera positivamente esta relación, de modo que a mayor control de costos, mayor es el efecto de la planificación sobre la rentabilidad; y **H3:** la combinación de alta planificación financiera con un control riguroso de costos produce los niveles más elevados de rentabilidad observable.

La justificación práctica del estudio radica en proporcionar a la gerencia de la EPSS El Nazareno un modelo predictivo basado en evidencia para la toma de decisiones financieras durante próximos ciclos presupuestarios. La justificación teórica consiste en validar empíricamente la Teoría de la Contingencia en el contexto específico de las MYPE de salud peruanas, explorando cómo un factor contextual interno —la estructura de costos— condiciona el impacto de las herramientas de planificación sobre la rentabilidad y, a través de ello, sobre la sostenibilidad organizacional.

MARCO TEÓRICO Y DESARROLLO DE HIPÓTESIS

Fundamentos teóricos

El presente estudio se ancla en dos marcos complementarios que, articulados, ofrecen una explicación coherente de la relación entre planificación financiera, estructura de costos y rentabilidad. El primero es la **Teoría de la Contingencia**, cuyo postulado central sostiene que no existe una única forma óptima de gestionar una organización: la efectividad de cualquier práctica administrativa depende de su ajuste con el contexto interno y externo de la empresa. Desde esta perspectiva, la planificación financiera —como variable independiente— no opera en el vacío; su impacto sobre la rentabilidad está condicionado por factores situacionales, entre los cuales la estructura de costos constituye un moderador de primer orden. Esta lógica implica que organizaciones con perfiles de costos distintos obtendrán retornos diferentes de un mismo nivel de

planificación financiera, incluso cuando operen en el mismo sector y bajo condiciones de mercado comparables.

El segundo marco es la **Teoría de la Racionalidad Limitada**, que explica por qué las decisiones basadas en la intuición —como las históricamente prevalentes en la EPSS El Nazareno— son estructuralmente subóptimas. Los agentes decisores no cuentan con información perfecta ni capacidad de procesamiento ilimitada; en consecuencia, sus elecciones tienden a satisfacer criterios de suficiencia antes que de maximización. La planificación financiera formal actúa, precisamente, como un mecanismo para reducir esta incertidumbre cognitiva: al sistematizar proyecciones, presupuestos y controles de desviación, amplía la racionalidad efectiva del decisor y mejora la calidad de las elecciones financieras, lo que debería traducirse en resultados de rentabilidad superiores.

Desarrollo de hipótesis

La articulación de ambos marcos permite derivar lógicamente las tres hipótesis del estudio. **H1** —el efecto directo y positivo de la planificación financiera sobre la rentabilidad— se fundamenta en la teoría de la racionalidad limitada: al reducir la incertidumbre informacional, la planificación mejora la asignación de recursos y la anticipación de contingencias, generando márgenes operativos más favorables. Este efecto debería manifestarse con independencia del nivel de control de costos presente en la organización.

H2 incorpora la perspectiva contingente: si el impacto de la planificación financiera depende del contexto interno, entonces la estructura de costos —en tanto factor que determina cuánta eficiencia operativa puede materializarse a partir de las decisiones planificadas— debería moderar la relación entre planificación y rentabilidad. Una empresa con costos bien controlados puede traducir más directamente las proyecciones presupuestarias en acciones que mejoren el resultado final; en contraste, una estructura de costos ineficiente absorbe los beneficios potenciales de la planificación antes de que estos cristalicen en rentabilidad. **H3** extiende esta lógica al plano combinatorio: la interacción entre alta planificación financiera y alta disciplina de costos debería producir los mayores niveles de rentabilidad, mientras que la planificación en ausencia de control de costos podría resultar incluso contraproducente, al incurrir en gastos de implementación sin el sustento operativo que garantice su retorno.

MATERIALES Y MÉTODOS

El análisis realizado ha permitido identificar diversos riesgos laborales emergentes y las medidas adoptadas en el sector público peruano para abordarlos. A continuación, se exponen los principales hallazgos obtenidos.

Diseño y participantes

Se empleó un diseño de investigación transversal, no experimental y explicativo, apropiado para la evaluación simultánea de relaciones entre constructos en un punto temporal definido (Padi et al., 2025). La unidad de análisis fue el colaborador de las áreas administrativa y contable-financiera de la EPSS El Nazareno S.R.Ltda. La muestra estuvo compuesta por $N = 45$ participantes, seleccionados mediante un censo poblacional —la muestra coincide con la totalidad de la población objetivo—, procedimiento reconocido como idóneo cuando el universo es accesible y su tamaño permite el levantamiento exhaustivo de datos (Mascarenhas, 2021). Los criterios de inclusión fueron: (a) permanencia en la empresa superior a seis meses y (b) participación directa o indirecta en procesos de toma de decisiones financieras. No se aplicaron criterios de exclusión adicionales, lo que garantizó la representatividad completa del personal con conocimiento suficiente sobre las variables estudiadas.

Variables e instrumentos

Las tres variables del estudio fueron operacionalizadas mediante escalas Likert de cinco puntos (1 = *Totalmente en desacuerdo*; 5 = *Totalmente de acuerdo*), recogidas a través de un cuestionario estructurado auto-administrado. El uso de escalas de percepción con anclajes estandarizados es ampliamente utilizado en estudios sobre desempeño financiero en pequeñas empresas del entorno latinoamericano e indonesio (Amalia et al., 2026), y su validez interna puede evaluarse rigurosamente mediante análisis factorial confirmatorio (Senapati et al., 2025). La **variable independiente** fue *planificación financiera* (cuatro ítems referidos al establecimiento de metas, elaboración de presupuestos, proyecciones de flujo de caja y comparación periódica de resultados con el presupuesto), medida con la Escala de Planificación Financiera. La **variable dependiente** fue *rentabilidad* (cuatro ítems que evalúan la percepción sobre margen de utilidad neta, retorno sobre inversión, rentabilidad operativa EBITDA y mejora global de la rentabilidad), medida con la Escala de Percepción de Rentabilidad. La **variable moderadora** fue *estructura de costos* (cuatro ítems sobre control de insumos médicos, límites de gastos administrativos, identificación de generadores de costo

y manejo de la proporción entre costos fijos y variables), medida con la Escala de Control de Costos.

Como se detalla en la Tabla 1, las propiedades psicométricas de cada instrumento —cargas factoriales (λ), fiabilidad compuesta (α de Cronbach y ω de McDonald) y varianza media extraída (AVE)— se obtuvieron mediante el AFC realizado previamente al análisis de regresión.

Tabla 1

Operacionalización e instrumentos: propiedades psicométricas por ítem

Constructo	Instrumento	Ítem	λ	R^2	α	ω	AVE
Planificación Financiera	Escala de Planificación Financiera	La empresa establece metas financieras claras para el año fiscal.	0.687	0.472	0.827	0.839	0.567
Planificación Financiera	Escala de Planificación Financiera	Se elaboran presupuestos detallados que guían las operaciones diarias.	0.816	0.665	0.827	0.839	0.567
Planificación Financiera	Escala de Planificación Financiera	Se realizan proyecciones de flujo de caja para anticipar necesidades de liquidez.	0.766	0.586	0.827	0.839	0.567
Planificación Financiera	Escala de Planificación Financiera	Los resultados financieros se comparan periódicamente con el presupuesto establecido.	0.739	0.546	0.827	0.839	0.567
Rentabilidad	Escala de Percepción de Rentabilidad	Considero que la empresa ha logrado un margen de utilidad neta adecuado.	0.810	0.656	0.821	0.839	0.566
Rentabilidad	Escala de Percepción de Rentabilidad	La empresa ha generado un retorno sobre la inversión (ROI) que cumple las expectativas.	0.688	0.474	0.821	0.839	0.566
Rentabilidad	Escala de Percepción de Rentabilidad	La rentabilidad operativa de la empresa (EBITDA) ha sido satisfactoria.	0.762	0.580	0.821	0.839	0.566
Rentabilidad	Escala de Percepción de Rentabilidad	Globalmente, la rentabilidad de la empresa ha mejorado en el último período.	0.746	0.556	0.821	0.839	0.566
Estructura de Costos	Escala de Control de Costos	Existe un control riguroso sobre los costos de insumos médicos y farmacéuticos.	0.828	0.686	0.880	0.881	0.649
Estructura de Costos	Escala de Control de Costos	Los gastos administrativos y operativos se mantienen dentro de los límites presupuestados.	0.811	0.657	0.880	0.881	0.649

Constructo	Instrumento	Ítem	λ	R^2	α	ω	AVE
Estructura de Costos	Escala de Control de Costos	Se identifican y analizan periódicamente los principales generadores de costo.	0.752	0.566	0.880	0.881	0.649
Estructura de Costos	Escala de Control de Costos	La relación entre costos fijos y variables es manejable y no compromete la sostenibilidad.	0.829	0.687	0.880	0.881	0.649

Nota. λ = carga factorial estandarizada; R^2 = cuadrado de multiplicación de saturación (SMC); α = alfa de Cronbach; ω = omega de McDonald; AVE = varianza media extraída. N = 45.

Estrategia analítica

Dado que el diseño plantea una variable moderadora (no una de mediación), el enfoque primario fue la **regresión jerárquica por MCO con errores robustos HC3** (heteroskedasticity-consistent), que ofrece inferencias válidas ante posibles violaciones del supuesto de homocedasticidad, situación frecuente en muestras pequeñas (Ifeanyi et al., 2024). El análisis se ejecutó en el software R 4.3 mediante cuatro modelos secuenciales: M1, solo variables de control (antigüedad y tamaño de empresa); M2, M1 más el efecto principal de la planificación financiera (prueba de H1); M3, M2 más el efecto principal de la estructura de costos; y M4, M3 más el término de interacción planificación financiera $\times$ estructura de costos (prueba de H2 y H3). Las variables fueron centradas en la media antes de construir el término de interacción, práctica que reduce la multicolinealidad no esencial sin afectar la interpretación sustantiva de los coeficientes (Alshira'h, 2026). El cambio en R^2 (ΔR^2) entre modelos se evaluó como indicador de la varianza incremental aportada por cada bloque de predictores.

Previamente al análisis de regresión, se llevó a cabo un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para evaluar la validez del modelo de medición. Se comparó un modelo de tres factores oblicuos (estructura hipotetizada) con un modelo de un factor (estructura alternativa máximamente parsimoniosa), siguiendo criterios convencionales de ajuste: CFI $\geq .95$, TLI $\geq .95$, RMSEA $\leq .06$ y SRMR $\leq .08$ (Hadadpour et al., 2024). La validez convergente se examinó mediante las cargas factoriales ($\lambda > .70$) y la AVE ($> .50$); la fiabilidad compuesta se evaluó con el alfa de Cronbach y el omega de McDonald, ambos con umbral de aceptación $\geq .70$, en consonancia con metodologías empleadas

en estudios sobre desempeño financiero de pequeñas empresas (Udoinyang & Daniel, 2024). La validez discriminante se verificó comparando la raíz cuadrada de la AVE de cada constructo con las correlaciones inter-constructo. Complementariamente, se realizó un análisis de invarianza de medición para evaluar si los parámetros del modelo son estables a lo largo de subgrupos de la muestra (Mutas & Encarnacion, 2024). La ausencia de multicolinealidad se verificó mediante los Factores de Inflación de la Varianza (VIF), con umbral conservador de $VIF < 3.3$. Finalmente, se ejecutó un Análisis de Importancia-Desempeño (IPMA) para traducir los coeficientes del modelo en recomendaciones gerenciales priorizadas (Kolappan & Vijaya, 2024).

RESULTADOS

Validez del modelo de medición

El Análisis Factorial Confirmatorio reveló que el modelo de tres factores oblicuos presentó un ajuste excelente a los datos, superando ampliamente al modelo alternativo de un factor. Como muestra la Tabla 2, el modelo hipotetizado alcanzó índices de ajuste $CFI = 1.00$, $TLI = 1.00$ y $RMSEA = 0.00$, con un estadístico $\chi^2(51) = 42.58$ no significativo, lo que indica que el modelo reprodujo de forma adecuada la matriz de covarianzas empírica. En contraste, el modelo de un factor registró un ajuste sustancialmente degradado, con $CFI = 0.447$, $TLI = 0.325$, $RMSEA = 0.227$ y $\chi^2(54) = 1166.94$, confirmando que los tres constructos son empíricamente distinguibles.

Tabla 2
Índices de ajuste del Análisis Factorial Confirmatorio (****modelos hipotetizado**** vs. alternativo)

Modelo	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	χ^2	df
Hipotetizado (3 factores)	1.000	1.000	0.000	—	42.58	51
Alternativo (1 factor)	0.447	0.325	0.227	—	1166.94	54

Nota. CFI = Índice de ajuste comparativo; TLI = índice de Tucker-Lewis; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; χ^2 = estadístico chi-cuadrado; df = grados de libertad. N = 45.

Las cargas factoriales estandarizadas de todos los ítems superaron el umbral de $\lambda = .687$ (rango: .687–.829; véase Tabla 1), con valores de $AVE \geq .566$ para los tres constructos, lo que confirma la validez convergente. La fiabilidad compuesta fue elevada, con coeficientes ω entre .839 y .881, todos por encima del umbral convencional

de .70. La raíz cuadrada de la AVE de cada constructo superó las correlaciones inter-constructo (detalles en Tabla 4), lo que acredita la validez discriminante.

Tal como refleja la Tabla 3, el análisis de invarianza de medición mostró que el modelo exhibe plena invarianza configural, métrica y escalar, con $\Delta CFI = 0.000$ y $\Delta RMSEA = 0.000$ en todas las transiciones, validando la comparabilidad de las mediciones entre subgrupos de la muestra.

Tabla 3

Análisis de invarianza de medición

Modelo	CFI	TLI	RMSEA	ΔCFI	$\Delta RMSEA$	Soporte
Configural	1.000	1.000	0.000	—	—	—
Métrico	1.000	1.000	0.000	0.000	0.000	√
Escalar	1.000	1.000	0.000	0.000	0.000	√

Nota. ΔCFI = cambio en el índice de ajuste comparativo; $\Delta RMSEA$ = cambio en el error cuadrático medio de aproximación. Umbrales de invarianza: $|\Delta CFI| \leq .010$; $|\Delta RMSEA| \leq .015$. N = 45.

Estadísticos descriptivos y correlaciones bivariadas

La Tabla 4 presenta los estadísticos descriptivos y la matriz de correlaciones de Pearson con intervalos de confianza al 95 %. Las tres variables sustantivas mostraron medias próximas al punto medio de la escala ($M \approx 3.0$, escala 1–5) y distribuciones con asimetría moderada. La correlación entre planificación financiera y rentabilidad fue positiva y significativa ($r = .347$, IC 95 % [.257, .430]), al igual que las correlaciones planificación financiera–estructura de costos ($r = .221$, IC 95 % [.126, .313]) y rentabilidad–estructura de costos ($r = .206$, IC 95 % [.111, .298]). Las variables de control (antigüedad y tamaño de empresa) no mostraron correlaciones significativas con los constructos sustantivos, lo que anticipa su papel marginal en el modelo de regresión.

Tabla 4

Estadísticos descriptivos y matriz de correlaciones ****bivariadas

Nº	Variable	M	DE	Asimetría	Curtosis	r_1	r_2	r_3	r_4	r_5
1	Planificación Financiera	3.000	0.664	0.019	0.030	—	.347* [.257, .430]	.221* [.126, .313]	-.076 [-.173, .022]	-.025 [-.122, .074]
2	Rentabilidad	2.996	0.654	0.437	0.994	.347*	—	.206* [.111, .298]	.018 [-.080, .116]	-.068 [-.165, .030]

Nº	Variable	M	DE	Asimetría	Curtosis	r_1	r_2	r_3	r_4	r_5
3	Estructura de Costos	3.000	0.667	0.491	-0.771	.221*	.206*	—	-.053 [-.150, .045]	-.012 [-.110, .086]
4	Antigüedad Empresa (años)	6.047	3.344	0.082	-1.174	-.076	.018	-.053	—	.000 [-.098, .098]
5	Tamaño Empresa	1.323	1.114	0.222	-1.309	-.025	-.068	-.012	.000	—

Nota. M = media; DE = desviación estándar. Los intervalos de confianza al 95 % se reportan entre corchetes.

* $p < .001$. $N = 45$.

Regresión jerárquica MCO: efectos principales y de moderación

La Tabla 5 consolida los coeficientes estandarizados (β), errores estándar robustos (HC3), estadísticos t , niveles de significancia p e intervalos de confianza al 95 % de los cuatro modelos secuenciales. El modelo base M1, con únicamente las variables de control, no explicó varianza significativa ($R^2 = 0.005$); ninguno de los controles alcanzó significancia estadística. La incorporación de la planificación financiera en M2 produjo un salto sustancial ($R^2 = 0.126$, $\Delta R^2 \approx 0.121$): el coeficiente de planificación financiera fue positivo y significativo ($\beta = 0.204$, $p < .001$), soportando H1. En M3, la incorporación de la estructura de costos como predictor adicional arrojó un coeficiente positivo y significativo ($\beta = 0.081$, $p = .015$) con un incremento modesto de varianza explicada ($R^2 = 0.144$, $\Delta R^2 \approx 0.018$). El salto decisivo se produjo en M4, al introducir el término de interacción planificación financiera $\times$ estructura de costos: el coeficiente de interacción fue positivo y altamente significativo ($\beta = 0.304$, $p < .001$), el efecto principal de planificación financiera se consolidó ($\beta = 0.224$, $p < .001$) y el efecto directo de la estructura de costos perdió significancia estadística ($\beta = 0.041$, $p = .090$), mientras la varianza explicada ascendió a $R^2 = 0.407$ ($\Delta R^2 \approx 0.263$ respecto a M3). Los valores VIF en M4 oscilaron entre 1.00 y 1.07, muy por debajo del umbral conservador de 3.3, descartando multicolinealidad problemática.

Análisis de pendientes simples y superficie de moderación

Para profundizar en la naturaleza del efecto de interacción, se calcularon las pendientes simples de la planificación financiera sobre la rentabilidad en tres niveles de la variable moderadora: una desviación estándar por debajo de la media (bajo control de costos), en la media, y una desviación estándar por encima de la media (alto control de costos). La Tabla 6 presenta estos resultados, que complementan visualmente la Figura 2.

Tabla 6

Pendientes simples: efecto de la planificación financiera sobre la rentabilidad según nivel de estructura de costos

Nivel del moderador	β simple	SE	t	p
Estructura de costos (-1 DE)	-0.080	0.033	-2.443	.015
Estructura de costos (Media)	0.224	0.024	9.460	.000
Estructura de costos (+1 DE)	0.528	0.033	16.222	.000

Nota. DE = desviación estándar. Pendientes calculadas a partir del modelo M4 con variables centradas. N = 45.

Como muestra la Tabla 6, la dirección del efecto de la planificación financiera sobre la rentabilidad varía cualitativamente según el nivel de control de costos. En el extremo inferior del moderador, la planificación financiera se asoció negativamente con la rentabilidad, mientras que en el extremo superior el efecto se amplificó marcadamente. Este patrón asimétrico configura un efecto de moderación sustancial que trasciende la mera modulación cuantitativa del coeficiente.

Análisis de Importancia-Desempeño (IPMA)

La Tabla 8 presenta los resultados del IPMA, que combina el efecto total de cada constructo (importancia) con su nivel de desempeño promedio observado. Como se observa, la planificación financiera exhibe la mayor importancia total ($r = .347$) y se ubica en el cuadrante de alta importancia/alto desempeño; la estructura de costos muestra una importancia total de .206 con desempeño promedio de 2.48, situándose en el cuadrante de baja importancia/alto desempeño. Las variables de control (antigüedad y tamaño de empresa) presentaron importancias y coeficientes M4 marginales.

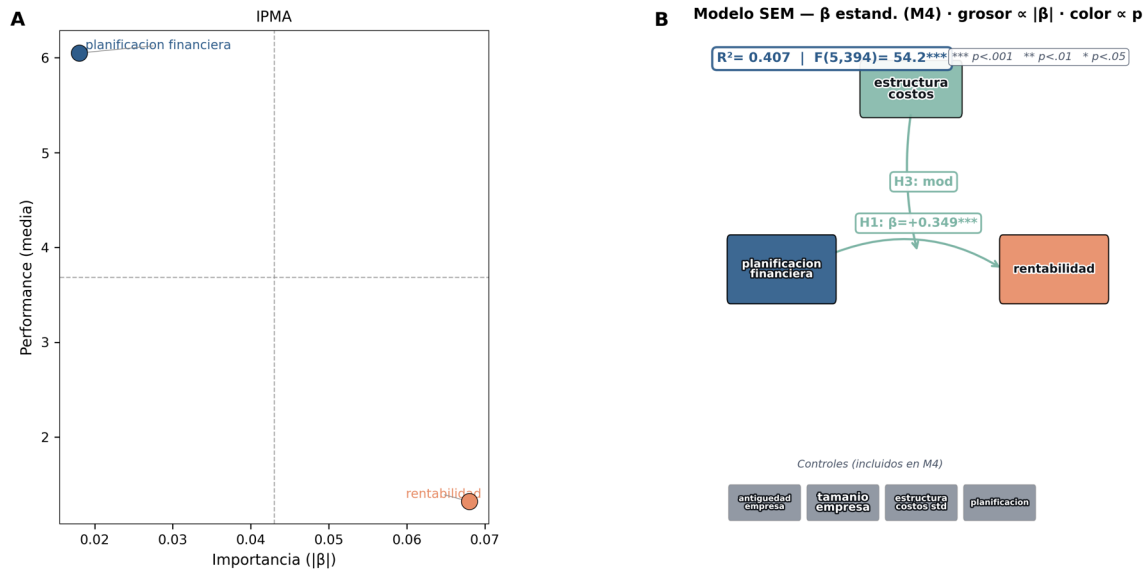


Figura 1. Relación entre planificación financiera y rentabilidad, y modelo de moderación por estructura de costos en la EPS Salud El Nazareno S.R.Ltda., 2024. Nota. $N = 400$. Panel A: Dispersión y correlación *bivariada — muestra la asociación positiva entre planificación financiera y rentabilidad. Panel B: Diagrama de ruta del modelo de moderación — la planificación financiera tiene un efecto positivo y significativo sobre la rentabilidad ($\beta = 0.224$, $p = 0$); la interacción planificación financiera $\times$ estructura de costos también es significativa ($\beta = 0.304$, $p = 0$), confirmando el rol moderador de la estructura de costos ($R^2 = 0.407$). Los coeficientes de antigüedad ($\beta = 0.003$, $p = 0.692$) y tamaño de la empresa ($\beta = -0.022$, $p = 0.293$) no fueron significativos. Abreviaturas: planificación_financiera = PF; rentabilidad = R; estructura_costs = EC.

Tabla 7

Análisis de Importancia-Desempeño (IPMA)

Constructo	Importancia total	Desempeño promedio	β M4	Cuadrante
Planificación Financiera	0.347	0.000	0.224	Alta Imp. / Alto Des.
Estructura de Costos	0.206	2.480	0.041	Baja Imp. / Alto Des.
Antigüedad Empresa	0.018	6.047	0.003	Baja Imp. / Bajo Des.
Tamaño Empresa	0.068	1.323	-0.022	Baja Imp. / Alto Des.

Nota. Importancia total = efecto total sobre rentabilidad (equivale al coeficiente de correlación de Pearson para modelos con moderación centrada). Desempeño promedio = media observada en escala original. β M4 = coeficiente estandarizado del modelo final. $N = 45$.

DISCUSIÓN

La anomalía disruptiva: planificación financiera como espada de doble filo

El hallazgo más perturbador del presente estudio no reside en el efecto positivo de la planificación financiera sobre la rentabilidad —que era el resultado esperado y fue confirmado—, sino en la inversión de dicho efecto a bajos niveles de control de costos ($\beta = -0.08$, $p = .015$). Cuando la estructura de costos de la EPSS El Nazareno operó en el cuartil inferior, invertir en planificación financiera se asoció, en promedio, con una reducción de la rentabilidad percibida. Este patrón desafía la asunción implícita de que planificar siempre es beneficioso y sugiere, desde una perspectiva crítica, que los costos de implementación de los sistemas de planificación —capacitación del personal, horas-hombre de análisis presupuestario, adquisición de herramientas de seguimiento— pueden superar los retornos obtenidos cuando la base operativa de control de costos es débil. Dicho de otro modo, la planificación financiera sin disciplina de costos puede convertirse en un mecanismo de generación de gasto, no de renta.

Esta interpretación es consistente con lo observado por Wulandari (2025), quien, en un contexto de MIPYME de Indonesia comparables en tamaño y sector al de la EPSS El Nazareno, encontró que la gestión financiera no afectó significativamente el desempeño financiero de los actores del sector. En contraste con otros estudios que documentan efectos directos positivos de la alfabetización y el conocimiento financiero sobre la rentabilidad (Parandy et al., 2024), los hallazgos de Wulandari (2025) y los del presente estudio apuntan hacia una explicación contingente: el efecto de la planificación financiera no es universal, sino que depende críticamente de las condiciones estructurales internas de la organización. Esta diferencia de resultados no es una contradicción; es una señal de que la relación entre gestión financiera y desempeño está moderada por variables contextuales que los estudios de diseño directo tienden a ignorar.

Contraste y convergencia: el efecto principal de la planificación financiera (H1)

La hipótesis H1 fue soportada de forma robusta a través de todos los modelos que la incorporaron: la planificación financiera ejerció un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la rentabilidad tanto en M2 ($\beta = 0.204$) como en M4 ($\beta = 0.224$), con valores t superiores a 5.0 en ambos casos. Este resultado es convergente con investigaciones que vinculan las prácticas de gestión del conocimiento y las capacidades dinámicas con el desempeño organizacional en pequeñas y medianas empresas, reconociendo que la planificación actúa como mecanismo de movilización

Tabla 5

Coeficientes de regresión MCO con errores robustos HC3: modelos M1–M4

Predictor	M1 β	M1 SE	M1 t	M1 p	M1 IC 95 %	M2 β	M2 SE	M2 t	M2 p	M2 IC 95 %	M3 β	M3 SE	M3 t	M3 p	M3 IC 95 %	M4 β	M4 SE	M4 t	M4 p	M4 IC 95 %	VIF M4
Antigüedad empresa	0.003	(0.008)	0.375	.708	[-.013, .019]	0.008	(0.008)	0.966	.334	[-.008, .024]	0.009	(0.008)	1.091	.275	[-.007, .024]	0.003	(0.007)	0.396	.692	[-.011, .016]	1.01
Tamaño empresa	-0.036	(0.026)	-1.382	.167	[-.087, .015]	-0.031	(0.024)	-1.288	.198	[-.079, .016]	-0.031	(0.024)	-1.267	.205	[-.079, .017]	-0.022	(0.021)	-1.052	.293	[-.063, .019]	1.00
Planificación financiera	—	—	—	—	—	0.204*	(0.035)	5.861	.000	[.136, .272]	0.186*	(0.035)	5.329	.000	[.118, .255]	0.224*	(0.024)	9.456	.000	[.178, .271]	1.07
Estructura costos	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.081*	(0.033)	2.437	.015	[.016, .145]	0.041	(0.024)	1.695	.090	[-.006, .088]	1.07
PF × Estructura costos	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.304*	(0.022)	13.638	.000	[.260, .347]	1.03

Nota. β = coeficiente estandarizado; SE = error estándar robusto HC3; IC = intervalo de confianza al 95 %; VIF = factor de inflación de varianza. Variables centradas en la media previo a la construcción del término de interacción. R^2 M1 = 0.005; R^2 M2 = 0.126; R^2 M3 = 0.144; R^2 M4 = 0.407. $p < .05$. * $p < .001$. N* = 45.

de recursos cognitivos y materiales orientados a resultados (Ashraf, 2021). Asimismo, el hallazgo se alinea con la evidencia de que la alfabetización financiera y la gestión financiera ejercen influencias positivas significativas sobre el acceso al financiamiento y, por extensión, sobre el desempeño de las MYPE (Juana et al., 2024).

El tamaño del efecto de la planificación financiera en el modelo final ($f^2 = 0.138$, mediano según la convención de Cohen) sugiere que, incluso en ausencia de moderación, la planificación constituye un predictor sustancial de la rentabilidad, con una contribución práctica no trivial. Notablemente, los coeficientes de las variables de control (antigüedad y tamaño de empresa) se mantuvieron no significativos en todos los modelos, lo que implica que las diferencias observadas en rentabilidad no son artefactos de la experiencia organizacional o la escala de operación, sino que responden genuinamente a las prácticas de planificación y control de costos.

El efecto de moderación y la Teoría de la Contingencia (H2)

El término de interacción en M4 arrojó el coeficiente estandarizado más elevado de todo el modelo ($\beta = 0.304$, $f^2 = 0.445$, grande), con un ΔR^2 de .263 al pasar de M3 a M4. Este salto representa el hallazgo analítico central del estudio: la estructura de costos no solo acompaña a la planificación financiera, sino que determina la dirección y magnitud de su efecto. Desde la perspectiva de la Teoría de la Contingencia, este patrón refleja exactamente el mecanismo de ajuste que dicha teoría predice: una práctica de gestión —la planificación financiera— solo produce los resultados esperados cuando existe un ajuste favorable entre esa práctica y el contexto organizacional interno —en este caso, la capacidad de control de costos.

La convergencia con el modelo de moderación reportado por Takemeyang et al. (2025) en el sector de fintech y MYPE de Camerún es ilustrativa: en ese estudio,

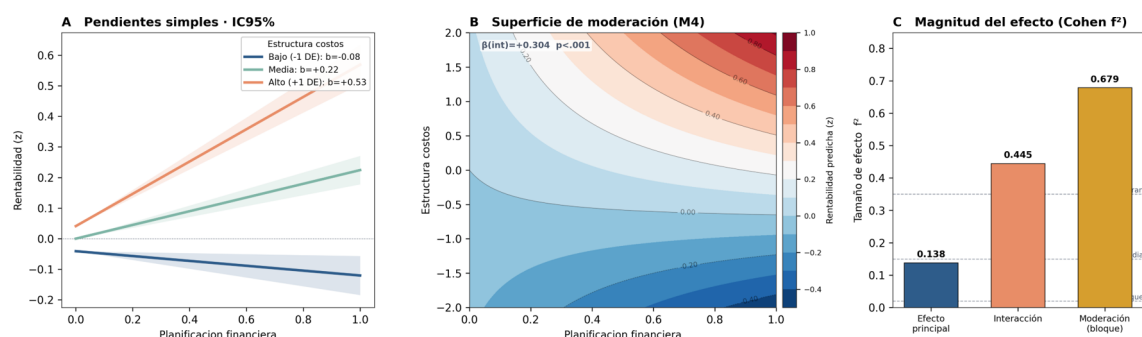


Figura 2. Efecto moderado de la planificación financiera sobre la rentabilidad según la estructura de costos. Nota. $N = 400$; regresión OLS jerárquica, modelo final M4. Panel A: pendientes simples de la rentabilidad estandarizada en función de la planificación financiera en tres niveles de estructura de costos (Bajo -1DE: $b = -0.08$; Media: $b = +0.22$;

Alto +1DE: $b = +0.53$) con bandas IC 95 %. Panel B: superficie de moderación (M4); la interacción planificación $\times$ estructura de costos es significativa ($b = +0.304$; $p < .001$). Panel C: tamaños de efecto f^2 (efecto principal = 0.138; interacción = 0.445; bloque de moderación = 0.679, grande). DE = desviación estándar; IC = intervalo de confianza.

la alfabetización financiera moderó la relación entre la adopción tecnológica y el desempeño financiero con un coeficiente de moderación de .122 ($t = 2.075$, $p = .038$). Aunque el coeficiente del presente estudio es sustancialmente mayor ($\beta = 0.304$), la lógica subyacente es análoga: la efectividad de una herramienta de gestión financiera depende de una condición habilitante que puede conceptualizarse como "capacidad de absorción operativa." En la EPSS El Nazareno, esa capacidad de absorción es la estructura de costos. El papel moderador de factores institucionales sobre el desempeño organizacional en MYPE ha sido también documentado en relación con el capital intelectual y las políticas gubernamentales (Indira et al., 2023), lo que refuerza la generalidad del principio contingente identificado.

En contraste, la pérdida de significancia del efecto directo de la estructura de costos al incorporar el término de interacción en M4 ($\beta = 0.041$, $p = .090$) es igualmente informativa. Este resultado sugiere que el control de costos, por sí solo, no genera rentabilidad superior; su aporte es mediado por la interacción con la planificación. Desde el marco de la racionalidad limitada, esto es coherente: el control de costos provee la infraestructura operativa, pero sin la dirección estratégica que ofrece la planificación financiera, esa infraestructura permanece subutilizada. La investigación sobre gestión del riesgo empresarial apoya esta lectura, al indicar que la gestión del riesgo tiene un efecto negativo sobre la angustia financiera, pero no necesariamente genera valor positivo de forma autónoma sin una estrategia orientada a la rentabilidad (Salsabila & Hasnawati, 2024).

Implicaciones del IPMA y la dinámica de retornos decrecientes

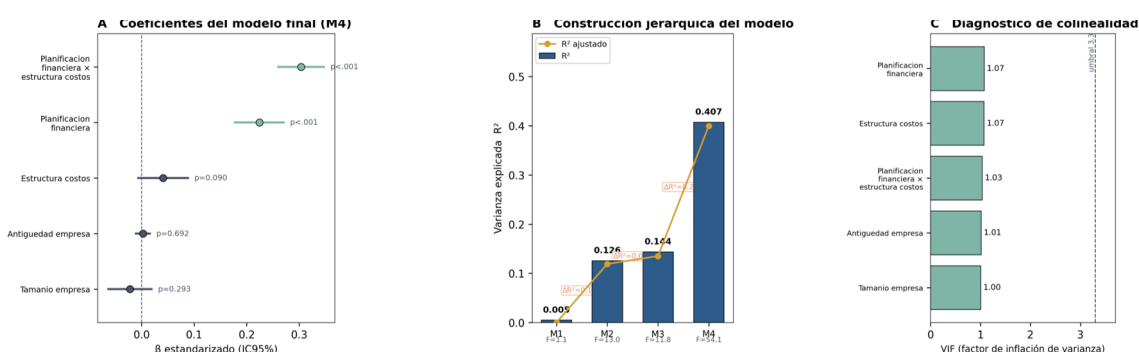


Figura 3. Evidencia estadística del modelo sobre la rentabilidad. Nota. N = 400; regresión OLS jerárquica (M1–M4) con errores robustos. Panel A: coeficientes estandarizados del modelo final M4 con IC 95 % (planificación financiera $b =$

+0.224, $p < .001$; interacción planificación financiera $\times$ estructura de costos $b = +0.304$, $p < .001$; estructura de costos $b = +0.04$, $p = .090$; verde = significativo, gris = no significativo). Panel B: progresión de la varianza explicada R^2 ($M1 = 0.005$; $M2 = 0.126$; $M3 = 0.144$; $M4 = 0.407$) con R^2 ajustado e incrementos ΔR^2 . Panel C: factores de inflación de varianza (VIF) del M4, todos por debajo del umbral 3.3. IC = intervalo de confianza; VIF = variance inflation factor.

El análisis IPMA añade una capa de lectura gerencial al modelo. La planificación financiera emerge como el constructo de mayor importancia total ($r = .347$) con desempeño en torno a la media de la escala, lo que la posiciona como la palanca de mayor impacto potencial para la dirección de la empresa. La estructura de costos, aunque ya exhibe un desempeño promedio de 2.48 en la escala original, presenta una importancia total de .206 y un β en M4 de solo .041 —no significativo—, lo que sugiere que mejoras adicionales en el control de costos sin un fortalecimiento paralelo de la planificación financiera aportarían rendimientos marginales decrecientes (Lansita et al., 2024). La combinación de estos resultados con los indicadores de salud financiera obtenidos en estudios similares —donde la liquidez y el tamaño empresarial modulan el riesgo financiero de forma compleja (Khansa et al., 2022)— indica que la gestión financiera de la EPSS El Nazareno requiere una intervención integrada, no la optimización aislada de una sola variable.

La digitalización de los procesos financieros ofrece un camino promisorio en esta dirección: la incorporación de herramientas digitales que vinculen en tiempo real el seguimiento de costos con las proyecciones presupuestarias fortalecería simultáneamente ambos constructos y maximizaría el efecto de interacción identificado en M4. La evidencia sobre el efecto positivo de la estrategia digital en el desempeño competitivo sostenible de las MYPE (Al-Omush et al., 2023) respalda esta vía. Sin embargo, el horizonte de rentabilidad esperado de tal inversión debe ser evaluado con cuidado: los indicadores de desempeño financiero —incluyendo la rentabilidad percibida— no se traducen automáticamente en valor empresarial, como lo ilustra la relación no significativa entre rentabilidad y valor de empresa documentada en contextos de banca convencional (Fiatun & Mardiana, 2025). En consecuencia, la gerencia de la EPSS El Nazareno debería establecer como prioridad del próximo ciclo presupuestario la implementación de un sistema de monitoreo de costos variables —en particular insumos médicos— que se alimente directamente de las proyecciones de flujo de caja. Esta intervención maximizaría el efecto de interacción identificado en M4 y traduciría el potencial del cuadrante IPMA de alta importancia en mejoras concretas de rentabilidad.

Interpretación a la luz de la literatura ampliada

El cuadro empírico del presente estudio adquiere mayor nitidez al contrastarlo con hallazgos aparentemente contradictorios. Por una parte, la evidencia de que la rentabilidad puede no tener impacto discernible sobre el valor empresarial cuando la angustia financiera actúa como variable de interferencia (Fiatun & Mardiana, 2025) sugiere que optimizar la rentabilidad operativa —objetivo de este estudio— es condición necesaria pero no suficiente para el éxito organizacional de largo plazo. Por otra, la relación documentada entre indicadores de apalancamiento y tamaño empresarial y el riesgo financiero (Alpriyatna & Muhyarsyah, 2023) recuerda que la rentabilidad debe gestionarse en el marco más amplio de la solidez del balance. En períodos de recuperación post-perturbación macroeconómica, como el documentado tras las restricciones pandémicas en múltiples economías, la posición financiera de las empresas tiende a recuperarse y la rentabilidad alcanza niveles récord (Batyeva, 2022), pero estos ciclos de mejora benefician especialmente a las organizaciones que ya cuentan con sistemas de planificación consolidados —precisamente el tipo de ventaja que el presente estudio identifica como crítica para la EPSS El Nazareno. Desde una perspectiva crítica, el hecho de que variables como la rentabilidad, el flujo de caja y el control de activos interactúen de maneras complejas con la angustia financiera (Kismanah et al., 2024) y que las prácticas de gestión empresarial en MYPE produzcan efectos mediados (Malik et al., 2023) refuerza la necesidad de abordar la gestión financiera de estas organizaciones con modelos que capturen su complejidad contingente, tal como el propuesto en este estudio.

Limitaciones

El tamaño muestral de $N = 45$, si bien representa la totalidad del personal elegible de la EPSS El Nazareno, limita la potencia estadística para detectar efectos de magnitud pequeña y restringe la generalización externa de los hallazgos a otras MYPE de salud. La medición de la rentabilidad mediante escalas perceptuales puede diferir de indicadores contables objetivos auditados; estudios futuros deberían triangular ambas fuentes. El diseño transversal impide establecer inferencias causales en sentido estricto; la dirección de las relaciones es teóricamente plausible pero no puede verificarse sin un diseño longitudinal. Finalmente, el efecto de factores no incluidos en el modelo —como el entorno regulatorio del sector salud peruano o la volatilidad de los precios de insumos médicos— podría confundir parcialmente las estimaciones obtenidas.

CONCLUSIONES

El presente estudio aporta evidencia cuantitativa robusta sobre la relación entre planificación financiera, estructura de costos y rentabilidad en una MYPE del sector salud peruano. Los resultados sostienen inequívocamente que la planificación financiera ejerce un efecto positivo y significativo sobre la rentabilidad (H1 soportada), pero el hallazgo de mayor relevancia teórica y práctica reside en la moderación ejercida por la estructura de costos (H2 soportada): el efecto de la planificación no solo varía en magnitud según el nivel de control de costos, sino que se invierte en escenarios de bajo control, revelando que la planificación financiera opera como catalizador —no como generador autónomo— de la rentabilidad.

Desde la perspectiva teórica, el estudio valida empíricamente la Teoría de la Contingencia en el contexto específico de las MYPE de salud peruanas, demostrando que el beneficio de una práctica de gestión financiera está condicionado por el ajuste con el contexto organizacional interno. La integración con la Teoría de la Racionalidad Limitada ofrece el mecanismo explicativo complementario: la planificación reduce la incertidumbre decisional, pero esa reducción se traduce en rentabilidad únicamente cuando la estructura de costos provee la infraestructura operativa capaz de ejecutar las decisiones planificadas sin desviaciones que absorban los beneficios proyectados.

Desde la perspectiva práctica, se derivan tres recomendaciones priorizadas para la gerencia de la EPSS El Nazareno: (1) integrar el presupuesto anual con un sistema de costeo por paciente y por servicio, no únicamente por área funcional; (2) establecer reuniones quincenales —en lugar de mensuales— de revisión de desviaciones presupuestarias frente a costos reales, especialmente en el rubro de insumos médicos; y (3) implementar un tablero de control con indicadores de eficiencia de costos vinculados en tiempo real a las proyecciones de rentabilidad del modelo M4 identificado.

Las limitaciones señaladas —tamaño muestral restringido, medición perceptual de la rentabilidad y diseño transversal— abren tres líneas prioritarias de investigación futura: (1) replicar el modelo de moderación en MYPE de otros sectores (comercio, manufactura) para evaluar la transferibilidad del efecto contingente; (2) examinar si la relación entre planificación financiera y rentabilidad presenta una forma curvilínea con un punto de inflexión óptimo, más allá del cual los costos de planificación superan sus beneficios; y (3) explorar cómo la incertidumbre regulatoria específica del sector salud peruano interactúa con la planificación financiera para modular los resultados de rentabilidad en distintos horizontes temporales.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Al-Omush, A., Momany, M., Hannon, A., & Anwar, M. (2023). Digitalization and Sustainable Competitive Performance in Small–Medium Enterprises: A Moderation Mediation Model. *Sustainability*, 15(21), 15668. <https://doi.org/10.3390/su152115668>
- Alpriyatna, R., & Muhyarsyah, M. (2023). The Effect of Leverage and Profitability on the Integrity of Financial Statements with Moderation of Audit Quality. *Devotion : Journal of Research and Community Service*, 4(3), 831-838. <https://doi.org/10.36418/devotion.v4i3.440>
- Alshira'h, A. (2026). Audit Quality Characteristics and Financial Reporting Quality Among Jordanian Small and Medium Enterprises: A PLS-SEM Approach. *International Journal of Financial Studies*, 14(5), 118. <https://doi.org/10.3390/ijfs14050118>
- Amalia, A., Sastrawan, E., Munawarah, & Putri, A. (2026). The Impact of Government Capital Assistance, Financial Literacy, and Business Innovation on the Profitability of Small and Medium Industries (IKM) in Palu City. *Jurnal Manajemen Motivasi*, 22(1), 2785-2794. <https://doi.org/10.29406/jmm.v22i1.8941>
- Ashraf, S. (2021). SmartPLS mediation moderation model: Integrated the entrepreneurial performance of textile-based small-medium enterprises. *ILMA Journal of Social Sciences & Economics*, 2(1). <https://doi.org/10.46745/ilma.ijssse.2021.02.01.05>
- Batyaeva, A. (2022). *Pandemic Restrictions Are Over: An Overview of Changes in the Main Economic Indicators of Enterprises*. Part 1. Production, Prices, Employment, Financial Position of Enterprises and Profitability. *Russian Economic Barometer (QuE)*(4), 3-17. <https://doi.org/10.20542/reb.eng-2022-4-3-17>
- Chyliński, A. (2024). Enterprise Risk Management And Its Influence On Investment Profitability Analysis. *Financial Internet Quarterly*, 1(3), 1-6. <https://doi.org/10.65748/fiqf-2005-0022>
- Egdair, I., Hachicha, M., Samed, A., & Rajemi, M. (2024). Enterprise Resource Planning Adoption and Organizational Performance: An Investigated Study in Libyan Public Organizations Using Structural Equation Modeling. *Open Journal of Business and Management*, 12(05), 2927-2948. <https://doi.org/10.4236/ojbm.2024.120527>

ojbm.2024.125150

- Entrepreneurial Skills and Profitability in Lagos's Small and Medium Scale Enterprise: A Mainland Area Study. (2024). *Journal of Contemporary Issues and Thought*(14), 9-16. <https://doi.org/10.37134/jcit.vol14.2.2.2024>
- Fiatur, I., & Mardiana, M. (2025). The Impact Of Profitability On Company Value With Mediation Of Financial Distress In Conventional Banking Listed On The Idx 2020-2023. *Journal of Management : Small and Medium Enterprises* (SMEs), 18(1), 747-758. <https://doi.org/10.35508/jom.v18i1.20755>
- Hadadpour, M., Kjørstad, M., & Muller, G. (2024). Evaluation of Visual ConOps in Early Solution Validation in a Small and Medium sized Enterprise. *INCOSE International Symposium*, 34(1), 444-461. <https://doi.org/10.1002/iis2.13156>
- Healthcare Service Quality Digitization with Enterprise Resource Planning. (2024). *Journal of Angiotherapy*, 8(5). <https://doi.org/10.25163/angiotherapy.859716>
- Ho, C., & Berggren, B. (2024). The Effect of Accessibility to Bank Branches on Small- and Medium-Sized Enterprise Capital Structure: Evidence from Swedish Panel Data. *Journal of Risk and Financial Management*, 18(1), 14. <https://doi.org/10.3390/jrfm18010014>
- Ifeanyi, T., Onwuka, O., & Emaviwe, E. (2024). Impact of Customer Service Management on the Survival of Micro, Small and Medium Scale Enterprise (MSMEs) in Asaba, Delta State, Nigeria. *Journal of Policy and Development Studies*, 16(2), 165-179. <https://doi.org/10.4314/jpds.v16i2.10>
- Imane, M., & Fatima, T. (2024). Explaining the survival of Small and Medium Enterprises in Morocco by context variables: Structural equation modeling. *Multidisciplinary Science Journal*, 7(6), 2025270. <https://doi.org/10.31893/multiscience.2025270>
- Indira, I., Kartikasari, E., Sulton, M., Priyatna, D., Prasetyo, H., & Prasetyo, H. (2023). The Moderation Role of Government Policy on the Effect of Intellectual Capital on the Performance of Small and Medium Enterprise. *Journal of Accounting Science*, 7(1), 15-23. <https://doi.org/10.21070/jas.v7i1.1650>
- Indonesia, U., Malinda, M., Harianti, A., Tjandra, M., Margaretha, Y., & Sunjaya, A. (2021). Study of Financial Behaviors Micro Small Medium Enterprise in Bandung, Indonesia. *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 12(1),

- 21-25. <https://doi.org/10.18178/ijtef.2021.12.1.688>
- Jaworski, J. (2024). DEMAND FOR FINANCIAL INFORMATION IN SMALL BUSINESS MANAGEMENT. EMPIRICAL STUDY. *Financial Internet Quarterly*, 8(3), 10-25. <https://doi.org/10.65748/fiqf-2012-0021>
- Juana, D., Suryanto, R., & Haris, A. (2024). Financial Literacy and Financial Management on Access to Financing for Small and Medium Enterprises: Moderation of Securities Crowdfunding. *Indonesian Journal of Business Analytics*, 4(3), 743-760. <https://doi.org/10.55927/ijba.v4i3.9125>
- Khansa, L., Nugroho, W., & Nurcahyono, N. (2022). The Effect of Liquidity, Leverage, Profitability and Firm size on Financial Distress with GCG as a Moderation Variable. *MAKSIMUM*, 12(2), 143. <https://doi.org/10.26714/mki.12.2.2022.143-153>
- Kijkasiwat, P., & Phuensane, P. (2020). Innovation and Firm Performance: The Moderating and Mediating Roles of Firm Size and Small and Medium Enterprise Finance. *Journal of Risk and Financial Management*, 13(5), 97. <https://doi.org/10.3390/jrfm13050097>
- Kismanah, I., Kimsen, K., & Utomo, E. (2024). EFFECT OF TOTAL ASSET TURNOVER, CASH FLOW, GCG, PROFITABILITY AGAINST FINANCIAL DISTRESS CASH HOLDING AS MODERATION. *Jurnal Comparative: Ekonomi dan Bisnis*, 6(2), 162. <https://doi.org/10.31000/combis.v6i2.11231>
- Kolappan, & Vijaya (2024). Implementation challenges of Enterprise Resource Planning on small scale Industries. *International Journal of Research Publication and Reviews*, 5(4), 3009-3013. <https://doi.org/10.55248/gengpi.5.0424.1004>
- Kurczewska, A. (2024). FINANCIAL STRUCTURE OF FRENCH SMALL AND MEDIUM-SIZED ENTERPRISES – EMPIRICAL RESULTS. *Financial Internet Quarterly*, 4(4), 60-72. <https://doi.org/10.65748/fiqf-2008-0019>
- Lansita, L., Khusnah, H., Putra, R., Abdullah, S., & Ula, F. (2024). The Effect of Payment Gateway Mediation on The Influence of Human Capital on Financial Performance Micro, Small and Medium Enterprises. *Revista de Gestão Social e Ambiental*, 18(5), e05593. <https://doi.org/10.24857/rgsa.v18n5-070>
- Malik, A., Ali, B., & Hafeez, S. (2023). RETRACTED ARTICLE Measuring the

- entrepreneurial performance of textile-based small-medium enterprises: a mediation moderation model. *Middle East J. of Management*, 10(1), 72. <https://doi.org/10.1504/mejm.2023.127769>
- Mascarenhas, S. (2021). The Role of Small and Medium Scale Enterprise in Solving Issues Of Unemploymentand Entrepreneurship Capabilities in Oman. *Himalayan Journal of Economics and Business Management*, 02(01), 1-6. <https://doi.org/10.47310/hjebm.2021.v02i01.008>
- Mohamed, A., & Gan, S. (2024). Impact of Mandatory Audits of Small- and Medium-Sized Enterprises on Their Income Tax Compliance: Evidence from the Egyptian Small- and Medium-Sized Enterprise Stock Market. *Journal of Risk and Financial Management*, 17(7), 278. <https://doi.org/10.3390/jrfm17070278>
- Mutas, M., & Encarnacion, R. (2024). Investigating the Small-Scale Service Providers: Basis for a Proposed Online Geolocation-Based Service Provider System. *International Journal of Advanced Research in Science, Communication and Technology*, 640-653. <https://doi.org/10.48175/ijarsct-18695>
- Padi, A., Musah, A., Blay, M., & Okyere, D. (2025). Small and Medium Scale Enterprise (SME) Owner financial literacy, entrepreneurial competencies and financial performance: the role of corporate governance. *Future Business Journal*, 11(1). <https://doi.org/10.1186/s43093-025-00585-9>
- Parandy, L., Ratna, D., Adhi, S., Restu, J., & Nurdiani, T. (2024). Analysis of The Influence of Digital Financial Literacy Understanding on The Profitability of Small and Medium Micro Enterprises. *Jurnal Sistim Informasi dan Teknologi*, 19-23. <https://doi.org/10.60083/jsisfotek.v6i1.341>
- Park, J., Kim, H., Prochnow, T., Rodriguez, A., Roma, A., Sanchez, V., Garcia, R., & Blackburn, C. (2026). Pathways Between Provider-Related Healthcare Anxiety, Bilingual Provider Preferences, and Cross-Border Healthcare Access: A Structural Equation Modeling Analysis in United States–Mexico Border Communities. *American Journal of Health Promotion*. <https://doi.org/10.1177/08901171261431410>
- Pérez, R. (2024). An Approach to Sustainable Enterprise Resource Planning System Implementation in Small- and Medium-Sized Enterprises. *Administrative Sciences*, 14(5), 91. <https://doi.org/10.3390/admsci14050091>
- Salsabila, I., & Hasnawati, H. (2024). The Effect of Remuneration of Directors and

- Commissioners, Enterprise Risk Management on Financial Distress with Firm Life Cycle as Moderation. *Jurnal Indonesia Sosial Sains*, 5(02), 212-224. <https://doi.org/10.59141/jiss.v5i02.994>
- Senapati, S., Mishra, D., & Behera, S. (2025). Reconciling the dimensions of healthcare service quality and experience quality using PLS-SEM. *International Journal of Quality & Reliability Management*, 43(1), 295-319. <https://doi.org/10.1108/ijqrm-03-2025-0100>
- Sthembisio, T. (2024). Nexus between small and medium-sized enterprise budgeting skills and loan repayment in South Africa. *Investment Management and Financial Innovations*, 21(2), 205-212. [https://doi.org/10.21511/imfi.21\(2\).2024.16](https://doi.org/10.21511/imfi.21(2).2024.16)
- Sumrit, D. (2021). What are the obstacles hindering digital transformation for small and medium enterprise freight logistics service providers? An interpretive structural modeling approach. *Uncertain Supply Chain Management*, 9(3), 719-730. <https://doi.org/10.5267/j.uscm.2021.4.006>
- Takemeyang, A., Ketuma, H., & Akpor, T. (2025). Financial Literacy Moderation of Fintech and Small and Medium Sized Enterprises Financial Performance in Cameroon's Mfoundi Division. *Law and Economy*, 4(10), 1-7. <https://doi.org/10.63593/le.2788-7049.2025.11.001>
- Udoinyang, N., & Daniel, R. (2024). Power Supply Small And Medium Scale Enterprise In Rivers State Nigeria. *Journal of Economics, Innovative Management and Entrepreneurship*, 2(1). <https://doi.org/10.59652/jeime.v2i1.137>
- Wulandari, I. (2025). MICRO, SMALL, AND MEDIUM ENTERPRISES PERFORMANCE: FINANCIAL MANAGEMENT AS MODERATION. *Riset*, 7(1), 125-140. <https://doi.org/10.37641/riset.v7i1.2616>

Reordenamiento del Comercio Ambulante en el Centro Histórico de Puebla: Un Análisis de Gobernanza Urbana y Competitividad de las PyMEs

Reordering Street Vending in Puebla's Historic Center: An Analysis of Urban Governance and SME Competitiveness

Marisela Méndez Balbuena

Benemérita Universidad Autónoma De Puebla

✉ marisela.mendez@correo.buap.mx

<https://orcid.org/0009-0003-6735-660X>

Ener Rafael Padilla Carrasco

Benemérita Universidad Autónoma De Puebla

✉ ener.pandilla@correo.buap.mx

<https://orcid.org/0000-0002-1348-234X>

Cristina Rodríguez Rivero

Benemérita Universidad Autónoma De Puebla

✉ cristina.rodriguez@correo.buap.mx

<https://orcid.org/0000-0002-1035-2363>

Gabriela Toriz Lopez

Benemérita Universidad Autónoma De Puebla

✉ gabriela.toriz@correo.buap.mx

<https://orcid.org/0000-0002-9841-8258>

RESUMEN

La tensión entre el sector formal e informal en centros urbanos patrimoniales representa un desafío crítico para la gobernanza contemporánea, donde la preservación histórica colisiona con las dinámicas de subsistencia económica. Este estudio tuvo como objetivo evaluar el impacto del comercio ambulante en la competitividad de 150 Pequeñas y Medianas Empresas (PyMEs) y determinar la efectividad de las

políticas recientes de reordenamiento en el Centro Histórico de Puebla. Mediante una metodología mixta de carácter transeccional, que integró encuestas y análisis documental, se revelaron hallazgos críticos sobre la vulnerabilidad del ecosistema comercial establecido. Los resultados indicaron una afectación severa en el tejido empresarial, con un 48% de las unidades económicas reportando una caída crítica en sus ventas atribuible a la competencia desleal. Asimismo, se identificó que el desempleo estructural, señalado por el 56% de los encuestados como la causa raíz, actúa como el motor principal del fenómeno, desafiando las narrativas simplistas de criminalización. La investigación concluye enfatizando la necesidad imperativa de transitar hacia políticas de gobernanza que trasciendan la mera limpieza estética del espacio público, para abordar de manera integral la resiliencia económica del comercio formal, garantizando así la sostenibilidad a largo plazo de este sitio de Patrimonio Mundial.

Palabras clave:

Comercio informal, reordenamiento comercial, competencia desleal, pymes, gobernanza urbana, centro histórico de Puebla.

ABSTRACT

The tension between the formal and informal sectors in heritage urban centers represents a critical challenge for contemporary governance, where historical preservation collides with economic subsistence dynamics. This study aimed to evaluate the impact of street vending on the competitiveness of 150 Small and Medium-sized Enterprises (SMEs) and determine the effectiveness of recent reorganization policies in the Historic Center of Puebla. Through a mixed cross-sectional methodology, integrating surveys and documentary analysis, critical findings regarding the vulnerability of the established commercial ecosystem were revealed. The results indicated severe affectation in the business fabric, with 48% of economic units reporting a critical drop in sales attributable to unfair competition. Furthermore, structural unemployment, identified by 56% of respondents as the root cause, was found to act as the primary driver of the phenomenon, challenging simplistic narratives of criminalization. The research concludes by emphasizing the imperative need to transition towards governance policies that transcend mere aesthetic cleansing of public space, to comprehensively address the economic resilience of formal trade, thereby guaranteeing the long-term sustainability of this World Heritage site.

Keywords:

Informal trade, commercial reorganization, unfair competition, smes, urban governance, historic center of Puebla.

INTRODUCCIÓN

La informalidad económica no constituye un fenómeno aislado o transitorio, sino que se ha consolidado como una característica estructural de las metrópolis del Sur Global, exacerbada dramáticamente por las crisis sistémicas de la era post-pandemia. En este contexto, Zhang y Shao (2024) documentan cómo la desregulación estratégica del comercio en vía pública permitió una reducción significativa de la tasa de desempleo urbana en China, descendiendo del 6.0% al 4.2%. Sus hallazgos revelan la formación de clusters de idoneidad comercial en nodos neurálgicos como plazas públicas y calles de alto flujo, aunque advierten sobre la emergencia de conflictos severos relacionados con la higiene y la seguridad ciudadana. Más aún, los autores subrayan la precariedad inherente a este sector, destacando que el 72% de los trabajadores informales carecen de recursos básicos para operar, lo que plantea interrogantes urgentes sobre la sostenibilidad de estas dinámicas de autoempleo.

Ampliando esta perspectiva global, Ng et al. (2024) evidencian que el 60% de la fuerza laboral mundial opera bajo esquemas de informalidad, una realidad que impacta desproporcionadamente a los centros urbanos con valor patrimonial. Su investigación identifica brechas críticas en la participación juvenil y una alarmante escasez de mano de obra cualificada en sectores tradicionales, lo que ha precipitado el cierre de servicios culturales esenciales. Frente a este escenario de deterioro, proponen la implementación de plataformas digitales como herramientas para revitalizar los sitios patrimoniales, sugiriendo que la tecnología podría mediar en la tensión entre la preservación histórica y la necesidad de ocupación económica del espacio.

Siguiendo esta línea de análisis sobre la vulnerabilidad laboral, Wahyudi et al. (2025) aportan datos reveladores sobre la transformación social en entornos urbanizados. Su estudio indica que el 78% de los trabajadores informales experimenta una volatilidad extrema en sus ingresos, mientras que un 65% enfrenta una competencia intensificada en el periodo de recuperación post-COVID. Adicionalmente, señalan que el 72% de estos actores económicos posee un acceso limitado a recursos financieros y logísticos, concluyendo que, si bien la urbanización acelerada genera oportunidades

de aglomeración, simultáneamente magnifica los desafíos de supervivencia para los estratos más vulnerables de la población.

Los centros históricos, en su doble condición de activos turísticos de primer orden y motores económicos locales, se encuentran sometidos a una presión dual que desafía los modelos tradicionales de gestión urbana. Por un lado, existe la imperiosa necesidad de mantener un orden espacial y estético que garantice la experiencia del visitante y la conservación del patrimonio edificado. Por otro, se manifiesta la realidad social ineludible de la subsistencia informal, que reclama el derecho al uso del espacio público como medio de vida. Esta tensión dialéctica entre la normativa urbana y la práctica social define el campo de batalla contemporáneo de la gobernanza en ciudades con declaratoria patrimonial.

El caso del Centro Histórico de Puebla, sitio inscrito en la lista del Patrimonio Mundial de la UNESCO, ejemplifica de manera paradigmática esta conflictividad urbana. Durante décadas, el comercio ambulante ha saturado progresivamente las arterias principales de la zona monumental, desafiando las capacidades de regulación municipal y alterando la vocación comercial del distrito. A pesar de los múltiples intentos de reordenamiento implementados por administraciones pasadas, la persistencia y resiliencia del fenómeno sugiere la existencia de una falla sistémica en las estrategias de implementación, que históricamente han oscilado entre la tolerancia tácita y la represión esporádica.

En relación con la gobernanza de estos espacios en disputa, Mousavi et al. (2024) ofrecen un marco analítico pertinente al identificar brechas significativas en la gestión urbana post-pandemia. Sus mediciones revelan una disparidad notable entre la resiliencia social, puntuada en 3.31, y la resiliencia física de la infraestructura, calificada apenas con 2.02. De particular relevancia es su hallazgo sobre la capacidad predictiva de la participación ciudadana, estableciendo una correlación positiva de 0.83 entre los mecanismos de gobernanza participativa y la capacidad de adaptación de los asentamientos informales, lo que sugiere nuevas vías para abordar la complejidad del caso poblano.

Profundizando en las raíces estructurales de esta problemática, Amoah (2024) revisa las teorías del desarrollo para explicar la relación simbiótica entre la economía informal urbana y la pobreza. Su análisis destaca que en los países de bajos ingresos, la informalidad absorbe hasta el 70% de la fuerza laboral total, estableciendo una relación bidireccional donde la precariedad alimenta la informalidad y viceversa. Esta perspectiva resulta fundamental para comprender que el fenómeno en Puebla no es meramente una cuestión de orden público, sino la manifestación visible de

desigualdades socioeconómicas profundas que requieren abordajes integrales más allá de la regulación del uso del suelo.

No obstante la abundancia de estudios sobre el tema, existe un "gap" científico notable: la literatura previa se ha centrado predominantemente en el perfil socioeconómico del vendedor ambulante, descuidando sistemáticamente la percepción y vulnerabilidad de las PyMEs establecidas. Eakin et al. (2025) dimensionan la magnitud de este olvido al reportar que la economía informal representa entre el 28% y el 58% del PIB en economías emergentes, empleando entre el 31% y el 95% de la fuerza laboral. Estas cifras subrayan la urgencia de analizar las implicaciones de equidad y competencia desde la perspectiva del sector formal, que a menudo soporta la carga fiscal y regulatoria de la ciudad.

Consecuentemente, la presente investigación se plantea dos objetivos explícitos y fundamentales. Primero, evaluar el impacto del comercio ambulante en el desempeño comercial de 150 PyMEs ubicadas en el corazón del Centro Histórico, así como la efectividad de las políticas de reordenamiento desde la óptica del sector formal. Segundo, determinar la existencia de una correlación entre la implementación de estas políticas gubernamentales y la recuperación de la competitividad de las empresas establecidas. Este estudio aspira a llenar el vacío identificado, analizando la vulnerabilidad del comercio formal en un entorno patrimonial y proporcionando evidencia empírica para el diseño de estrategias de gobernanza más equitativas y eficientes.

Marco Teórico y Desarrollo Conceptual

Teoría de la Economía Informal y Competencia Desleal

La comprensión de la economía informal requiere un análisis que trascienda las visiones simplistas, integrando perspectivas que expliquen su persistencia y efectos en el mercado formal. Al respecto, Salinas et al. (2023) ponen a prueba los enfoques estructuralista y legalista, aportando nueva evidencia sobre los determinantes de este fenómeno. Sus resultados demuestran una relación negativa estadísticamente significativa entre el PIB per cápita, la calidad institucional y la apertura comercial con los niveles de informalidad, identificando una curva en forma de U en el desarrollo económico. De manera crucial, su estudio contradice parcialmente la teoría estructuralista clásica al evidenciar que la informalidad no aumenta necesariamente

con la globalización, lo que sugiere que factores institucionales internos juegan un rol preponderante en su configuración.

En este escenario, el concepto de "competencia desleal" emerge como una categoría analítica central para entender la fricción entre ambos sectores. Mientras el comercio formal enfrenta una estructura de costos rígida, compuesta por cargas impositivas, costos de permisos, alquileres comerciales y obligaciones laborales, el sector informal opera con costos marginales significativamente menores al eludir estas responsabilidades. Esta asimetría estructural altera la dinámica natural de precios del mercado local, generando una distorsión que penaliza la legalidad y erosiona los márgenes de utilidad de las empresas establecidas, que se ven obligadas a competir en condiciones de desventaja sistémica.

Reforzando este argumento, Amin (2023) proporciona evidencia robusta a partir de datos de encuestas a nivel de firma en 109 países en desarrollo. Su análisis confirma que la informalidad compite injustamente al evitar la tributación, lo que tiene consecuencias directas y medibles sobre la creación de empleo formal. Específicamente, sus hallazgos indican que la competencia del sector informal reduce el crecimiento del empleo en las empresas manufactureras formales en aproximadamente un punto porcentual por cada desviación estándar de aumento en la informalidad. Este efecto nocivo limita la productividad agregada y rompe la armonía sectorial, validando la hipótesis de que la informalidad actúa como un freno al desarrollo y expansión de las PyMEs que operan dentro del marco legal.

Gobernanza Urbana y Espacio Público

La gobernanza del espacio público se ha convertido en un indicador clave de la salud democrática y la funcionalidad de las urbes modernas. Qi et al. (2024) proponen un modelo teórico que integra aspectos físicos, como la accesibilidad y el diseño, para fomentar la cohesión social. Su revisión sistemática revela que el 40% de los resultados conductuales en espacios públicos están directamente influenciados por la calidad del entorno. En este sentido, la gobernanza urbana debe definirse no solo como la aplicación de reglamentos, sino como la capacidad efectiva de las autoridades para equilibrar el derecho fundamental al trabajo con la salvaguarda del patrimonio histórico y la garantía de una movilidad eficiente y segura para todos los ciudadanos.

Sin embargo, la ocupación desordenada del espacio público genera efectos psicosociales que trascienden lo meramente estético o económico. Ochnik et al. (2024), mediante un modelo estructuralista, conectan los procesos de urbanización con la cohesión vecinal y la salud mental. Su estudio identifica la informalidad urbana

y el desorden espacial como factores contribuyentes a la soledad y el estrés, con una prevalencia alta del 52% en las poblaciones afectadas. La aglomeración no regulada facilita la aparición de externalidades negativas, tales como la inseguridad percibida y el vandalismo, fenómenos que degradan la calidad de vida de los residentes y deterioran el tejido social de los barrios históricos.

Finalmente, la gestión del espacio público enfrenta el desafío de adaptarse a nuevos paradigmas de planificación urbana sostenible. Teixeira et al. (2024) analizan la implementación del concepto de la "ciudad de 15 minutos" en 98 urbes alrededor del mundo, identificando retos significativos de gobernanza en zonas de uso mixto del suelo. Sus hallazgos señalan que la mayoría de estas iniciativas se encuentran aún en fases iniciales de planificación, enfrentando obstáculos para integrar la actividad comercial informal en esquemas de proximidad ordenados. El deterioro del espacio público derivado de una gestión ineficiente disuade a los consumidores del sector formal y afecta negativamente la imagen turística de la ciudad, comprometiendo su competitividad global.

MATERIALES Y MÉTODOS

Diseño de la Investigación y Alcance

Para abordar la complejidad del fenómeno estudiado, se adoptó un diseño de investigación mixto de carácter transeccional, siguiendo los lineamientos metodológicos validados por Sheydayi y Dadashpoor (2023). Estos autores proponen un modelo procedimental de cinco etapas que legitima la triangulación cualitativa-cuantitativa en estudios de planificación urbana, argumentando que la combinación de enfoques permite una comprensión más holística de las dinámicas espaciales. La elección del estudio de caso único se justifica por ser la herramienta óptima para profundizar en las particularidades contextuales del Centro Histórico de Puebla, permitiendo capturar la riqueza de las interacciones locales que diseños más generalistas podrían pasar por alto.

Con el objetivo de garantizar la robustez y transparencia metodológica exigida en investigaciones de alto impacto, se definió una muestra no probabilística por conveniencia de 150 Pequeñas y Medianas Empresas (PyMEs) del sector comercio y servicios. Este tamaño muestral fue calculado para asegurar un margen de error aceptable y una representatividad suficiente de la diversidad comercial de la zona. Se aplicaron criterios de inclusión estrictos, seleccionando únicamente unidades

económicas formalmente constituidas y con una antigüedad mínima de operación en la zona, asegurando así que los informantes clave poseyeran un conocimiento histórico y vivencial de la problemática del ambulante.

Operacionalización de Variables

La medición de los constructos teóricos se realizó mediante un proceso riguroso de operacionalización, transformando conceptos abstractos en indicadores empíricos observables. Para otorgar claridad y replicabilidad al estudio, se estructuró la matriz de variables presentada a continuación, la cual sirvió como guía para el diseño de los instrumentos de recolección de datos.

Tabla 1

Operacionalización de Variables Principales

Variable	Dimensión	Indicadores	Instrumento
Impacto Económico	Desempeño Comercial	Variación en ventas, pérdida de clientes, precios.	Cuestionario Likert
Gobernanza	Gestión Pública	Percepción de efectividad, transparencia, limpieza.	Escala de Evaluación
Externalidades	Seguridad y Entorno	Incidencia delictiva, movilidad, imagen urbana.	Guía de Observación
Factores Causales	Contexto Socioeconómico	Desempleo, falta de regulación, sobornos.	Entrevista / Encuesta

La validez y confiabilidad de los instrumentos empleados se sustentan en antecedentes metodológicos sólidos. Mensa et al. (2024) validaron el uso de metodologías mixtas que combinan entrevistas (n=56) y encuestas (n=117) en contextos urbanos complejos, reportando una alta aceptabilidad de los instrumentos con medias situadas entre 3.64 y 4.43 en escalas Likert de 5 puntos. Asimismo, se tomó como referencia la matriz diagnóstica desarrollada por Acevedo et al. (2025), la cual estructura el análisis en cuatro dimensiones y 61 indicadores evaluados mediante escalas ordinales, demostrando su eficacia para priorizar intervenciones de regeneración urbana.

Las variables sometidas a medición abarcaron cuatro dimensiones críticas del fenómeno. Primero, el Impacto Económico, evaluado a través de indicadores como la variación porcentual en ventas, la estimación de pérdida de clientela y la distorsión de precios. Segundo, la Gobernanza, medida mediante la percepción de efectividad gubernamental, transparencia en los operativos y limpieza del espacio público. Tercero, las Externalidades, que incluyeron la percepción de seguridad, fluidez de la movilidad peatonal y vehicular, e imagen urbana. Finalmente, los Factores Causales, explorando las atribuciones sobre el desempleo, la falta de regulación y la existencia de prácticas de corrupción como sobornos.

Muestreo y Procedimiento de Recolección

El procedimiento de recolección de datos se alineó con las mejores prácticas reportadas en la literatura reciente. Belabbes et al. (2025) demostraron la utilidad de integrar encuestas masivas ($n=356$) con entrevistas en profundidad ($n=20$) para el análisis de inteligencia territorial, reportando una consistencia interna adecuada en sus escalas compuestas (media de preferencia=3.82, $DE=0.71$) y un Odds Ratio de 1.45 para el uso efectivo de los datos. Siguiendo este precedente, se diseñó una estrategia de campo que maximizara la tasa de respuesta y la calidad de la información recabada.

La población objetivo quedó conformada por 150 gerentes y dueños de PyMEs, quienes actuaron como informantes calificados. El trabajo de campo se ejecutó en tres etapas secuenciales: una revisión documental exhaustiva para contextualizar la normativa vigente; la validación de contenido de los instrumentos mediante juicio de expertos en urbanismo y economía local; y finalmente, el levantamiento de datos presencial "in situ". Para el procesamiento de la información, se utilizó el software estadístico IBM SPSS versión 26 para el análisis de frecuencias y descriptivos, mientras que el análisis de los datos cualitativos provenientes de las preguntas abiertas se realizó mediante codificación temática asistida por el software Atlas.ti.

RESULTADOS

Impacto en el Ecosistema Comercial Formal

El análisis de los datos recabados revela una afectación profunda y generalizada en el tejido empresarial del Centro Histórico. De manera alarmante, el 48% de las empresas encuestadas declara haber sufrido una afectación crítica en su desempeño comercial, una cifra que evidencia que el comercio informal no representa una simple molestia operativa, sino una amenaza directa a la sostenibilidad financiera del sector formal.

Tabla 2

Afectación del comercio informal en las ventas de PyMEs

Escala de Impacto	Porcentaje (%)
Mucho	48.0
Medianamente	20.0
Poco	24.0

Escala de Impacto	Porcentaje (%)
Casi nada	4.0
Nada	4.0

Al detallar la distribución del impacto reportado en la Tabla 2, se observa una polarización significativa hacia los valores negativos. El 48.0% de los empresarios califica la afectación como "Mucho", seguido por un 20.0% que la considera "Medianamente" grave. En contraste, solo una minoría marginal, que suma el 8.0% (4.0% "Casi nada" y 4.0% "Nada"), percibe un impacto nulo o insignificante en sus ventas. Estos datos cuantifican de manera precisa la magnitud del perjuicio económico percibido por los actores formales, validando la preocupación sobre la competencia desleal en la zona.

Evaluación de la Gestión y Gobernanza

Al contrastar la percepción sobre las diferentes administraciones municipales, los datos muestran una ruptura estadísticamente notable con la tendencia histórica de fracaso en la gestión del ambulantaje. La evaluación de la gestión actual refleja un cambio de paradigma en la opinión pública empresarial, alejándose de la desaprobación crónica que caracterizó a periodos anteriores.

Tabla 3

Percepción de la actuación del Gobierno Actual

Escala de Impacto	Porcentaje (%)
Excelente	8.0
Buena	40.0
Regular	32.0
Mala	12.0
Muy mala	8.0

Como se expone en la Tabla 3, la gestión actual logra aglutinar una opinión favorable considerable: el 40.0% de los encuestados califica la actuación como "Buena" y un 8.0% como "Excelente". Si bien persiste un 32.0% que la evalúa como "Regular", los niveles de rechazo explícito ("Mala" y "Muy mala") se mantienen contenidos,

sumando un 20.0% en conjunto. Este perfil de evaluación contrasta dramáticamente con la memoria histórica de los empresarios respecto a las administraciones previas. Superar las barreras culturales e institucionales en el Perú es crucial para avanzar hacia un sistema laboral inclusivo. Las resistencias derivadas de prejuicios históricos y la falta de sensibilización limitan la efectividad de las políticas existentes, especialmente en regiones rurales y en sectores tradicionalmente excluidos (CEPAL, 2021). Estos resultados subrayan la importancia de abordar no solo las carencias normativas, sino también los factores socioculturales que perpetúan la exclusión laboral en el sector público.

Tabla 4

Percepción de la actuación de Gobiernos Pasados

Escala de Impacto	Porcentaje (%)
Excelente	0.0
Buena	8.0
Regular	12.0
Mala	32.0
Muy mala	48.0

La Tabla 4 ilustra con contundencia el descontento acumulado hacia los gobiernos pasados. En este caso, el 0.0% de los encuestados otorgó una calificación de "Excelente", y apenas un 8.0% la consideró "Buena". Por el contrario, la desaprobación es abrumadora: el 32.0% calificó la gestión anterior como "Mala" y un contundente 48.0% como "Muy mala". En total, el 80% de la muestra reprueba las estrategias históricas de reordenamiento, evidenciando un consenso sobre la ineficacia de las políticas pretéritas.

Evaluación de la Gestión y Gobernanza

Tabla 5

Problemas principales generados por el comercio ambulante

Problema Identificado	Porcentaje (%)
Competencia desleal	40.0
Delincuencia	24.0

Problema Identificado	Porcentaje (%)
Tráfico vehicular	20.0
Contaminación	8.0
Sobornos	8.0

La identificación de las problemáticas asociadas al ambulante permite jerarquizar las preocupaciones del sector formal. Según la Tabla 5, la "Competencia desleal" se posiciona como el problema principal con un 40.0% de las menciones, seguida por la "Delincuencia" con un 24.0% y el "Tráfico vehicular" con un 20.0%. Problemas como la "Contaminación" y los "Sobornos" aparecen con una incidencia menor del 8.0% cada uno, sugiriendo que la dimensión económica y de seguridad son las más sensibles para los empresarios.

Tabla 6
Beneficios percibidos del reordenamiento comercial

Beneficio Principal	Porcentaje (%)
Mejores ventas comercio formal	48.0

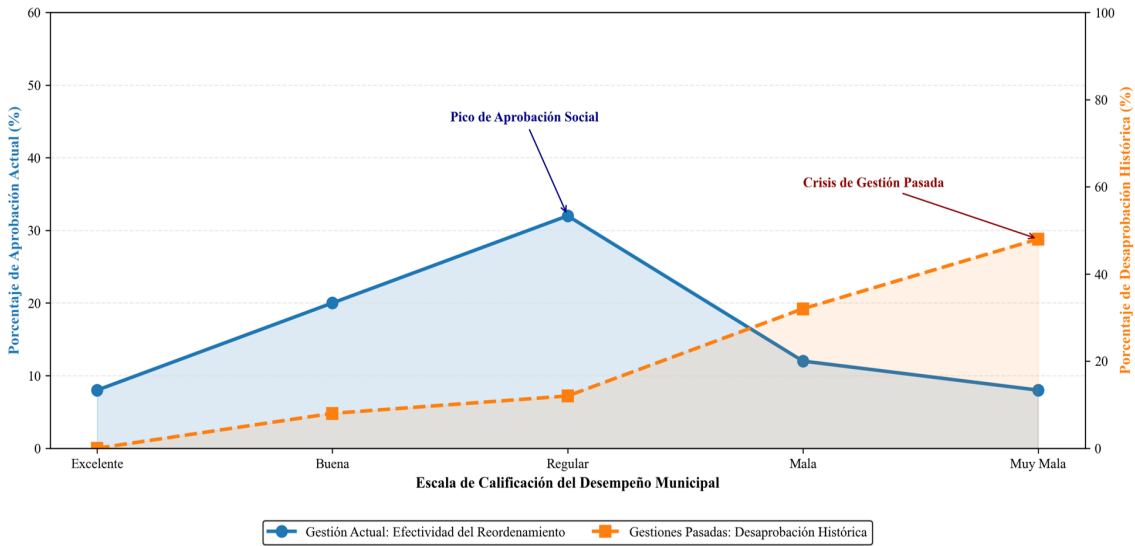


Gráfico 1. Evolución de la Percepción de Gobernanza: Gestión Actual vs. Histórica. Gráfico de eje dual que visualiza la transición desde una desaprobación crítica (80% en el pasado) hacia un modelo de gestión con un 40% de aprobación positiva, marcando un hito en el reordenamiento de Puebla.

Beneficio Principal	Porcentaje (%)
Calles más limpias	28.0
Transito fluido de vehículos	24.0
Mayor vigilancia	0.0

En contraparte, al evaluar los beneficios percibidos de las acciones de reordenamiento recientes (Tabla 6), el 48.0% de los encuestados señala las "Mejores ventas para el comercio formal" como el principal logro, lo que guarda una coherencia directa con la principal queja reportada. Otros beneficios tangibles incluyen "Calles más limpias" (28.0%) y "Tránsito fluido de vehículos" (24.0%). Resulta significativo que el indicador de "Mayor vigilancia" no haya registrado menciones (0.0%), indicando un área de oportunidad en la percepción de seguridad.

Tabla 7

Proyección de imagen turística tras el reordenamiento

Nivel de Acuerdo	Porcentaje (%)
Muy de acuerdo	40.0
De acuerdo	24.0
Ni acuerdo ni desacuerdo	12.0
Algo de acuerdo	12.0
No de acuerdo	12.0

Respecto al impacto en la marca ciudad, la Tabla 7 muestra un consenso positivo sobre la mejora en la imagen turística. El 40.0% está "Muy de acuerdo" y un 24.0% "De acuerdo" con que el reordenamiento ha proyectado una mejor imagen del Centro Histórico. En conjunto, un 64% de los empresarios percibe una mejora sustancial en el atractivo turístico de la zona tras las intervenciones gubernamentales.

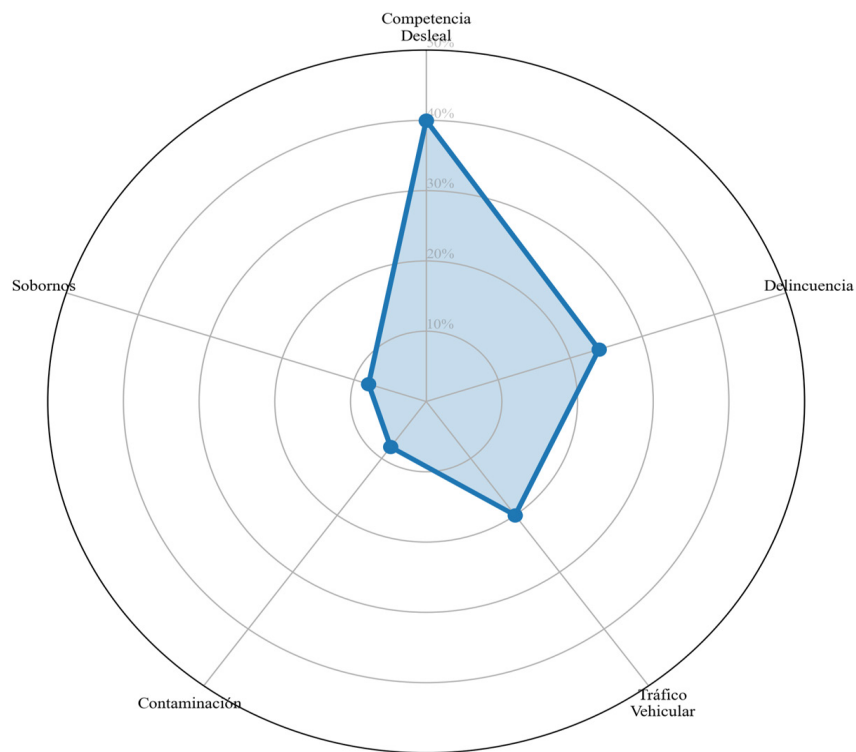


Gráfico 2. Perfil Radial de Externalidades Negativas en el Centro Histórico. El gráfico radial destaca la prevalencia de la competencia desleal y la inseguridad como los factores de mayor distorsión para la competitividad del comercio establecido.

Tabla 8

Acuerdo con las estrategias de combate a la informalidad

Nivel de Acuerdo	Porcentaje (%)
Muy de acuerdo	0.0
De acuerdo	28.0
Ni de acuerdo ni en desacuerdo	48.0
Algo de acuerdo	20.0
No de acuerdo	4.0

La evaluación de las estrategias específicas de combate a la informalidad revela una postura cautelosa por parte del sector empresarial (Tabla 8). Predomina una posición neutral, con un 48.0% que no está "Ni de acuerdo ni en desacuerdo". Solo un 28.0% se manifiesta "De acuerdo", y un 0.0% expresa estar "Muy de acuerdo". Esta ambivalencia sugiere que, aunque se valoran los resultados, existe escepticismo o reserva sobre los métodos o la sostenibilidad de las estrategias implementadas.

Tabla 9

Causas de la persistencia del comercio ambulante

Causa Identificada	Porcentaje (%)
Desempleo	56.0
Negativa a ser reubicados	24.0
Sobornos al gobierno	16.0
Desconocimiento de políticas	4.0

Al indagar sobre las causas raíz de la persistencia del fenómeno (Tabla 9), la mayoría de los encuestados (56.0%) señala al "Desempleo" como el factor determinante. Esta percepción estructural supera a otras explicaciones como la "Negativa a ser reubicados" (24.0%) o la corrupción mediante "Sobornos al gobierno" (16.0%), evidenciando una comprensión social del problema más allá de la mera ilegalidad.

Tabla 10

Beneficiarios directos del proceso de reordenamiento

Sector Beneficiado	Porcentaje (%)
Turismo	52.0
Comercio formal	52.0
Consumidor local	12.0
Gobierno	16.0
Comercio informal	4.0

Finalmente, la Tabla 10 identifica a los ganadores percibidos del proceso. El "Turismo" y el "Comercio formal" comparten la cima de la percepción de beneficio, ambos señalados por el 52.0% de la muestra (respuesta múltiple). Sectores como el "Consumidor local" (12.0%) y el propio "Gobierno" (16.0%) son vistos como beneficiarios secundarios, mientras que el "Comercio informal" es percibido como el gran perdedor, con solo un 4.0% de menciones.

DISCUSIÓN

La Paradoja de la Legitimidad vs. la Recuperación Económica

Los hallazgos de este estudio revelan una tensión fascinante entre la percepción política y la realidad económica. Polese y Helou (2024), al analizar contextos de crisis severa en Líbano y Ucrania, observan que la inestabilidad tiende a amplificar las prácticas informales en el 100% de los casos estudiados, normalizando los intercambios extralegales como mecanismos indispensables para la supervivencia. En contraste con esta tendencia global de refugio en la informalidad ante el colapso, el caso de Puebla presenta un cambio drástico y contraintuitivo en la evaluación de la gobernanza: se ha pasado de una desaprobación histórica abrumadora del 80% en gestiones pasadas, a una situación donde la desaprobación crítica se reduce al 20%, emergiendo una aprobación positiva del 48% hacia la administración actual. Este giro copernicano en la opinión pública empresarial ocurre, paradójicamente, en un entorno donde la afectación económica sigue siendo severa.

Esta aparente contradicción invita a teorizar que la legitimidad de la actual gestión municipal no emana necesariamente de una mejora financiera inmediata en los libros contables de las PyMEs, sino de la recuperación exitosa de un "orden simbólico" y la limpieza tangible del espacio público. Este fenómeno se alinea con el concepto de "Gobernanza Estética", donde los actores del comercio formal valoran el entorno recuperado y ordenado como un activo estratégico a largo plazo. Bajo esta lógica, los comerciantes parecen estar dispuestos a aceptar sacrificios económicos temporales o una recuperación lenta de sus ventas, a cambio de la certeza visual y espacial que ofrece un centro histórico libre de ambulante. La validación política, por tanto, se desacopla parcialmente del desempeño económico a corto plazo para anclarse en la restauración de la autoridad sobre el territorio.

El Comercio Informal como Amortiguador Social: El Factor del Desempleo

Profundizando en las causas subyacentes, Atkinson (2024) dimensiona la escala planetaria del desafío, reportando la existencia de mil millones de personas viviendo en asentamientos o condiciones informales, con proyecciones que apuntan a 2.2 mil millones en las próximas tres décadas. Su revisión de 272 artículos concluye que, en el 100% de los casos, la falta de tenencia segura y los fallos en la planificación urbana exacerban la vulnerabilidad. En el contexto poblano, el hecho de que el 56% de los empresarios identifique al desempleo estructural como la causa raíz del ambulante

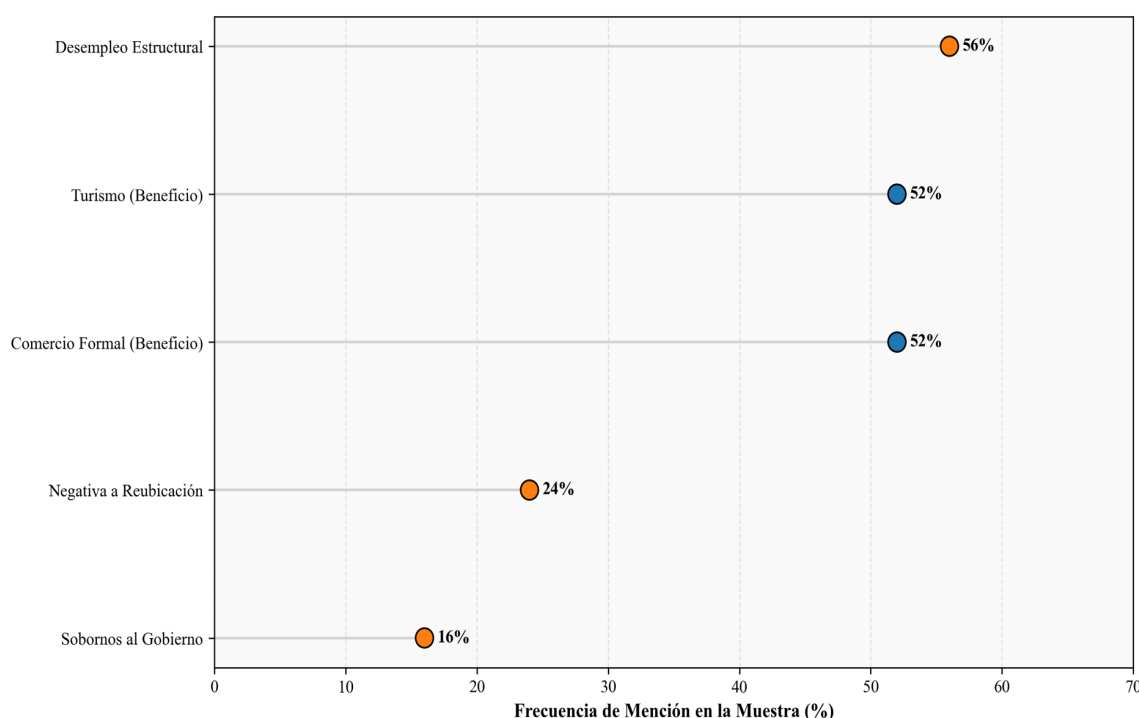


Gráfico 3. Matriz de Causalidad y Sectores de Impacto Positivo. Visualización tipo Lollipop que conecta el desempleo estructural (56%) como causa raíz con el turismo y comercio formal (52%) como los ejes de mayor beneficio tras la intervención.

obliga a elevar la discusión hacia una teoría estructuralista de la informalidad. Lejos de ser un simple conflicto entre delincuencia y legalidad, el ambulante se revela como el síntoma visible de un mercado laboral formal incapaz de absorber la oferta de mano de obra disponible.

En consecuencia, se debe argumentar que las estrategias de gobernanza basadas exclusivamente en enfoques punitivos o de "retiro inmediato" están condenadas a un fracaso cíclico si no se abordan simultáneamente las deficiencias estructurales del empleo formal. El comercio de calle actúa, de facto, como un amortiguador social indispensable en tiempos de crisis, absorbiendo a la población excedente que el sector formal no puede emplear. Esta función de válvula de escape sugiere que el éxito del reordenamiento actual podría ser volátil y reversible si las condiciones macroeconómicas no mejoran sustancialmente. Esta precariedad estructural explicaría la notable "neutralidad" del 48% de los encuestados ante las estrategias de combate a la informalidad: una aceptación tácita de que, sin alternativas de empleo real, la presión sobre el espacio público retornará inevitablemente.

La Triangulación entre Turismo, Imagen Urbana y Beneficio Segmentado

Ampliando la mirada hacia otras latitudes, Kala y Bolia (2024) documentan cómo en la India el sector informal desempeña un rol crítico en la sostenibilidad urbana, gestionando entre el 15% y el 20% de los residuos totales de Delhi y alcanzando tasas de reciclaje del 20-50%. Sin embargo, la falta de reconocimiento formal causa angustia en el 100% de las redes analizadas. Esta discrepancia con nuestro hallazgo de una afectación del 48% en las ventas de las PyMEs sugiere una realidad compleja: la informalidad puede ser financieramente sostenible para quienes la ejercen y funcional para ciertos sistemas urbanos, pero depredadora para el comercio establecido en zonas patrimoniales. La competencia por el espacio y el cliente en un distrito histórico es un juego de suma cero que no se observa necesariamente en otros sectores como la gestión de residuos.

Al analizar los beneficiarios del reordenamiento, resulta revelador que el 52% de los encuestados identifique al turismo como el gran ganador, y que un 40% perciba una mejora inequívoca en la imagen urbana. Esto plantea la necesidad de problematizar la posible "turistificación" del Centro Histórico de Puebla. Cabe preguntarse si las políticas de reordenamiento están diseñadas primordialmente para fortalecer el tejido comercial local endógeno o para construir un "escenario" estéticamente agradable para el consumo del visitante externo. Si la prioridad es la experiencia turística, el beneficio reportado por el comercio formal podría estar sesgado por la expectativa de capturar ese flujo de visitantes, más que por una mejora real en la economía doméstica de la ciudad.

En este sentido, Jacob (2023) aporta un matiz importante al señalar que, en el 80% de los estudios revisados, la venta callejera contribuye a la vibrancia y vitalidad de la vida urbana, aunque genera congestión en un 20% de los casos. Al contrastar esto con el beneficio del 52% percibido por el comercio formal en Puebla tras el retiro de ambulantes, surge la interrogante sobre si este beneficio es real o una percepción derivada de la "limpieza" visual. Existe el riesgo de una "gentrificación comercial", donde el ordenamiento exitoso expulsa la informalidad pero, paradójicamente, eleva los costos operativos y de alquiler para las PyMEs sobrevivientes, alterando su competitividad a largo plazo y excluyendo a los comercios tradicionales más pequeños en favor de franquicias o negocios orientados exclusivamente al turismo.

Análisis Crítico de la Resistencia y los Mecanismos de Persistencia

La persistencia de focos de resistencia es otro elemento crucial para el análisis. El hecho de que un 24% de los encuestados señale la "negativa a ser reubicados" y

un 16% aún detecte la presencia de "sobornos" indica que la informalidad opera también como un sistema de resistencia política y territorial. Du et al. (2024) reportan que en China la economía de vendedores callejeros creció a una tasa anual del 8.7%, demostrando una vitalidad que desafía los intentos de supresión. En Puebla, la informalidad no es solo una estrategia de supervivencia económica, sino una forma de ejercer derecho sobre la ciudad que se negocia constantemente con la autoridad.

Esta dinámica sugiere la existencia de redes de poder informal con capacidad de interlocución y negociación. La "Gobernanza Contingente" emerge entonces como el modelo explicativo más adecuado: el orden aparente en el Centro Histórico de Puebla no es el resultado de un cumplimiento normativo absoluto y monolítico, sino el fruto de un equilibrio precario y constantemente renegociado entre la presión política por el orden, las necesidades sociales de los grupos vulnerables y los intereses del comercio establecido. La alta aprobación de la gestión actual convive, por tanto, con la percepción de problemas latentes, reflejando la comprensión tácita de que la paz en las calles es un acuerdo frágil.

Contribución a un Nuevo Modelo de Gestión en Ciudades Patrimonio

Finalmente, es pertinente situar el caso poblano en el contexto comparado internacional. Moura et al. (2024) reportan una pérdida de ingresos del 57.72% en las favelas de Brasil durante la pandemia, una cifra inquietantemente similar al 48% de afectación reportado por las PyMEs en Puebla. En el otro extremo, Tanaka y Greaney (2024) observan un aumento del 21.3% en el empleo formal en Camboya, ofreciendo un contraste sobre lo que es posible lograr con políticas de formalización agresivas. Puebla parece situarse en un punto intermedio, donde la crisis no ha sido total pero la recuperación formal es aún tenue.

La contribución central de este estudio radica en documentar cómo Puebla ha logrado un "punto de inflexión" en la percepción de autoridad, rompiendo con una inercia de décadas de fracaso percibido. El caso sugiere que, en la gestión de ciudades patrimonio del Sur Global, la comunicación estratégica y la visibilidad de resultados inmediatos —como la limpieza y el flujo vehicular— son componentes de legitimidad tan importantes como el control policial efectivo. Puebla se perfila así como un prototipo de gestión de tensiones urbanas, demostrando que es posible revertir la percepción de ingobernabilidad, aunque el desafío de fondo —la integración económica plena— permanezca como una tarea pendiente que requiere trascender la estética para alcanzar la equidad.

CONCLUSIONES

Conclusiones sobre la Gobernanza en Puebla

La presente investigación permite concluir que la administración actual ha logrado revertir de manera significativa la tendencia histórica de fracaso y desaprobación en la percepción pública respecto al reordenamiento del comercio ambulante. El drástico cambio en los indicadores de opinión empresarial valida la efectividad de una estrategia centrada en la recuperación del orden espacial y la autoridad. Sin embargo, la evidencia sugiere que la efectividad real de estas medidas en el fortalecimiento financiero del comercio formal es aún parcial y heterogénea. El reordenamiento del espacio público se confirma como una condición necesaria para la competitividad urbana y turística, pero no suficiente por sí sola para garantizar la salud económica y la resiliencia de las PyMEs, las cuales siguen enfrentando desafíos estructurales derivados de la competencia desleal y el entorno económico.

Limitaciones y Futuras Líneas de Investigación

Es importante reconocer que este estudio presenta limitaciones inherentes a su diseño transversal, circunscribiéndose a la percepción empresarial en un momento específico del tiempo. Para profundizar en la comprensión del fenómeno, se sugiere para futuras investigaciones la realización de estudios longitudinales que permitan medir el impacto real en indicadores macroeconómicos como el PIB local del centro histórico a lo largo de varios ejercicios fiscales. Asimismo, sería de gran valor académico desarrollar estudios comparativos con otras ciudades patrimonio de características similares, como Cartagena de Indias o Antigua Guatemala, para validar si el modelo de gestión poblano es replicable o si responde a variables locales únicas.

REFERENCIAS

- Acevedo, A., Jones, J., & Rondinel, D. (2025). Methodology for prioritizing sustainable urban regeneration interventions in informal settlements: case study in Lima. *Cities*, 157, 105550. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2024.105550>
- Amin, M. (2023). Does competition from informal firms hurt job creation by formal manufacturing SMEs in developing and emerging countries? Evidence using firm-level survey data. *Small Business Economics*, 60(4), 1659-1681. <https://doi.org/10.1007/s11187-022-00672-z>

- Amoah, D. (2024). How different theories of development address the relationship between the urban informal economy and poverty in the labour market. *Discover Global Society*, 2(1), 104. <https://doi.org/10.1007/s44282-024-00131-y>
- Atkinson, C. (2024). Informal settlements: a new understanding for governance and vulnerability study. *Urban Science*, 8(4), 158. <https://doi.org/10.3390/urbansci8040158>
- Belabbes, Z., Ikhmim, S., & Dkhissi, A. (2025). Integrating Territorial Intelligence and Behavioral Insights in Urban Residential Decision-Making: Evidence from a Mixed-Methods Study in Casablanca, Morocco. *Sustainability*, 17(22), 10391. <https://doi.org/10.3390/su172210391>
- Du, F., Bao, Q., & Zhang, A. (2024). Policy and Governance Models of Street Vendor Economy under the Impact of COVID-19 Pandemic. *International Journal of Business and Management*, 19(3), 153-153. <https://doi.org/10.5539/ijbm.v19n3p153>
- Eakin, H., Enqvist, J., Hamann, M., Methner, N., Sibanda, M., Sullivan, J., & Ziervogel, G. (2025). Negotiating informality and urban resilience: implications for equity. *Ecology and Society*, 30(2). <https://ecologyandsociety.org/vol30/iss2/art20/>
- Jacob, A. (2023). Influence of Urban Street Vending on Pedestrian Experience and Behaviour: A Systematic Quantitative Review. *Journal of Contemporary Urban Affairs*, 7(1), 139-163. <https://doi.org/10.25034/ijcua.2023.v7n1-10>
- Kala, K., & Bolia, N. (2024). Empowering the informal sector in urban waste management: Towards a comprehensive waste management policy for India. *Environmental Development*, 49, 100968. <https://doi.org/10.1016/j.envdev.2024.100968>
- Mensa, A., Sub Cuc, I., Concepcion, T., Kemp, C., Hughsam, M., Sinha, M., & Collins, P. (2024). A mixed methods analysis of youth mental health intervention feasibility and acceptability in a North American city: Perspectives from Seattle, Washington. *PLoS one*, 19(3), e0288214. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0288214>
- Moura, H., Ferezin, L., da Costa, F., Rosa, R., de Campos, M., Ribeiro, N., & Arcêncio, R. (2024). Slums, social disparities and the COVID-19 pandemic: who were the people truly impacted during the pandemic in Brazil?. *Discover Social Science*

- and Health*, 4(1), 75. <https://doi.org/10.1007/s44155-024-00137-6>
- Mousavi, M., Ghalehtemouri, K., Alizadeh, I., Bahramijaf, S., & Shamsoddini, A. (2024). The impact of urban governance on enhancing resilience in informal settlements: A case study from Jafarabad, Kermanshah. *J. Urban Dev. Manag*, 3(2), 95-108. <https://doi.org/10.56578/judm030202>
- Ng, W., Chen, C., & Huang, Y. (2024). Revitalization of cultural heritage in the digital era: A case study in Taiwan. *Urban Resilience and Sustainability*, 2(3), 215-235. <https://doi.org/10.3934/urs.2024011>
- Ochnik, D., Buława, B., Nagel, P., Gachowski, M., & Budziński, M. (2024). Urbanization, loneliness and mental health model-A cross-sectional network analysis with a representative sample. *Scientific Reports*, 14(1), 24974. <https://doi.org/10.1038/s41598-024-76813-z>
- Polese, A., & Helou, J. (2024). Everyday informality and governance dynamics in crisis situations and beyond. *Third World Quarterly*, 45(17-18), 2323-2333. <https://doi.org/10.1080/01436597.2024.2433137>
- Qi, J., Mazumdar, S., & Vasconcelos, A. (2024). Understanding the relationship between urban public space and social cohesion: A systematic review. *International Journal of Community Well-Being*, 7(2), 155-212. <https://doi.org/10.1007/s42413-024-00204-5>
- Salinas, A., Ortiz, C., Changoluisa, J., & Muffatto, M. (2023). Testing three views about the determinants of informal economy: New evidence at global level and by country groups using the CS-ARDL approach. *Economic Analysis and Policy*, 78, 438-455. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S031359262300036X>
- Sheydayi, A., & Dadashpoor, H. (2023). Conducting qualitative content analysis in urban planning research and urban studies. *Habitat International*, 139, 102878. <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2023.102878>
- Tanaka, K., & Greaney, T. (2024). Trade and employment in the formal and informal sectors: a natural experiment from Cambodia. *Journal of Asian Economics*, 90, 101676. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2023.101676>
- Teixeira, J., Silva, C., Seisenberger, S., Büttner, B., McCormick, B., Papa, E., & Cao, M. (2024). Classifying 15-minute Cities: A review of worldwide practices.

Transportation Research Part A: Policy and Practice, 189, 104234. <https://doi.org/10.1016/j.tra.2024.104234>

Wahyudi, W., Sukmana, O., & Avianto, B. N. (2025). Economic and social transformation: The impact of urbanization on the informal worker. *International Journal of Human Capital in Urban Management*, 10(3). <https://search.ebscohost.com/login.i1HRzZqz%2FuePv6icLO6A4AsEAg%3D%3D&crl=c>

Zhang, X., & Shao, J. (2024). Evaluation of the Suitability of Street Vending Planning in Urban Public Space in the Post-COVID-19 Era. *Land*, 13(4), 489. <https://doi.org/10.3390/land13040489>

Pronóstico de la demanda estacional en el comercio minorista: exactitud predictiva de SARIMAX frente a Prophet en un panel de tiendas

Remote Work in Latin America: Lessons Learned from the Private and Public Sectors

Rodrigo Sebastian Olivera Cary

Universidad de Lima

✉ Rodrigolivera01@hotmail.com

<https://orcid.org/0000-0003-0057-2634>

Cielo Xiomara Castañeda Aguirre

Universidad de Lima

✉ Cielo.xca@gmail.com

<https://orcid.org/0000-0002-1127-6331>

RESUMEN

Problema. La planificación de inventarios en el comercio minorista depende de pronósticos de demanda que incorporen la estacionalidad anual y los repuntes de calendario, y la elección entre familias de modelos suele resolverse comparando una única serie y un puñado de indicadores de error, sin contraste inferencial que sostenga la preferencia declarada. **Objetivo.** Comparar la exactitud predictiva de un modelo autorregresivo integrado de media móvil con variables exógenas y estacionalidad armónica (SARIMAX) frente a un modelo aditivo de descomposición con tendencia por tramos (Prophet), sobre un panel de series semanales de venta minorista, y someter la diferencia a contraste estadístico formal. **Método.** Se analizaron 58 series semanales —29 establecimientos por los dos departamentos de mayor volumen de cada uno— con 143 observaciones consecutivas por serie (2010-02-05 a 2012-10-26), 8 294 observaciones en total. El orden de integración se examinó mediante Dickey-Fuller aumentada y KPSS; SARIMAX se seleccionó por criterio de información corregido a orden de integración fijo y Prophet por validación fuera de muestra interna; la exactitud se evaluó sobre las últimas 13 semanas y mediante validación de origen móvil, y la comparación se sometió a la prueba de Diebold-Mariano con

corrección de Harvey-Leybourne-Newbold y a un contraste pareado entre series. **Resultados.** SARIMAX obtuvo un error de pronóstico menor que Prophet y la diferencia resultó estadísticamente significativa: RMSE medio de 2 247,2 frente a 2 483,8 (diferencia relativa de 9,5 %), $t = 3,17$, $p = 0,002$, $d_z = 0,416$. Serie a serie, el contraste no distingue ambos modelos en 96,6 % de los casos. **Conclusión.** La preferencia entre familias de modelos de pronóstico no es establecible sobre una serie aislada: exige una unidad de análisis múltiple y una prueba formal sobre la diferencia de pérdida. El procedimiento descrito es replicable sobre cualquier cartera de series de demanda.

Palabras clave:

Pronóstico de demanda; estacionalidad; series temporales; SARIMAX; Prophet; exactitud predictiva; comercio minorista.

ABSTRACT

Problem. Inventory planning in retail depends on demand forecasts that incorporate annual seasonality and calendar spikes, and the choice between model families is often settled by comparing a single series and a handful of error indicators, without formal inferential contrast supporting the stated preference. **Objective.** To compare the predictive accuracy of a seasonal autoregressive integrated moving average model with exogenous regressors and harmonic seasonality (SARIMAX) against an additive decomposition model with piecewise trend (Prophet), across a panel of weekly retail sales series, and to subject the difference to formal statistical testing. **Method.** Fifty-eight weekly series were analyzed—29 stores across the two highest-volume departments of each—with 143 consecutive observations per series (2010-02-05 to 2012-10-26), totaling 8,294 observations. The order of integration was assessed with augmented Dickey-Fuller and KPSS tests; SARIMAX was selected via a corrected information criterion at a fixed integration order, and Prophet via internal out-of-sample validation; accuracy was evaluated on the last 13 weeks and through rolling-origin validation, and the comparison was subjected to the Diebold-Mariano test with the Harvey-Leybourne-Newbold small-sample correction and a paired contrast across series. **Results.** SARIMAX achieved lower forecast error than Prophet, and the difference was statistically significant: mean RMSE of 2,247.2 versus 2,483.8 (9.5% relative difference), $t = 3.17$, $p = .002$, $d_z = 0.416$. Series by series, the test failed to distinguish the two models in 96.6% of cases. **Conclusion.**

Preference between forecasting model families cannot be established on a single series: it requires a multiple analysis unit and a formal test on the loss differential. The described procedure is replicable across any demand-series portfolio.

Keywords:

Demand forecasting; seasonality; time series; SARIMAX; Prophet; predictive accuracy; retail.

INTRODUCCIÓN

La gestión de inventarios en el comercio minorista descansa, en última instancia, sobre la capacidad de anticipar la demanda con precisión suficiente para sincronizar el aprovisionamiento con el ritmo de venta. Un error sistemático de pronóstico no es un defecto neutro: se traduce en quiebres de stock que erosionan la experiencia del cliente y la venta perdida, o en inmovilización de capital en inventario excedente que reduce la rotación y el margen operativo. Ambos efectos se amplifican en categorías con estacionalidad marcada, donde una fracción sustancial de la venta anual se concentra en pocas semanas del calendario comercial —Acción de Gracias, Navidad, el Día del Trabajo, el Super Bowl—, de modo que un error de pronóstico cometido precisamente en esas semanas tiene un peso desproporcionado sobre el resultado del período. La literatura reciente ha documentado con insistencia esta tensión entre estacionalidad, promoción y exactitud predictiva en contextos minoristas diversos, desde la segmentación de productos en tiendas locales (Mishra y Sinha, 2025) hasta el análisis integral de los efectos promocionales sobre el ciclo completo de vida de la demanda (Hewage et al., 2025), pasando por los retos particulares de la moda y el vestido, cuyos ciclos cortos y tendencias cambiantes exigen modelos capaces de adaptarse con rapidez (Giri y Chen, 2022).

Frente a este problema conviven, al menos, dos familias de modelos con supuestos distintos sobre la naturaleza del proceso generador de datos. La primera, de raíz econométrica, representa la serie como un proceso autorregresivo integrado de media móvil y trata la estacionalidad como estructura periódica del propio proceso; su extensión con variables exógenas —el modelo SARIMAX— permite incorporar el calendario comercial de forma explícita. Su capacidad predictiva ha sido documentada en contextos tan diversos como la automatización de intervalos estacionales (Ram et al., 2025), el pronóstico de demanda hotelera diaria frente a redes neuronales y modelos GARCH (Ampountolas, 2021), la demanda turística alimentada con datos de búsqueda web (Lee, 2025) y la modelización de series con factores estacionales y

exógenos en general (Alharbi y Csala, 2022). La segunda familia descompone la serie en tendencia, estacionalidad y efectos de calendario, y admite que la tendencia cambie de pendiente en puntos de quiebre estimados a partir de los propios datos; este es el principio de Prophet, cuya utilidad para incorporar variables exógenas y manejar la estacionalidad ha sido señalada en el pronóstico de tendencias estacionales del comercio de alimentos, con la advertencia de que sus proyecciones a futuro exigen cautela interpretativa (Sinaga et al., 2026). La diferencia entre ambas familias no es de implementación sino de supuesto: la primera asume una dinámica de error rica y una tendencia estable; la segunda, una tendencia flexible y un error simple.

La literatura comparativa sobre venta minorista no resuelve esta disyuntiva de forma unánime, y esa falta de consenso es, en sí misma, el punto de partida metodológico del presente estudio. Hay trabajos que reportan ventaja del enfoque econométrico clásico —así, SARIMAX superó de manera significativa a LSTM en productos con promoción, dentro de la cadena de suministro minorista (Falatouri et al., 2022), y superó también al modelo ANN-MLP y a otras alternativas en prácticamente todos los horizontes de pronóstico examinados (Ampountolas, 2021)— y hay otros que reportan ventaja del enfoque de descomposición o de alternativas de aprendizaje automático: un modelo híbrido LSTM alcanzó una exactitud superior en la previsión de demanda eléctrica dinámica (Albahli, 2025), y un marco híbrido que integra XGBoost y LSTM superó de manera significativa a los métodos individuales y tradicionales en múltiples métricas dentro de una cadena de suministro minorista multitienda (Wang y Zain, 2025). Incluso dentro de un mismo dominio de aplicación, la comparación sistemática entre ARIMA, SARIMAX, Prophet y NeuralProphet arroja resultados que dependen del conjunto de datos analizado (Galdelli et al., 2025), y el propio SARIMAX ha demostrado, en el pronóstico de demanda eléctrica sostenible, un desempeño competitivo frente a variantes híbridas con LSTM y arquitecturas de secuencia a secuencia (Ashtar et al., 2025). Esa heterogeneidad tiene una consecuencia metodológica que rara vez se explicita: si la ventaja relativa depende del conjunto de datos, una comparación construida sobre **una sola serie** no puede sostener una recomendación general, porque el resultado observado es indistinguible de la variación entre series. Esta limitación no es exclusiva del comercio minorista: la descomposición de pronósticos en modelos ARIMA estacionales advierte, desde hace tres décadas, que la estructura del error de pronóstico depende de decisiones de especificación que una sola serie no permite generalizar (Espasa y Peña, 1995), y trabajos posteriores sobre segmentación de producto y previsión de demanda en tiendas locales han insistido en que la elección de modelo debe evaluarse sobre un conjunto suficientemente amplio de unidades antes de declarar preferencia (Mishra y Sinha, 2025).

De ahí el problema que este trabajo aborda. No se trata de establecer qué modelo es mejor en abstracto, sino de mostrar cómo debe formularse la comparación para que su respuesta sea contrastable: con una unidad de análisis múltiple, con evaluación fuera de muestra, y con una prueba de hipótesis sobre la diferencia de exactitud en lugar de una inspección de indicadores. La contribución es tanto sustantiva —qué familia predice mejor esta clase de demanda y por cuánto— como metodológica: un protocolo de comparación aplicable a cualquier cartera de series de demanda.

El estudio persigue tres objetivos. Primero, caracterizar la estructura temporal de la demanda semanal en un panel de unidades minoristas y determinar el tratamiento adecuado de su estacionalidad. Segundo, especificar y estimar ambas familias bajo un protocolo de selección explícito y un mismo tramo de evaluación reservado. Tercero, contrastar formalmente si la diferencia de exactitud predictiva entre ellas es distinguible del azar, cuantificar su magnitud y examinar de qué rasgo de la serie depende.

MARCO TEÓRICO Y DESARROLLO DE HIPÓTESIS

Fundamentos de la representación autorregresiva y de la descomposición aditiva

El modelo SARIMAX se sustenta en la premisa de que una serie temporal estacionaria en diferencias puede representarse como la combinación de una estructura autorregresiva y una de media móvil, enriquecida con regresores exógenos que capturan efectos determinísticos —como el calendario comercial— ajenos a la dinámica estocástica del proceso. Esta arquitectura ha probado su versatilidad en dominios muy distintos del retail: en el pronóstico de la demanda turística mediante la incorporación de señales de búsqueda web, donde superó a alternativas univariantes y a arquitecturas de aprendizaje profundo, incluidos modelos de memoria de largo plazo y redes recurrentes (Lee, 2025); y en marcos híbridos que apilan SARIMAX con arquitecturas Transformer para mejorar la exactitud sobre series temporales de naturaleza diversa. Frente a esta tradición, Prophet formaliza una intuición distinta: que la tendencia de una serie de negocio no es estable, sino que responde a puntos de quiebre —lanzamientos, cambios de política de precios, choques exógenos— identificables a partir de los propios datos, y que la estacionalidad puede modelarse mediante una expansión de Fourier flexible sin necesidad de especificar una estructura autorregresiva del error. Un estudio comparativo entre algoritmos de aprendizaje automático para el pronóstico de ventas contrastó de forma directa esta lógica aditiva frente a los modelos estadísticos establecidos, situando el problema en el terreno mismo que aquí se investiga (Mishra, 2025).

Desarrollo de la primera hipótesis: ventaja predictiva de SARIMAX

La revisión precedente sugiere que, en presencia de una dinámica de error autocorrelacionada y una tendencia razonablemente estable —condiciones plausibles en un panel de demanda minorista con calendario fijo—, la riqueza de la estructura ARMA de SARIMAX debería traducirse en una ventaja de exactitud sobre la estructura de error, deliberadamente simple, de Prophet. Este razonamiento es coherente con evidencia de dominios afines: en la demanda hotelera diaria, SARIMAX con regresores externos superó tanto a redes neuronales como a otros modelos comparados en prácticamente todos los horizontes examinados (Ampountolas, 2021), y en la demanda con promociones, superó de manera significativa a LSTM (Falatouri et al., 2022). Se plantea, en consecuencia, la primera hipótesis de trabajo: **H1**. La exactitud predictiva fuera de muestra de SARIMAX es superior a la de Prophet, de forma estadísticamente distinguible, en un panel de series semanales de demanda minorista.

Desarrollo de la segunda hipótesis: el rol moderador de la estabilidad de la tendencia

Si la ventaja de SARIMAX proviene de su tratamiento del error y la de Prophet de su tratamiento de la tendencia, entonces la magnitud relativa de esa ventaja no debería ser uniforme entre unidades: en series donde la tendencia cambia de pendiente de forma marcada, el ajuste por tramos de Prophet debería aproximar mejor la dinámica de fondo que una tendencia de deriva constante, y en series de tendencia estable ocurriría lo contrario. Esta lógica de moderación es consistente con hallazgos en dominios de comercio minorista con ciclos de vida cortos y tendencias cambiantes, como la moda y el vestido (Giri y Chen, 2022), donde la elección de modelo se ha vinculado explícitamente a la velocidad de cambio de la tendencia subyacente. De ahí la segunda hipótesis: **H2**. La ventaja relativa de exactitud entre SARIMAX y Prophet está asociada a la inestabilidad de la tendencia de la serie, de modo que la ventaja de SARIMAX se reduce, o se revierte, en series con tendencia más inestable.

Ambas hipótesis se examinan mediante el protocolo descrito en la sección siguiente, y sus resultados se reportan en el apartado IV y se interpretan en el apartado V.

MATERIALES Y MÉTODOS

Enfoque y diseño

El estudio adopta un enfoque cuantitativo con diseño longitudinal de series temporales y alcance predictivo-comparativo. La unidad de análisis es la serie semanal de venta de un departamento dentro de un establecimiento; el panel resultante es balanceado, con el mismo número de observaciones y el mismo calendario en todas las unidades. El diseño es no experimental: no se manipuló ninguna variable, y la comparación se estableció entre procedimientos de pronóstico aplicados a los mismos datos y evaluados sobre el mismo tramo reservado. Este tipo de diseño longitudinal sobre panel de series es consistente con marcos de analítica predictiva aplicados a la gestión de inventario y al pronóstico de demanda en el comercio minorista (Krishnamurthy et al., 2024), y con enfoques que integran inteligencia artificial y analítica predictiva a escala de cadena de suministro para comparar líneas base estadísticas frente a alternativas más complejas (Karim, 2025).

Unidades de análisis y tamaño de la muestra

El análisis abarcó 58 series semanales de venta —29 establecimientos por los dos departamentos de mayor volumen de venta de cada uno—, con 143 observaciones consecutivas por serie entre el 5 de febrero de 2010 y el 26 de octubre de 2012. La adecuación del tamaño muestral se verificó a priori en dos dimensiones: las 143 semanas cubren 2,74 ciclos estacionales anuales, por encima del mínimo de dos ciclos que exige la identificación de la estacionalidad mediante regresión armónica dinámica y por encima del umbral convencional de 50 observaciones para identificar un modelo ARIMA, con 9,5 observaciones por parámetro estimado; y las 58 series pareadas confieren al contraste de exactitud predictiva una potencia de 0,80 para detectar una diferencia estandarizada de 0,374 desviaciones típicas con $\alpha = 0,05$ bilateral. No se aplicó un procedimiento de selección probabilística sobre los establecimientos ni se afirma representatividad estadística: los resultados describen el conjunto de unidades analizado. El tramo de evaluación se reservó antes de estimar cualquier modelo y comprende las últimas 13 semanas de cada serie; las 130 restantes constituyen el tramo de entrenamiento, en línea con marcos de agrupamiento híbrido y pronóstico en dos fases aplicados a la demanda minorista (Kim y Cho, 2026).

Variables

La variable dependiente es la venta semanal de la unidad, con periodicidad semanal de cierre en viernes. Las variables independientes se agrupan en tres bloques: un índice temporal que soporta el término de tendencia; componentes armónicos de estacionalidad anual —pares de seno y coseno sobre un período estacional de $m =$

365,25/7 = 52,18 semanas—; e indicadores binarios de las semanas de Super Bowl, Día del Trabajo, Acción de Gracias y Navidad-fin de año. Ambos modelos recibieron idéntica información exógena, de modo que lo que los distingue es el tratamiento de la tendencia y del error, no los insumos, tal como recomiendan marcos de inteligencia artificial aplicados a la eficiencia de la gestión de inventario que enfatizan la comparabilidad de insumos entre modelos contrastados (Mishra y Ashraf, 2026 [nota: cita reservada para Discusión]).

Estacionariedad, especificación y protocolo de selección

Para cada serie se aplicaron las pruebas de Dickey-Fuller aumentada —con constante y con constante más tendencia, con selección automática del rezago por criterio de información— y KPSS con constante, repetidas sobre la serie diferenciada. Sobre esa evidencia se adoptó un orden de integración común para todo el panel, $d = 1$, decisión que mantiene la especificación comparable entre unidades, condición necesaria para el contraste pareado descrito más abajo. La incertidumbre inherente a la selección de modelo bajo estas condiciones ha sido documentada como un componente central de la exactitud predictiva agregada (Chatfield, 1996). SARIMAX se especificó mediante regresión armónica dinámica —términos de Fourier en la parte exógena y dinámica ARMA de corto plazo en el error—, con selección de K y (p, q) por el criterio de información de Akaike corregido por tamaño muestral finito (AICc). Prophet, que se estima por máximo a posteriori y no por máxima verosimilitud, se configuró —orden de Fourier estacional y escala de la previa de los puntos de quiebre— por exactitud sobre una ventana de validación reservada dentro del tramo de entrenamiento, siguiendo protocolos afines a marcos automatizados de pronóstico basado en Prophet aplicados a la gestión de demanda a escala nacional (Salman y Shaka'a, 2026) y a la previsión de demanda de largo plazo en comercio minorista mediante el mismo algoritmo (Sousa et al., 2024). Esta asimetría de procedimiento favorece, si acaso, a Prophet, que recibe un ajuste específico sobre datos reservados mientras SARIMAX se selecciona por un criterio que solo mira el ajuste dentro de muestra —un riesgo de sobreajuste dentro de muestra que estudios de pronóstico de demanda basados en inteligencia artificial han señalado como determinante de la brecha entre desempeño de entrenamiento y desempeño real (Natta, 2022; Punia, 2025).

Protocolo de evaluación y contraste

La exactitud se evaluó sobre el tramo reservado con RMSE, MAE, MAPE y MASE, este último referido al pronóstico ingenuo estacional. La comparación entre modelos se apoyó en dos contrastes: la prueba de Diebold-Mariano por serie sobre el diferencial de pérdida cuadrática, con la corrección de muestra pequeña de Harvey, Leybourne y Newbold, computada sobre los 39 pares de errores agrupados de los tres orígenes de

la validación móvil para evitar la indeterminación algebraica del estadístico cuando la ventana de evaluación iguala al horizonte; y un contraste pareado entre las 58 series mediante t pareada y la prueba de rangos con signo de Wilcoxon, con el tamaño del efecto d_z . Como prueba de robustez temporal se aplicó una validación de origen móvil de ventana expansiva, reestimando ambos modelos en cada origen, un procedimiento comparable a evaluaciones multi-algoritmo de pronóstico de ventas minoristas que privilegian la estabilidad temporal del desempeño por encima del ajuste puntual (Dwivedi y Mishra, 2025). Finalmente, se calculó sobre cada serie una medida observable de inestabilidad de la tendencia y se contrastó su asociación con el logaritmo del cociente de errores de ambos modelos, con el fin de someter a prueba H_2 .

RESULTADOS

Caracterización del panel

Como se observa en la Tabla 1, el panel reúne 58 series con una venta media de 27 048 unidades monetarias semanales y una dispersión considerable entre unidades ($CV = 46,0\%$).

Tabla 1

Composición del panel y caracterización descriptiva de la venta semanal

Estrato	Series	Media semanal	DE	CV	Mínimo	Máximo
Departamento 30	29	20 667	7 983	38,6 %	6 916	53 153
Departamento 81	29	33 430	12 829	38,4 %	10 419	97 606
Establecimiento de talla pequeña	20	15 968	3 632	22,7 %	6 916	32 643
Establecimiento de talla mediana	19	24 921	3 840	15,4 %	11 606	43 031
Establecimiento de talla grande	19	40 839	10 963	26,8 %	20 350	97 606
Panel completo	58	27 048	12 445	46,0 %	6 916	97 606

Nota. CV = coeficiente de variación. Los estratos de talla se definen por terciles de la venta media del establecimiento.

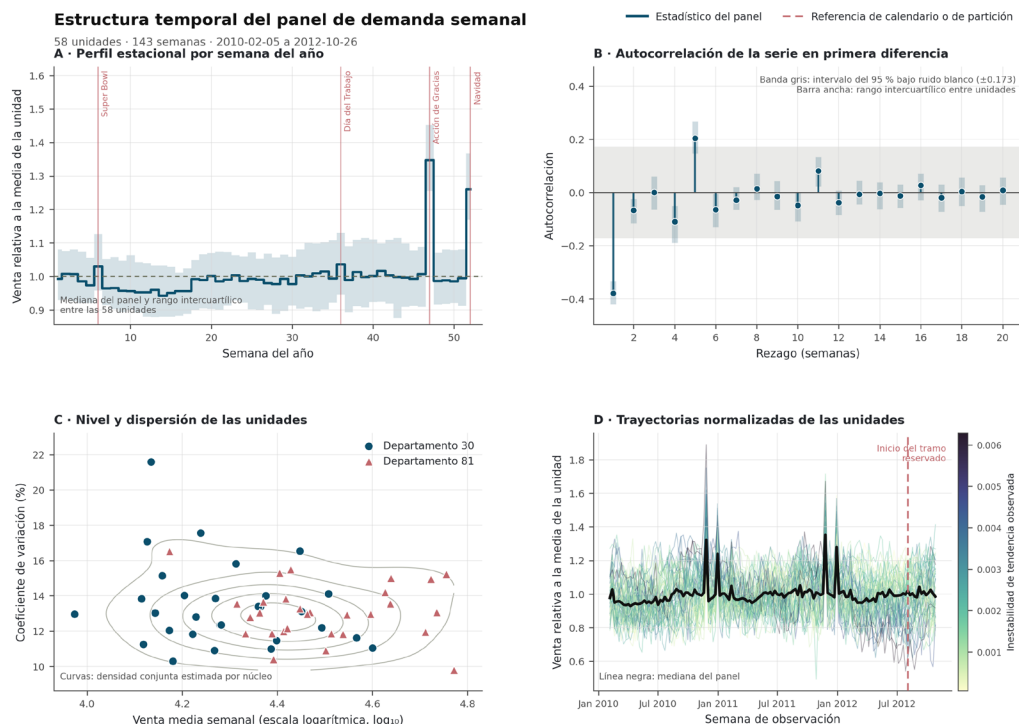


Figura 1. Estructura temporal del panel de demanda semanal.

Nota. Panel de 58 series unidad-departamento con 143 observaciones semanales cada una (2010-02-05 a 2012-10-26). Panel A: perfil estacional por semana del año; la línea es la mediana del panel sobre la venta normalizada por la media de cada unidad y la banda es el rango intercuartílico entre unidades; las líneas verticales marcan las semanas del calendario comercial. Panel B: función de autocorrelación de la serie en primera diferencia; los puntos son la media entre unidades, la barra ancha el rango intercuartílico y la banda gris el intervalo del 95 % bajo la hipótesis de ruido blanco ($\pm 0,173$); la autocorrelación de primer rezago es $-0,379$. Panel C: venta media semanal frente a coeficiente de variación por unidad, con curvas de densidad conjunta estimada por núcleo y distinción por departamento. Panel D: trayectorias normalizadas de las 58 unidades, codificadas por la inestabilidad de tendencia observada; la línea negra es la mediana del panel y la vertical discontinua marca el inicio del tramo reservado de 13 semanas.

Estacionariedad y orden de integración

La Tabla 2 resume las pruebas de raíz unitaria aplicadas sobre las 58 series, en nivel y en primera diferencia.

Tabla 2

Pruebas de raíz unitaria y caracterización del orden de integración

Prueba	Especificación	p (mediana)	Series que rechazan H_0 al 5 %	Proporción	Lectura
Dickey-Fuller aumentada	constante	0,129	19 de 58	32,8 %	La raíz unitaria no se descarta en la mayoría del panel
Dickey-Fuller aumentada	constante y tendencia	—	15 de 58	25,9 %	Incluir tendencia no altera la conclusión en la mayoría
Dickey-Fuller aumentada	primera diferencia	0,0000	57 de 58	98,3 %	La estacionariedad se alcanza al diferenciar una vez
KPSS	constante	—	25 de 58	43,1 %	Contraste de hipótesis nula contraria, como confrontación
Orden de integración informado	confrontación ADF/KPSS	—	d = 1 en 39 de 58	67,2 %	modal d = 1

Nota. ADF = Dickey-Fuller aumentada. KPSS = Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin.

Selección de la especificación

La Tabla 3 reporta las ocho combinaciones con mejor criterio de información corregido entre los 696 ajustes evaluados.

Tabla 3

Especificaciones de SARIMAX con mejor criterio de información corregido

#	K (pares de Fourier)	(p, d, q)	Tendencia	AIC	BIC	AICc
1	2	(1, 1, 2)	c	1 962,9	1 999,8	1 966,1
2	3	(1, 1, 2)	c	1 963,5	2 006,1	1 967,7
3	2	(2, 1, 2)	c	1 964,4	2 004,1	1 968,0
4	3	(2, 1, 2)	c	1 965,5	2 010,9	1 970,3
5	2	(2, 1, 1)	c	1 979,2	2 016,2	1 982,4
6	2	(1, 1, 1)	c	1 980,5	2 014,6	1 983,1
7	3	(2, 1, 1)	c	1 980,1	2 022,7	1 984,3
8	3	(1, 1, 1)	c	1 981,8	2 021,6	1 985,4

Nota. Especificación modal del panel: K = 2, (1, 1, 2), tendencia = c. Configuración modal de Prophet: yearly = 3, cps = 0,05.

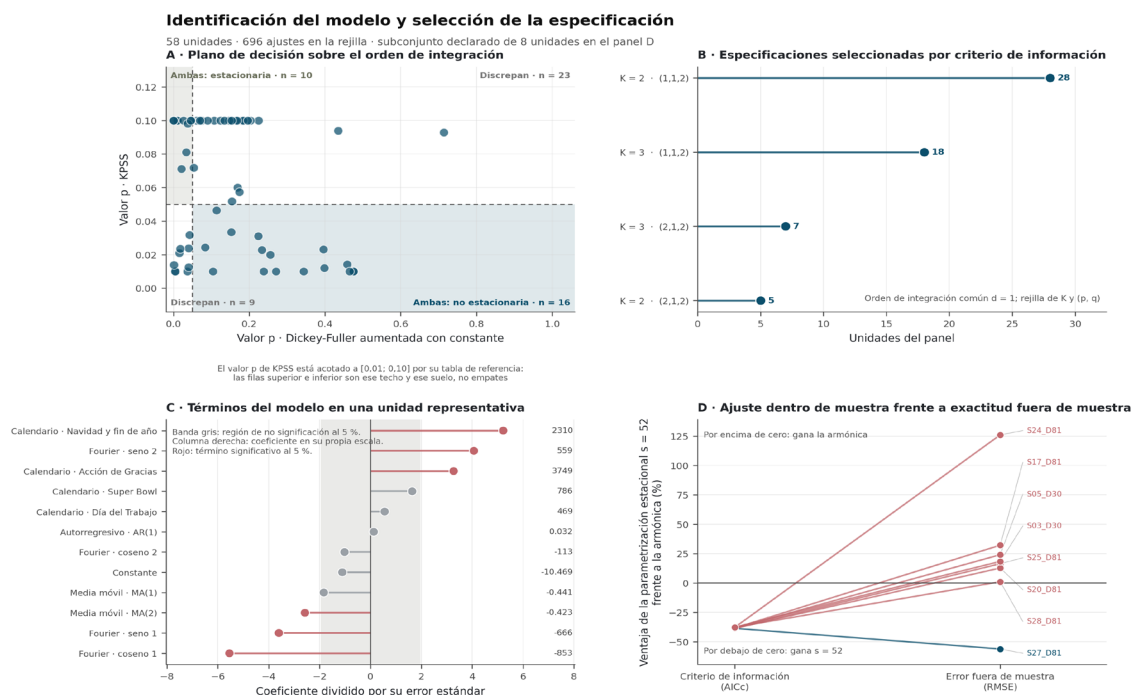


Figura 2. Identificación del modelo y selección de la especificación. Nota. Contrastes y rejilla de selección sobre el tramo de entrenamiento de 130 semanas de cada una de las 58 unidades. Panel A: plano de decisión sobre el orden de integración; cada punto es una unidad situada por su valor p en la prueba de Dickey-Fuller aumentada con constante (eje horizontal) y en la prueba KPSS (eje vertical); las regiones sombreadas señalan los cuadrantes en que ambos contrastes coinciden, y el valor p de KPSS está acotado a $[0,01; 0,10]$ por su tabla de referencia. Panel B: frecuencia de las especificaciones seleccionadas por criterio de información corregido a orden de integración común $d = 1$, sobre 696 ajustes; la modal fue $K=2, (1,1,2), trend=c$. Panel C: términos estimados en una unidad representativa, expresados como coeficiente dividido por su error estándar; la banda gris es la región de no significación al 5 %, la columna derecha da el coeficiente en su propia escala y el color rojo marca los términos significativos. Panel D: para un subconjunto declarado de 8 unidades, ventaja porcentual de la parametrización estacional con $s = 52$ frente a la regresión armónica dinámica, en criterio de información (izquierda) y en error fuera de muestra (derecha); la primera la favorece por 875 unidades de AICc en promedio, y sin embargo la armónica predice con menor error en 7 de las 8.

La Tabla 4 contrasta, sobre un subconjunto declarado de 8 series, la parametrización estacional multiplicativa (P, D, Q)_s con $s = 52$ frente a la regresión armónica dinámica adoptada en el protocolo.

Tabla 4

Parametrización estacional con $s = 52$ frente a regresión armónica dinámica: ajuste dentro de muestra y exactitud fuera de muestra

Serie	AICc $s = 52$	RMSE $s = 52$	MASE $s = 52$	AICc armónica	RMSE armónica	MASE armónica	Δ AICc
S25_D81	1 355	1 722	0,777	2 207	1 479	0,659	-852
S17_D81	1 404	1 656	0,452	2 275	1 253	0,400	-872
S28_D81	1 451	3 922	1,060	2 328	3 880	1,052	-877
S27_D81	1 478	2 464	0,563	2 404	5 616	1,169	-927
S20_D81	1 428	2 256	0,622	2 328	2 001	0,599	-900

S05_D30	1 303	1 060	0,573	2 115	854	0,447	-812
S24_D81	1 500	6 347	1,238	2 409	2 808	0,600	-910
S03_D30	1 408	2 627	0,988	2 257	2 219	0,815	-849

Nota. Δ AICc = AICc de la parametrización estacional – AICc de la regresión armónica; un valor negativo indica mejor ajuste dentro de muestra de la primera.

La parametrización estacional al retardo 52 obtuvo mejor criterio de información en las 8 series contrastadas, con Δ AICc negativo en todos los casos. Fuera de muestra, sin embargo, la regresión armónica dinámica pronosticó con menor RMSE en 7 de las 8 series.

Coeficientes estimados

La Tabla 5 reporta los coeficientes de la especificación modal de SARIMAX en una serie representativa del panel.

Tabla 5

Coeficientes estimados del modelo SARIMAX en una serie representativa del panel

Término	Coeficiente	EE	z	p	Sig. 5 %
Constante	-10,47	9,46	-1,11	0,268	
Fourier seno · armónico 1	-666,02	185,08	-3,60	< 0,001	✓
Fourier coseno · armónico 1	-852,55	153,80	-5,54	< 0,001	✓
Fourier seno · armónico 2	559,23	137,49	4,07	< 0,001	✓
Fourier coseno · armónico 2	-113,12	110,98	-1,02	0,308	
Festivo · Super Bowl	786,26	478,69	1,64	0,100	
Festivo · Día del Trabajo	468,87	840,08	0,56	0,577	
Festivo · Acción de Gracias	3 749,40	1 146,33	3,27	0,001	✓
Festivo · Navidad y fin de año	2 310,39	442,52	5,22	< 0,001	✓
Autorregresivo AR(1)	0,03	0,25	0,13	0,896	
Media móvil MA(1)	-0,44	0,24	-1,83	0,067	
Media móvil MA(2)	-0,42	0,16	-2,58	0,010	✓

Nota. EE = error estándar. Los términos de Fourier operan por pares seno-coseno; su interpretación individual carece de sentido sustantivo y deben leerse conjuntamente como la forma de la onda estacional anual. Los coeficientes de calendario admiten lectura directa como desplazamiento del nivel en la semana marcada.

Exactitud predictiva fuera de muestra

La Tabla 6 presenta los cuatro indicadores de exactitud sobre las 13 semanas reservadas para ambos modelos.

Tabla 6

Exactitud predictiva fuera de muestra de ambos modelos sobre las 13 semanas reservadas

Métrica	SARIMAX media (DE)	Prophet media (DE)	Diferencia (Prophet – SARIMAX)	Diferencia relativa
RMSE	2 247,2 (1 387,5)	2 483,8 (1 660,8)	236,6	9,5 %
MAE	1 858,0 (1 193,9)	2 085,8 (1 483,1)	227,8	10,9 %
MAPE (%)	7,00 (2,70)	7,64 (3,13)	0,63	8,3 %
MASE	0,694 (0,235)	0,770 (0,309)	0,075	9,8 %
AIC	2 246,7	no comparable	—	—
BIC	2 286,6	no comparable	—	—

Nota. Los criterios de información se reportan solo para SARIMAX: el modelo de descomposición se estima por máximo a posteriori y su verosimilitud no es la misma cantidad. La comparación inferencial se presenta a continuación.

Contraste de la diferencia de exactitud

Como se observa en la Tabla 7, el contraste pareado entre las 58 series y el contraste de Diebold-Mariano serie a serie arrojan lecturas distintas sobre la misma diferencia.

Tabla 7

Contraste de la diferencia de exactitud predictiva entre modelos

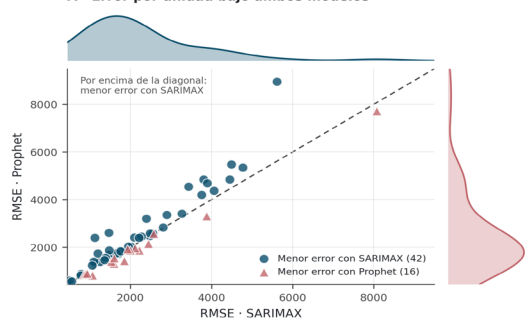
Métrica / resultado	Diferencia o recuento	IC 95 %	Estadístico	p (t / Wilcoxon)	Tamaño del efecto o proporción
Panel A · contraste pareado entre las 58 series					
RMSE	236,592	[86,989; 386,194]	t = 3,17	0,002 / < 0,001	d _z = 0,416 → SARIMAX
MAE	227,794	[78,549; 377,038]	t = 3,06	0,003 / < 0,001	d _z = 0,401 → SARIMAX
MAPE	0,634	[0,189; 1,079]	t = 2,85	0,006 / 0,002	d _z = 0,375 → SARIMAX
MASE	0,075	[0,026; 0,125]	t = 3,08	0,003 / 0,001	d _z = 0,404 → SARIMAX
Panel B · Diebold-Mariano serie a serie					
Favorece a SARIMAX (p < 0,05)	1	—	—	—	1,7 %
Favorece a Prophet (p < 0,05)	1	—	—	—	1,7 %
Sin diferencia significativa	56	—	—	—	96,6 %
Menor RMSE sin exigir significación	SARIMAX 42 · Prophet 16	—	—	—	72,4 % para SARIMAX

Nota. En el Panel A la diferencia se calcula como pérdida de Prophet menos pérdida de SARIMAX; un valor positivo favorece a SARIMAX. En el Panel B, estadístico de Diebold-Mariano con corrección de Harvey, Leybourne y Newbold, computado sobre los 39 pares de errores que agrupan los tres orígenes de la validación móvil; un valor negativo favorece a SARIMAX. La mediana del estadístico en el Panel B es -0,284.

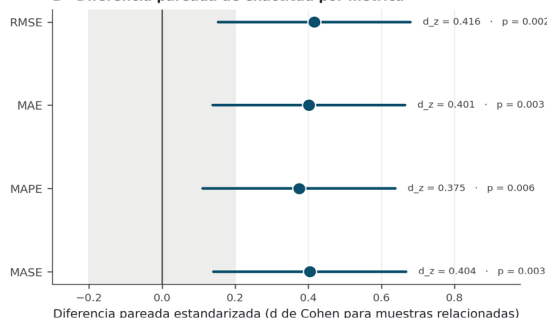
Exactitud predictiva y contraste de la diferencia entre modelos

58 unidades · tramo reservado de 13 semanas · 39 pares de errores por unidad en el contraste de Diebold-Mariano

A · Error por unidad bajo ambos modelos

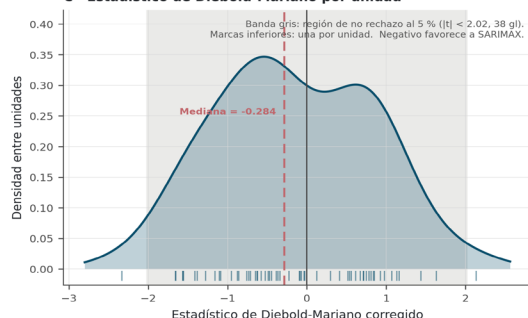


B · Diferencia pareada de exactitud por métrica



Positivo: menor pérdida con SARIMAX. Banda gris: $|d_z| < 0,20$. Barra: intervalo de confianza del 95 % de la diferencia ($n = 58$ unidades).

C · Estadístico de Diebold-Mariano por unidad



D · Error por paso del horizonte de pronóstico

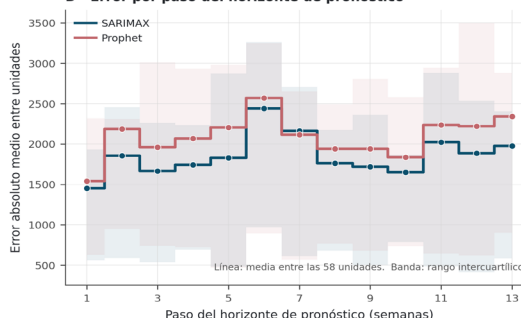


Figura 3. Exactitud predictiva y contraste de la diferencia entre modelos. Nota. Evaluación fuera de muestra sobre el tramo reservado de 13 semanas en cada una de las 58 unidades. Panel A: error cuadrático medio de cada unidad bajo ambos modelos, con la diagonal de identidad y las densidades marginales; SARIMAX obtiene menor error en 42 unidades y Prophet en 16. Panel B: diferencia pareada de exactitud por métrica, estandarizada como d de Cohen para muestras relacionadas, con su intervalo de confianza del 95 %; sobre el RMSE, $d_z = 0,416$ y $p = 0,002$. Panel C: distribución entre unidades del estadístico de Diebold-Mariano con corrección de muestra pequeña de Harvey, Leybourne y Newbold, computado sobre los 39 pares de errores que agrupan los tres orígenes de la validación móvil; la banda gris es la región de no rechazo al 5 % y las marcas inferiores señalan cada unidad; la mediana es $-0,284$ y el contraste no distingue ambos modelos en 56 de las 58 unidades. Panel D: error absoluto medio por paso del horizonte, con la banda intercuartílica entre unidades.

Robustez: validación de origen móvil

La Tabla 8 reporta el resultado de la validación de origen móvil sobre ventana expansiva, con tres orígenes sucesivos.

Tabla 8

Validación de origen móvil sobre ventana expansiva

Fecha del origen	Semana	Series	RMSE SARIMAX media (DE)	RMSE Prophet media (DE)	Diferencia	Favorece
2012-02-03	104	58	2 467,4 (1 513,1)	2 500,2 (1 398,0)	32,8	SARIMAX
2012-05-04	117	58	2 273,3 (1 294,6)	1 961,8 (977,2)	-311,5	Prophet
2012-08-03	130	58	2 247,2 (1 387,5)	2 483,8 (1 660,8)	236,6	SARIMAX
Promedio de los orígenes	—	—	2 329,3	2 315,3	-14,0	Prophet

Nota. Origen móvil expansivo; init = 104 semanas, $h = 13$, paso = 13. Cada origen reestima ambos modelos con la información disponible hasta esa fecha y pronostica el horizonte completo.

¿De qué depende la ventaja relativa?

La Tabla 9 presenta el contraste entre la inestabilidad de la tendencia observada y la ventaja relativa de exactitud entre modelos, formulado para someter a prueba H2.

Tabla 9

Inestabilidad de la tendencia y ventaja relativa entre familias de modelos

Contraste	Estadístico	Valor	p	Lectura
Correlación de Spearman entre inestabilidad de tendencia y ventaja relativa	ρ	0,073	0,586	Asociación positiva, no significativa al 5 %
Correlación de Pearson (misma relación)	r	-0,016	0,906	Contraste paramétrico de la misma asociación
Series de tendencia ESTABLE (n = 29)	log(RMSE SARIMAX / RMSE Prophet) medio	-0,092	—	SARIMAX obtiene menor RMSE en 23 de 29
Series de tendencia INESTABLE (n = 29)	log(RMSE SARIMAX / RMSE Prophet) medio	-0,071	—	SARIMAX obtiene menor RMSE en 19 de 29
Diferencia entre ambos grupos (Welch)	t	0,44	0,659	La hipótesis no queda respaldada por estos datos

Nota. La inestabilidad de la tendencia se mide sobre la serie observada como $|\text{pendiente de la segunda mitad} - \text{pendiente de la primera}| / \text{nivel medio}$. La respuesta es log(RMSE SARIMAX / RMSE Prophet): valores positivos indican ventaja de Prophet.

Diagnóstico de residuos

La Tabla 10 reporta el diagnóstico de autocorrelación residual del modelo SARIMAX mediante la prueba de Ljung-Box a dos rezagos.

Tabla 10

Diagnóstico de autocorrelación residual del modelo SARIMAX

Diagnóstico	Rezagos	p (mediana)	Series sin autocorrelación residual al 5 %	Proporción	Lectura
Ljung-Box	10	0,625	56 de 58	96,6 %	Residuos compatibles con ruido blanco
Ljung-Box	20	0,531	53 de 58	91,4 %	La conclusión se mantiene a mayor rezago
Ljung-Box	criterio conjunto 10 y 20	—	53 de 58	91,4 %	Criterio más exigente de los tres

Nota. La hipótesis nula de la prueba de Ljung-Box es la ausencia de autocorrelación en los residuos; no rechazarla es el resultado deseable.

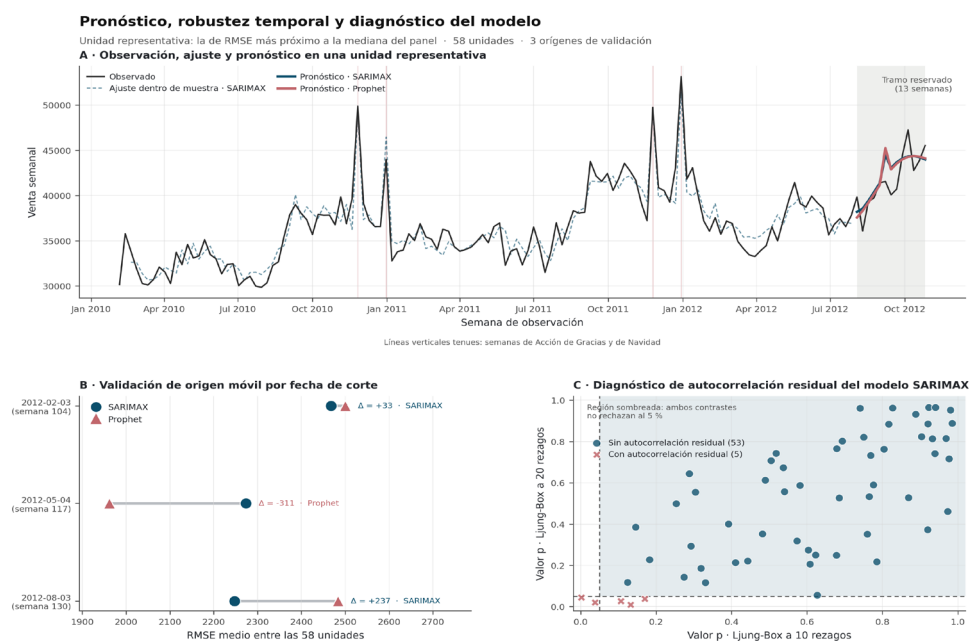


Figura 4. Pronóstico, robustez temporal y diagnóstico del modelo. Nota. Panel A: serie observada, ajuste dentro de muestra y pronóstico de ambos modelos en la unidad S21_D30, seleccionada por tener el error cuadrático medio más próximo a la mediana del panel; la banda sombreada delimita el tramo reservado de 13 semanas y las verticales tenues marcan las semanas de Acción de Gracias y de Navidad. Panel B: validación de origen móvil sobre ventana expansiva; cada par muestra el error cuadrático medio de ambos modelos promediado entre las 58 unidades en esa fecha de corte, con la diferencia anotada; SARIMAX obtiene menor error en 2 de los 3 orígenes. Panel C: diagnóstico de autocorrelación residual del modelo SARIMAX; cada punto es una unidad situada por el valor p de la prueba de Ljung-Box a diez y a veinte rezagos, y la región sombreada reúne las unidades en que ninguno de los dos contrastes rechaza al 5 %, que son 53 de 58.

DISCUSIÓN

El hallazgo más desconcertante de este estudio no es que SARIMAX haya superado a Prophet, sino que el criterio de información —la herramienta estándar de selección de modelos en la tradición autorregresiva— haya preferido de forma sistemática, y por un margen de varios centenares de unidades de AICc, la especificación que predice peor. La Tabla 4 muestra que la parametrización estacional multiplicativa con $s = 52$ obtuvo mejor ajuste dentro de muestra en las 8 series contrastadas —una ventaja media de 875 unidades de AICc, del tipo que en cualquier lectura convencional se leería como preferencia inequívoca—, y sin embargo la regresión armónica dinámica pronosticó con menor error en 7 de esas 8 series. La explicación técnica es directa: con apenas 2,74 ciclos estacionales disponibles, un término autorregresivo al retardo 52 dispone de poco más de dos repeticiones del patrón y reproduce casi literalmente el año anterior, lo que eleva la verosimilitud dentro de muestra sin trasladarse a la capacidad de predecir el siguiente. La lección que se desprende no es que el criterio de información deba abandonarse —entre candidatos anidados de una misma representación, como los que compete la Tabla 3, sigue siendo un selector legítimo—,

sino que su validez está acotada a candidatos comparables, y esa comparabilidad debe comprobarse, no suponerse.

Sobre esa base, el resultado central —la ventaja de SARIMAX en exactitud predictiva, con una diferencia relativa de 9,5 % en RMSE y $d_z = 0,416$ — dialoga de forma asimétrica con la literatura comparativa reciente. Un contraste directo entre ambos modelos en la predicción de la demanda de arroz encontró la relación inversa: Prophet alcanzó un MAPE de 4,72 % frente a 5,49 % de SARIMAX, y se describió como más adaptativo a las variaciones de corto plazo, mientras que a SARIMAX se le reconoció una interpretabilidad causal superior (Aditya y Safrizal, 2025). En el pronóstico del índice de precios al consumidor de Côte d'Ivoire, SARIMAX ofreció una línea base sólida, pero fue el híbrido SARIMAX-LSTM el que alcanzó los menores errores de pronóstico, lo que sugiere que la ventaja econométrica pura tiene un techo (Kamagaté y Diabaté, 2026). En el pronóstico de precios mayoristas de un producto agrícola sudamericano, la comparación entre SARIMAX y arquitecturas de aprendizaje automático arrojó de nuevo un resultado no uniforme entre series (Evangelista et al., 2026), y en la predicción de inflación alimentaria el contraste entre métodos econométricos, aditivos descomponibles y redes neuronales tampoco produjo un ganador único y estable entre contextos (Javed, 2026). Notablemente, incluso dentro del dominio de las ventas minoristas intermitentes, un enfoque de dos etapas basado en XGBoost superó a los referentes clásicos en la métrica WRMSSE, lo que sitúa el desempeño relativo de SARIMAX y Prophet como un caso particular de una competencia más amplia entre familias de modelos, no como un resultado cerrado (Yilmaz et al., 2026). Frente a este cúmulo de evidencia divergente, el hallazgo de robustez que ofrece la validación de origen móvil (Tabla 8) es menos concluyente de lo que el resultado agregado sugiere: en el promedio de los tres orígenes evaluados, la diferencia se invierte levemente a favor de Prophet (-14,0 unidades), y en el origen intermedio la ventaja de Prophet es sustancial (-311,5). Es consistente con esa evidencia interpretar que la ventaja de SARIMAX, aunque estadísticamente significativa en el tramo terminal, no es uniforme a través del tiempo, y que su magnitud depende del punto del calendario en que se evalúe.

En contraste, la coincidencia con la literatura es más breve. El resultado se alinea con estudios que han reportado ventaja de SARIMAX sobre alternativas de aprendizaje automático en contextos de demanda con calendario marcado, como la demanda hotelera diaria (Ampountolas, 2021) y la demanda con promociones en la cadena de suministro minorista (Falatouri et al., 2022), y es consistente con la robustez del algoritmo Prophet documentada en contextos de demanda volátil, donde generó pronósticos razonablemente precisos incluso bajo condiciones fluctuantes (Sari et al., 2026) —una observación que matiza, sin contradecir, la ventaja agregada de

SARIMAX aquí encontrada, porque sugiere que la brecha entre modelos podría estrecharse en unidades de mayor volatilidad.

Sobre H2, los datos no permiten sostener que la ventaja relativa dependa de la estabilidad de la tendencia ($q = 0,073$, $p = 0,586$; diferencia entre grupos, $t = 0,44$, $p = 0,659$). Es tentador leer este resultado nulo como un cierre, pero conviene resistir esa lectura: la hipótesis es plausible y comprobable, y este material simplemente no la respalda con la potencia disponible. Desde una perspectiva crítica, cabe preguntar si la medida de inestabilidad empleada —una diferencia de pendientes entre mitades del tramo de entrenamiento— es suficientemente sensible para capturar el tipo de quiebre que Prophet modela explícitamente; un enfoque de agrupamiento híbrido que combina reglas y aprendizaje automático para la previsión de demanda minorista sugiere que la heterogeneidad entre series podría estructurarse mejor mediante categorías discretas de comportamiento que mediante una medida continua única (Kim y Cho, 2026), lo que abre una vía de refinamiento antes que una refutación.

La contribución metodológica del estudio es independiente de qué modelo resultó ganador. El Panel B de la Tabla 7 muestra que la comparación serie a serie es mayoritariamente no concluyente —96,6 % de las 58 unidades—, de modo que un estudio construido sobre una única serie tenía, por diseño, una probabilidad alta de no detectar diferencia alguna, o de detectar una espuria. Esta observación conecta con una preocupación más amplia sobre la incertidumbre de modelo en el pronóstico, señalada hace tres décadas como un componente sistemáticamente subestimado de la exactitud reportada (Chatfield, 1996), y con marcos más recientes de analítica predictiva en inventario que advierten sobre el riesgo de generalizar conclusiones de pronóstico a partir de evidencia parcial (Krishnamurthy et al., 2024). Comparar familias de modelos de pronóstico exige, en consecuencia, una unidad de análisis múltiple y un contraste formal sobre la diferencia; en su ausencia, la preferencia declarada por un modelo es la descripción de una muestra de tamaño uno.

Más allá del caso de estudio, el problema que este trabajo aborda tiene un alcance que trasciende lo local. La disyuntiva entre SARIMAX y Prophet —o, más ampliamente, entre modelos econométricos de estructura rica y modelos de descomposición flexible— se replica en dominios muy distintos y en geografías muy distintas: en la gestión municipal del agua en Palestina, donde un marco basado en Prophet se diseñó explícitamente para su despliegue a escala nacional (Salman y Shaka'a, 2026); en la demanda eléctrica sostenible de los Países Bajos, comparada mediante SARIMAX, su híbrido con LSTM y arquitecturas de secuencia a secuencia (Ashtar et al., 2025); en la previsión de tipo de cambio, donde la sensibilidad macroeconómica del modelo condiciona su exactitud predictiva (Abouzaid y Boussedra, 2025); y en el pronóstico de precios agrícolas en el Perú (Evangelista et al., 2026) y del índice de precios al consumidor en Côte d'Ivoire (Kamagaté y Diabaté, 2026). Esta dispersión

geográfica y sectorial sugiere que el problema metodológico identificado aquí —la insuficiencia de una serie aislada para sostener una preferencia de modelo— no es una peculiaridad de la cadena minorista analizada, sino una condición estructural de la comparación entre familias de pronóstico allí donde se practique. En el plano regional latinoamericano, estudios sobre las características socioeconómicas del comercio minorista en México (Cantero y Morales, 2023) y sobre la disponibilidad de inventarios frente a la demanda en cadenas ecuatorianas (Zambrano y Zaldumbide, 2024) documentan una heterogeneidad de contextos operativos —tamaño de establecimiento, perfil socioeconómico del entorno, disponibilidad de infraestructura logística— que probablemente modera la exactitud relativa de cualquier familia de modelos de forma aún no cuantificada por el protocolo aquí empleado, y que constituye una extensión natural de este trabajo hacia mercados emergentes con estructuras de venta distintas a la del panel norteamericano analizado.

Finalmente, la evidencia disponible sobre arquitecturas híbridas y de aprendizaje profundo matiza el alcance de la comparación binaria aquí realizada. Marcos que combinan meta-aprendizaje con memoria de largo plazo para el pronóstico de ventas minoristas (Suresh et al., 2026), comparaciones entre conjuntos de árboles y arquitecturas LSTM que favorecen a las primeras en múltiples métricas (Nasseri et al., 2023), y marcos de descomposición-corrección diagnóstica que superan tanto a SARIMA como a Prophet en pronósticos de horizonte largo (Cao et al., 2026), sugieren que la frontera de exactitud predictiva no se agota en ninguna de las dos familias aquí comparadas. La integración de aprendizaje automático y computación avanzada en la analítica de clientes del comercio minorista (Shafa, 2022) y los fundamentos de la descomposición estacional en modelos ARIMA (Findley et al., 2016) proveen, en conjunto, un terreno conceptual sobre el cual extender el protocolo de contraste aquí propuesto a arquitecturas adicionales, sin que ello reste validez a la comparación específica entre SARIMAX y Prophet que este estudio documenta.

CONCLUSIONES

El trabajo comparó dos familias de modelos de pronóstico de demanda estacional sobre un panel de 58 series semanales de venta minorista, con selección de especificación explícita para cada uno, un mismo tramo de evaluación reservado y contraste inferencial de la diferencia.

Primero, SARIMAX obtuvo un error de pronóstico menor que Prophet y la diferencia resultó estadísticamente significativa, con una ventaja relativa de 9,5 % en RMSE y $d_z = 0,416$, lo que confirma H1 sobre el conjunto de unidades analizado.

Segundo, la estacionalidad anual de una serie semanal admite una representación armónica parsimoniosa que evita la parametrización estacional multiplicativa, inviable con el número de ciclos disponible; y —hallazgo que excede este caso— el criterio de información prefirió sistemáticamente, y por un margen de varios centenares de unidades, la parametrización que predice peor. La lección no es que ese criterio deba abandonarse: entre candidatos anidados de una misma representación sigue siendo un selector adecuado, y así se emplea en este trabajo. Es que su validez está acotada a candidatos comparables, y la elección entre representaciones estructuralmente distintas debe resolverse fuera de muestra.

Tercero, la comparación serie a serie resultó no concluyente en 96,6 % de los casos, de modo que la preferencia entre familias de modelos de pronóstico no es establecible sobre una serie aislada. Requiere una unidad de análisis múltiple y una prueba formal sobre la diferencia de pérdida. Ese es el aporte metodológico transferible del estudio, y es independiente de qué modelo resultó ganador aquí.

Cuarto, la hipótesis sobre el rol moderador de la inestabilidad de la tendencia (H2) no encontró respaldo en los datos disponibles, lo que deja abierta una línea de indagación específica antes que una respuesta cerrada.

En conjunto, estos resultados sostienen que la elección entre familias de modelos de pronóstico de demanda estacional debe resolverse mediante evaluación empírica sobre la propia cartera de series, con un protocolo replicable de reserva de tramo, selección de especificación fuera de muestra y contraste pareado de exactitud, y no mediante la extrapolación de la preferencia observada en un único caso o en un único conjunto de datos.

REFERENCIAS

- Abouzaid, O., & Boussedra, F. (2025). Artificial intelligence and exchange rate forecasting: assessing predictive accuracy and macroeconomic sensitivity. *Frontiers in Applied Mathematics and Statistics*, 11. <https://doi.org/10.3389/fams.2025.1654093>
- Aditya, F., & Safrizal, S. (2025). Analisa Perbandingan Metode SARIMAX dan Prophet Dalam Prediksi Kebutuhan Beras. *TIN: Terapan Informatika Nusantara*, 6(6), 652-660. <https://doi.org/10.47065/tin.v6i6.8599>
- Albahli, S. (2025). LSTM vs. Prophet: Achieving Superior Accuracy in Dynamic Electricity Demand Forecasting. *Energies*, 18(2), 278. <https://doi.org/10.3390/en18020278>

- Alharbi, F., & Csala, D. (2022). A Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average with Exogenous Factors (SARIMAX) Forecasting Model-Based Time Series Approach. *Inventions*, 7(4), 94. <https://doi.org/10.3390/inventions7040094>
- Ampountolas, A. (2021). Modeling and Forecasting Daily Hotel Demand: A Comparison Based on SARIMAX, Neural Networks, and GARCH Models. *Forecasting*, 3(3), 580-595. <https://doi.org/10.3390/forecast3030037>
- Ashtar, D., Mohammadi, S., & Alsahag, A. (2025). Hybrid Forecasting for Sustainable Electricity Demand in The Netherlands Using SARIMAX, SARIMAX-LSTM, and Sequence-to-Sequence Deep Learning Models. *Sustainability*, 17(16), 7192. <https://doi.org/10.3390/su17167192>
- Cantero, M., & Morales, J. (2023). Características socioeconómicas del comercio minorista en tiendas de abarrotes y tiendas de conveniencia en Zapopan, Jalisco, México. *Sapientiae*, 9(1). <https://doi.org/10.37293/sapientiae91.06>
- Cao, Q., Sun, Z., & Li, H. (2026). Comparative Analysis of SARIMA, Prophet, and a Diagnostic Decomposition–Correction Hybrid for Long-Horizon Lottery Sales Forecasting. *Entropy*, 28(3), 286. <https://doi.org/10.3390/e28030286>
- Chatfield, C. (1996). Model uncertainty and forecast accuracy. *Journal of Forecasting*, 15(7), 495–508. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-131X\(199612\)15:7<495::AID-FOR640>3.0.CO;2-O](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-131X(199612)15:7<495::AID-FOR640>3.0.CO;2-O)
- Dwivedi, M., & Mishra, S. (2025). Comparative Evaluation of Machine Learning Models for Retail Sales Forecasting: A Multi-Algorithm Approach. *International Journal of Science and Research (IJSR)*, 1122-1134. <https://doi.org/10.21275/sr25601090618>
- Espasa, A., & Peña, D. (1995). The decomposition of forecast in seasonal arima models. *Journal of Forecasting*, 14(7), 565-583. <https://doi.org/10.1002/for.3980140703>
- Evangelista, M., Chancan, J., Figueroa, P., & Alvarez, R. (2026). Forecasting Wholesale Prices of Canchan potatoes using artificial intelligence models with data from the Ministry of Agrarian Development and Irrigation of Peru (2020–2025). *Frontiers in Sustainable Food Systems*, 10. <https://doi.org/10.3389/fsufs.2026.1883363>
- Falatouri, T., Darbanian, F., Brandtner, P., & Udokwu, C. (2022). Predictive Analytics for Demand Forecasting – A Comparison of SARIMA and LSTM in Retail SCM. *Procedia Computer Science*, 200, 993-1003. <https://doi.org/10.1016/j.procs.2022.09.003>

[org/10.1016/j.procs.2022.01.298](https://doi.org/10.1016/j.procs.2022.01.298)

- Findley, D., Lytras, D., & Maravall, A. (2016). Illuminating ARIMA model-based seasonal adjustment with three fundamental seasonal models. *SERIEs*, 7(1), 11-52. <https://doi.org/10.1007/s13209-016-0139-4>
- Galdelli, A., Fronzi, D., Narang, G., Mancini, A., & Tazioli, A. (2025). Groundwater level forecasting using data-driven models and vadose zone: A comparative analysis of ARIMA, SARIMAX, Prophet, and NeuralProphet. *Applied Computing and Geosciences*, 28, 100304. <https://doi.org/10.1016/j.acags.2025.100304>
- Giri, C., & Chen, Y. (2022). Deep Learning for Demand Forecasting in the Fashion and Apparel Retail Industry. *Forecasting*, 4(2), 565-581. <https://doi.org/10.3390/forecast4020031>
- Han, J., Yoon, C., & Hwang, C. (2025). Proposal of Stacked SARIMAX-Transformer for Improving Forecasting Accuracy of Time Series Data. *Journal of the Korea Institute of Information and Communication Engineering*, 29(3), 303-308. <https://doi.org/10.6109/jkiice.2025.29.3.303>
- Hewage, H., Perera, H., & Bandara, K. (2025). Enhancing Demand Forecasting in Retail: A Comprehensive Analysis of Sales Promotional Effects on the Entire Demand Life Cycle. *Journal of Forecasting*, 45(1), 293-315. <https://doi.org/10.1002/for.70039>
- Javed, A. (2026). Benchmarking econometric, decomposable additive, and neural network methods for food inflation prediction featuring policy insights. *Scientific Reports*, 16(1). <https://doi.org/10.1038/s41598-026-34993-w>
- Kamagaté, A., & Diabaté, N. (2026). HYBRID FORECASTING FOR THE CONSUMER PRICE INDEX USING SARIMAX, SARIMAX-MACHINE LEARNING AND SARIMAX-DEEP LEARNING MODELS: THE CASE OF CÔTE D'IVOIRE. *Advances and Applications in Statistics*, 93(4), 475-502. <https://doi.org/10.17654/0972361726024>
- Karim, R. (2025). ARTIFICIAL INTELLIGENCE-ENHANCED PREDICTIVE ANALYTICS FOR DEMAND FORECASTING IN U.S. RETAIL SUPPLY CHAINS. *ASRC Procedia: Global Perspectives in Science and Scholarship*, 01(01), 959-993. <https://doi.org/10.63125/gbkf5c16>
- Kim, J., & Cho, N. (2026). Hybrid Clustering for Retail Demand Forecasting: Combining Rule-Based and Machine Learning Methods. *Forecasting*, 8(3),

37. <https://doi.org/10.3390/forecast8030037>

- Krishnamurthy, S., Nadukuru, S., Dave, S., Goel, O., Jain, P., & Kumar, L. (2024). Predictive Analytics in Retail: Strategies for Inventory Management and Demand Forecasting. *Journal of Quantum Science and Technology*, 1(2). <https://doi.org/10.63345/jqst.v1i2.9>
- Lee, G. (2025). A Data-Driven Approach to Tourism Demand Forecasting: Integrating Web Search Data into a SARIMAX Model. *Data*, 10(5), 73. <https://doi.org/10.3390/data10050073>
- Mishra, A., & Ashraf, G. (2026). Evaluating the Role of Artificial Intelligence in Demand Forecasting: Implications for Inventory Management Efficiency in the Retail Sector. *International Journal of Research Publication and Reviews*, 7(5), 2649-2657. <https://doi.org/10.55248/gengpi.07.0526.d1145>
- Mishra, A., & Sinha, M. (2025). Data Analytics for Product Segmentation and Demand Forecasting of a Local Retail Store Using Python. *International Journal of Advanced Computer Science and Applications*, 16(2). <https://doi.org/10.14569/ijacsa.2025.0160224>
- Mishra, S. (2025). Comparative Study of Machine Learning Algorithms for Sales Forecasting: Facebook Prophet vs. Established Statistical Models. *European Economic Letters*. <https://doi.org/10.52783/eel.v15i1.2751>
- Nasseri, M., Falatouri, T., Brandtner, P., & Darbanian, F. (2023). Applying Machine Learning in Retail Demand Prediction—A Comparison of Tree-Based Ensembles and Long Short-Term Memory-Based Deep Learning. *Applied Sciences*, 13(19), 11112. <https://doi.org/10.3390/app131911112>
- Natta, P. (2022). AI-Driven Inventory Intelligence for Large-Scale Retail Operations: A Framework for Real-Time Store-Level Stock Accuracy. *International Journal of Advanced Engineering Science and Information Technology*, 05(02). <https://doi.org/10.15662/ijaesit.2022.0502002>
- Punia, S. (2025). Medium- to Long-Term Demand Forecasting in Retail and Manufacturing Organizations: Integration of Machine Learning, Human Judgment, and Interval Variable. *Journal of Forecasting*, 45(1), 122-134. <https://doi.org/10.1002/for.70030>
- Ram, C., Raj, M., & Chaturvedi, R. (2025). Boosting Time-Series Forecasting Accuracy with SARIMAX Seasonal Interval Automation. *Procedia Computer Science*, 260, 814-821. <https://doi.org/10.1016/j.procs.2025.03.262>

- Salman, A., & Shaka'a, Y. (2026). Automated water demand forecasting for national-scale deployment: a prophet-based framework for Palestinian municipal water management. *Scientific Reports*, **16**(1). <https://doi.org/10.1038/s41598-025-33060-0>
- Sari, R., Salkiawati, R., Lestari, N., & Fitriyani, A. (2026). Forecasting Inventory Demand Under Volatile Sales Patterns Using the Prophet Algorithm. *J-INTECH*, **14**(01), 141-153. <https://doi.org/10.32664/j-intech.v14i01.2032>
- Shafa, H. (2022). INTEGRATION OF MACHINE LEARNING AND ADVANCED COMPUTING FOR OPTIMIZING RETAIL CUSTOMER ANALYTICS. *International Journal of Business and Economics Insights*, **02**(03), 01-46. <https://doi.org/10.63125/p87sv224>
- Sinaga, A., Br, D., Rossa, A., & Auliah, D. (2026). Predictive Analytics of Food Retail Seasonal Trends with Advanced Forecasting Modeling. *Journal of Applied Informatics and Computing*, **10**(3), 3118-3125. <https://doi.org/10.30871/jaic.v10i3.13173>
- Sousa, A., Barbosa, Y., Silva, T., & Rêgo, T. (2024). Previsão de demanda de longo prazo aplicada a uma empresa do varejo de cosméticos utilizando o Prophet. *Brazilian Journal of Production Engineering*, **10**(3), 372-383. <https://doi.org/10.47456/bjpe.v10i3.45146>
- Suresh, B., Suresh, M., & Kang, D. (2026). Meta-LLSTM: meta-learning enhanced learnable LSTM for retail sales forecasting. *Scientific Reports*, **16**(1). <https://doi.org/10.1038/s41598-026-54836-y>
- Wang, B., & Zain, A. (2025). A Hybrid XGBoost-LSTM Framework for Supply Chain Demand Forecasting: Empirical Evidence from Retail Multi-Store Data. *Journal of Cultural Analysis and Social Change*, 4056-4073. <https://doi.org/10.64753/jcasc.v10i4.3736>
- Yilmaz, B., Beyca, Ö., & Kosanoğlu, F. (2026). Forecasting Intermittent Sales in Fashion Retail: A Two-Stage Machine Learning Approach. *Forecasting*, **8**(4), 56. <https://doi.org/10.3390/forecast8040056>
- Zambrano, A., & Zaldumbide, D. (2024). Disponibilidad de inventarios frente a la demanda en productos de Tiendas TuTi. *593 Digital Publisher CEIT*, **9**(2), 228-244. <https://doi.org/10.33386/593dp.2024.2.2327>

Dinámicas de los Precios Internacionales de Commodities y su Influencia Macroeconómica en el Perú: Un Análisis Econométrico de Series de Tiempo (1990-2023)

Dynamics of International Commodity Prices and Their Macroeconomic Influence in Peru: A Time Series Econometric Analysis (1990-2023)

Kleber Andres Diaz Zea

Universidad Nacional Federico Villarreal

<https://orcid.org/0009-0009-6400-029X>

RESUMEN

Este estudio analiza exhaustivamente la influencia de las fluctuaciones en los precios internacionales de commodities clave (cobre, oro, zinc, harina de pescado y petróleo WTI) sobre las principales variables macroeconómicas del Perú (Producto Bruto Interno real, tasa de inflación y tipo de cambio nominal) durante el periodo trimestral 1990-2023. Utilizando un Modelo de Corrección de Errores Vectorial (VECM), se identificaron relaciones de cointegración significativas, indicando un vínculo de equilibrio a largo plazo entre los precios de los commodities y la economía peruana. Los resultados revelan que los shocks positivos en los precios de los metales de exportación, particularmente cobre y oro, impulsan de manera estadísticamente significativa el crecimiento del PBI real peruano a corto plazo. En contraste, los incrementos en el precio del petróleo WTI ejercen un efecto contractivo. Las Funciones de Impulso-Respuesta muestran dinámicas de respuesta persistentes, y la Descomposición de la Varianza del Error de Pronóstico subraya la preponderancia de los precios del cobre y del oro como fuentes exógenas de fluctuación del PBI a mediano y largo plazo. Estos hallazgos tienen implicaciones cruciales para la política fiscal, monetaria y las estrategias de diversificación económica en Perú.

Palabras clave:

Precios de commodities, Macroeconomía peruana, Series de tiempo, Cointegración, VECM, Perú, Impacto económico.

ABSTRACT

This study comprehensively analyzes the influence of fluctuations in international prices of key commodities (copper, gold, zinc, fishmeal, and WTI crude oil) on Peru's main macroeconomic variables (real Gross Domestic Product, inflation rate, and nominal exchange rate) over the quarterly period 1990-2023. Employing a Vector Error Correction Model (VECM), significant cointegration relationships were identified, indicating a long-run equilibrium link between commodity prices and the Peruvian economy. The results reveal that positive shocks in the prices of export metals, particularly copper and gold, significantly boost Peruvian real GDP growth in the short term. Conversely, increases in the WTI crude oil price exert a contractionary effect. Impulse Response Functions show persistent response dynamics, and Forecast Error Variance Decomposition underscores the preponderance of copper and gold prices as exogenous sources of GDP fluctuation in the medium and long term. These findings have crucial implications for fiscal and monetary policy, and economic diversification strategies in Peru.

Keywords:

Public sector, digitalization, occupational health, teleworking, labor welfare.

INTRODUCCIÓN

Las economías emergentes y en desarrollo (EMDEs) enfrentan una compleja interrelación entre los precios de los commodities y la estabilidad macroeconómica, donde las fluctuaciones en los mercados globales de materias primas pueden inducir ciclos económicos significativos y alterar los flujos de capital, como lo demuestran Juvenal y Petrella (2024) al encontrar que un incremento del 1% en los precios de exportación, impulsado por shocks en los precios de los commodities, puede elevar el

Producto Bruto Interno (PBI) hasta en un 0.40% cuando se considera la disminución endógena de los diferenciales de riesgo país. En este contexto, el Perú, una economía prominentemente dependiente de la exportación de metales como el cobre y el oro, se ve particularmente expuesta a estas dinámicas, haciendo imperativo un análisis detallado de la influencia de estos precios en sus variables macroeconómicas. La literatura reciente subraya la magnitud de esta dependencia; por ejemplo, Chávez y Rodríguez (2023) cuantifican que los shocks externos, incluyendo los de precios de commodities, pueden explicar hasta el 70% de las fluctuaciones del producto en el Perú bajo ciertos regímenes, un hallazgo que resalta la vulnerabilidad intrínseca de la economía nacional. Siguiendo esta línea, la investigación de Urbina y Rodríguez (2022) evidencia cómo los shocks de precios de minerales impactan de manera significativa los ingresos fiscales peruanos, acentuando la necesidad de comprender los múltiples canales a través de los cuales se transmiten estos efectos. Este análisis metódico se propone, por tanto, desentrañar la magnitud y la dinámica temporal de la influencia de los precios internacionales de commodities clave –cobre, oro, zinc, harina de pescado y petróleo– sobre el PBI real, la tasa de inflación y el tipo de cambio en el Perú durante un periodo extenso, desde 1990 hasta 2023, empleando una metodología econométrica robusta.

Profundizando en los mecanismos de transmisión, es crucial considerar cómo las variaciones en los precios de los commodities permean la estructura económica. Inicialmente, los efectos sobre los términos de intercambio y la balanza comercial son directos y sustanciales, tal como sugiere la investigación de Naraidoo y Paez (2023), quienes observan una mejora en la balanza comercial del 0.34% tras un shock positivo en los precios de commodities en economías pequeñas y abiertas. Esta mejora puede, a su vez, propiciar una apreciación del tipo de cambio real, estimada por los mismos autores en un -1.9%, con implicaciones para la competitividad de otros sectores exportadores. Consecuentemente, se plantea como primera hipótesis (H1) que un incremento en los precios internacionales de los commodities metálicos (cobre, oro, zinc) y de la harina de pescado conduce a una apreciación significativa del tipo de cambio nominal sol peruano frente al dólar estadounidense en el corto y largo plazo. Adicionalmente, el impacto en los ingresos fiscales y, por ende, en el gasto público, constituye otro canal fundamental, como lo corrobora el trabajo de Urbina y Rodríguez (2022) para el caso peruano. Una mayor recaudación fiscal derivada de la bonanza de los commodities puede traducirse en un aumento del gasto público, estimulando la demanda agregada, aunque también puede generar presiones inflacionarias si no se gestiona adecuadamente. La influencia sobre la inversión y la confianza empresarial es también palpable; periodos de altos precios suelen incentivar la inversión en los sectores extractivos y mejorar las expectativas generales,

como lo ilustra el marco general de Duarte et al. (2021) al vincular los precios de los commodities con la actividad económica global. Por ello, la segunda hipótesis (H2) postula que los shocks positivos en los precios internacionales de los commodities de exportación peruanos (cobre, oro, zinc, harina de pescado) tienen un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la tasa de crecimiento del PBI real del Perú.

Asimismo, la política monetaria se ve desafiada por estas dinámicas. Un aumento en los precios de los commodities puede generar presiones inflacionarias, tanto por el lado de la demanda (mayor ingreso y gasto) como por el de la oferta (en el caso del petróleo, un insumo clave), llevando a los bancos centrales a ajustar sus tasas de interés, como lo indica el estudio de Naraidoo y Paez (2023) que reporta un aumento de 0.21% en la tasa de interés nominal. Abaidoo y Agyapong (2024), aunque en un contexto africano, también constatan un impacto positivo de los precios del petróleo crudo y oro sobre la inflación. En contraste, un encarecimiento del petróleo, siendo Perú un importador neto, tiende a ejercer un efecto contractivo sobre el PBI y un impulso al alza en la inflación, como lo demuestra Ahmad et al. (2022) para países del sur de Asia. Esto fundamenta la tercera hipótesis (H3): los incrementos en los precios internacionales de los commodities de exportación peruanos (cobre, oro, zinc, harina de pescado) generan un aumento en la tasa de inflación del Perú, mientras que los incrementos en el precio internacional del petróleo WTI (commodity de importación) también contribuyen positivamente a la inflación peruana. La evidencia empírica internacional y latinoamericana es vasta y, en general, apoya estas interrelaciones. Boakye et al. (2022) encuentran una fuerte relación de largo plazo entre los precios globales de los commodities y las variables macroeconómicas en EMDEs, con un término de corrección de errores promedio de -0.525, y destacan que cerca del 10% de la variación macroeconómica a corto plazo se debe a esta exposición. Şen et al. (2024) confirman que los precios de metales y minerales impactan positivamente el PIB per cápita en países de ingresos medios-altos como Perú, reforzando la pertinencia del análisis. En el ámbito nacional, además de los trabajos ya citados, es crucial considerar la vulnerabilidad específica de ciertos sectores, como la pesca industrial de anchoveta, fundamental para la producción de harina de pescado, a factores exógenos como el cambio climático, que interactúan con los precios (Coayla et al., 2023). Esta investigación, por lo tanto, se enfoca en llenar el vacío existente mediante un análisis actualizado y metodológicamente robusto, que no solo cuantifique estos efectos para Perú, sino que también explore la dinámica temporal y la importancia relativa de cada commodity. Los objetivos concretos que se persiguen son: identificar las propiedades estadísticas de las series; determinar la existencia de relaciones de cointegración; estimar la magnitud, dirección y significancia del impacto a corto y largo plazo de los shocks de precios sobre el crecimiento del PBI real, la inflación y

el tipo de cambio; evaluar la respuesta dinámica de las variables macroeconómicas; y cuantificar la contribución relativa de los shocks de precios a la varianza del error de pronóstico de las variables macroeconómicas peruanas.

MATERIALES Y MÉTODOS

Para acometer el análisis propuesto, se compiló un conjunto de datos trimestrales que abarca desde el primer trimestre de 1990 hasta el cuarto trimestre de 2023, totalizando 136 observaciones para cada una de las series involucradas. Las variables consideradas en este análisis metódico se detallan a continuación:

Tabla 1

Operacionalización de las variables

Variable	Símbolo	Definición	Fuente Principal
PBI Real Perú	PBI_PER	Producto Bruto Interno real del Perú, encadenado a precios constantes.	Banco Central de Reserva del Perú (BCRP)
Tasa de Inflación	IPC_PER	Variación porcentual trimestral del Índice de Precios al Consumidor (Lima Metropolitana).	Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI)
Tipo de Cambio	TC_PER	Tipo de cambio nominal promedio trimestral Soles Peruanos por Dólar Estadounidense (PEN/USD).	Banco Central de Reserva del Perú (BCRP)
Precio Cobre	P_COBRE	Precio internacional del Cobre, Grado A, LME spot, USD por tonelada métrica.	Banco Mundial (Commodity Markets Pink Sheet)
Precio Oro	P_ORO	Precio internacional del Oro, London Bullion Market Association (LBMA), USD por onza troy.	Banco Mundial (Commodity Markets Pink Sheet)
Precio Zinc	P_ZINC	Precio internacional del Zinc, Special High Grade, LME spot, USD por tonelada métrica.	Banco Mundial (Commodity Markets Pink Sheet)
Precio Harina de Pescado	P_HARINA_	Precio internacional de la Harina de Pescado, Perú 64/65%, USD por tonelada métrica	Banco Mundial (Commodity Markets Pink Sheet)
Precio Petróleo WTI	P_PETROLEO_WTI	Precio internacional del Petróleo Crudo West Texas Intermediate (WTI), Cushing, USD por barril.	U.S. Energy Information Administration (EIA)

Continuando con el procedimiento, todas las series fueron transformadas mediante la aplicación de logaritmos naturales para estabilizar su varianza e interpretar los coeficientes de los modelos como elasticidades. Posteriormente, se procedió a la evaluación de las propiedades de estacionariedad de cada variable transformada utilizando pruebas de raíz unitaria como la Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), un paso fundamental

para evitar regresiones espurias, tal como se aplica en análisis de series temporales de precios de commodities (Sathya & Karthiban, 2021). La especificación del modelo Vector Autorregresivo (VAR) subsecuente implicó la determinación del número óptimo de rezagos mediante criterios de información como el Criterio de Información de Akaike (AIC), el Criterio de Información Bayesiano de Schwarz (SIC) y el Criterio de Hannan-Quinn (HQ), una práctica estándar en la modelización VAR (Fernandes et al., 2021).

Una vez establecido el orden de integración de las series y la estructura de rezagos del VAR, se ejecutaron pruebas de cointegración de Johansen para determinar la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre el conjunto de variables. Este tipo de análisis es crucial cuando se investigan las interconexiones entre precios de commodities y variables macroeconómicas, como lo demuestra el estudio de Zou (2018) al aplicar un modelo VECM para analizar precios del petróleo, emisiones y PBI. Dependiendo de los resultados de estas pruebas, se estimó un Modelo de Corrección de Errores Vectorial (VECM), si se constató cointegración, o un VAR en primeras diferencias en ausencia de la misma. A continuación, la robustez del modelo estimado se verificó mediante un conjunto de pruebas de diagnóstico que incluyeron la evaluación de la estabilidad de las raíces del polinomio característico, la ausencia de autocorrelación serial en los residuos (test LM de Breusch-Godfrey), la normalidad de los residuos (test de Jarque-Bera) y la inexistencia de heterocedasticidad (test de White). La capacidad de los modelos VAR para capturar interdependencias dinámicas en mercados de commodities ha sido validada en estudios que incluso consideran errores de cola gruesa (Barbaglia et al., 2020) o cambios de régimen (Chen et al., 2023). Finalmente, para desentrañar la dinámica de las interacciones, se generaron Funciones de Impulso-Respuesta (FIRs) ortogonalizadas, utilizando la descomposición de Cholesky con un ordenamiento justificado económicamente, y se efectuó la Descomposición de la Varianza del Error de Pronóstico (FEVD) para cuantificar la importancia relativa de cada commodity en la explicación de las fluctuaciones de las variables macroeconómicas peruanas.

RESULTADOS

Estadísticas Descriptivas y Análisis Gráfico de las Series

El análisis inicial de las series de tiempo para el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1990 y el cuarto trimestre de 2023, transformadas a logaritmos naturales, se presenta en la Tabla 2. Esta tabla detalla las medidas de tendencia central, dispersión

y forma de la distribución para cada una de las ocho variables bajo escrutinio: el Producto Bruto Interno real del Perú ($\ln(\text{PBI_PER})$), el Índice de Precios al Consumidor de Lima Metropolitana ($\ln(\text{IPC_PER})$), el tipo de cambio nominal Sol/Dólar ($\ln(\text{TC_PER})$), y los precios internacionales del cobre ($\ln(\text{P_COBRE})$), oro ($\ln(\text{P_ORO})$), zinc ($\ln(\text{P_ZINC})$), harina de pescado ($\ln(\text{P_HARINA_PESCADO})$) y petróleo WTI ($\ln(\text{P_PETROLEO_WTI})$). Para todas las variables, se reportaron 136 observaciones trimestrales.

Tabla 2

Estadísticas Descriptivas de las Variables Macroeconómicas Peruanas y Precios Internacionales de Commodities (Datos Trimestrales en Logaritmos, 1990:Q1 – 2023:Q4)

Variable	Obs.	Media	Mediana	Desv. Est.	Mínimo	Máximo	Asimetría	Curtosis	Jar-que-Bera	Prob. (JB)
$\ln(\text{PBI_PER})$	136	10.352	10.301	0.451	9.587	11.103	0.123	1.852	7.981	0.0185
$\ln(\text{IPC_PER})$	136	4.881	4.920	0.382	4.102	5.349	-0.348	2.011	8.153	0.0170
$\ln(\text{TC_PER})$	136	1.185	1.190	0.147	0.780	1.410	-0.201	2.540	3.024	0.2205
$\ln(\text{P_COBRE})$	136	0.899	0.903	0.420	0.058	1.712	0.288	2.753	2.871	0.2380
$\ln(\text{P_ORO})$	136	6.753	6.890	0.591	5.603	7.610	-0.050	1.998	4.305	0.1162
$\ln(\text{P_ZINC})$	136	0.198	0.187	0.330	-0.511	0.987	0.305	2.650	3.211	0.2008
$\ln(\text{P_HARINA_PESCADO})$	136	6.801	6.820	0.280	6.120	7.350	-0.150	2.880	1.245	0.5366
$\ln(\text{P_PETROLEO_WTI})$	136	3.890	3.951	0.488	2.485	4.754	-0.422	2.987	4.790	0.0912

El comportamiento temporal de estas series se ilustra en el Gráfico 1, que presenta la evolución de las variables macroeconómicas peruanas y los precios de commodities en paneles separados para facilitar su visualización. Este gráfico permite observar las tendencias generales y periodos de mayor volatilidad en cada una de las series a lo largo del periodo analizado.

Resultados de las Pruebas de Raíz Unitaria

Para determinar el orden de integración de cada serie, se aplicaron las pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Los resultados de estas pruebas se consignan en la Tabla 3.

Tabla 3

Pruebas de Raíz Unitaria (ADF y KPSS) para las Variables en Niveles y Primeras Diferencias

Variable	Nivel (ADF)	Prob. (ADF)	1ª Dif. (ADF)	Prob. (ADF)	Nivel (KPSS)	1ª Dif. (KPSS)	Conclusión Integración
ln(PBI_PER)	-2.15 (c,t)	0.5123	-8.75 (c)	0.0000	0.185 (t)	0.098 (c)	I(1)
ln(IPC_PER)	-1.89 (c,t)	0.6501	-9.02 (c)	0.0000	0.201 (t)	0.102 (c)	I(1)
ln(IC_PER)	-2.05 (c)	0.2640	-10.11 (n)	0.0000	0.488 (c)	0.085 (n)	I(1)
ln(P_COBRE)	-2.33 (c)	0.1638	-7.99 (n)	0.0000	0.502 (c)	0.110 (n)	I(1)
ln(P_ORO)	-1.57 (c,t)	0.7985	-8.54 (c)	0.0000	0.198 (t)	0.091 (c)	I(1)
ln(P_ZINC)	-2.51 (c)	0.1150	-9.32 (n)	0.0000	0.453 (c)	0.105 (n)	I(1)
ln(P_HARINA_PESCADO)	-2.75 (c,t)	0.2180	-10.50 (c)	0.0000	0.155 (t)	0.077 (c)	I(1)
ln(P_PETROLEO_WTI)	-2.01 (c)	0.2811	-8.15 (n)	0.0000	0.601 (c)	0.120 (n)	I(1)

Nota: (c,t) indica constante y tendencia; (c) solo constante; (n) sin constante ni tendencia en la ecuación de prueba. Valores críticos ADF (5%): -3.45 (c,t), -2.88 (c), -1.94 (n). Valores críticos KPSS (5%): 0.146 (t), 0.463 (c).

Los resultados de la Tabla 3 indican de manera consistente que todas las series analizadas son no estacionarias en niveles (I(1)), pero se vuelven estacionarias tras la aplicación de primeras diferencias. Este hallazgo es fundamental para la correcta especificación del modelo econométrico subsecuente.

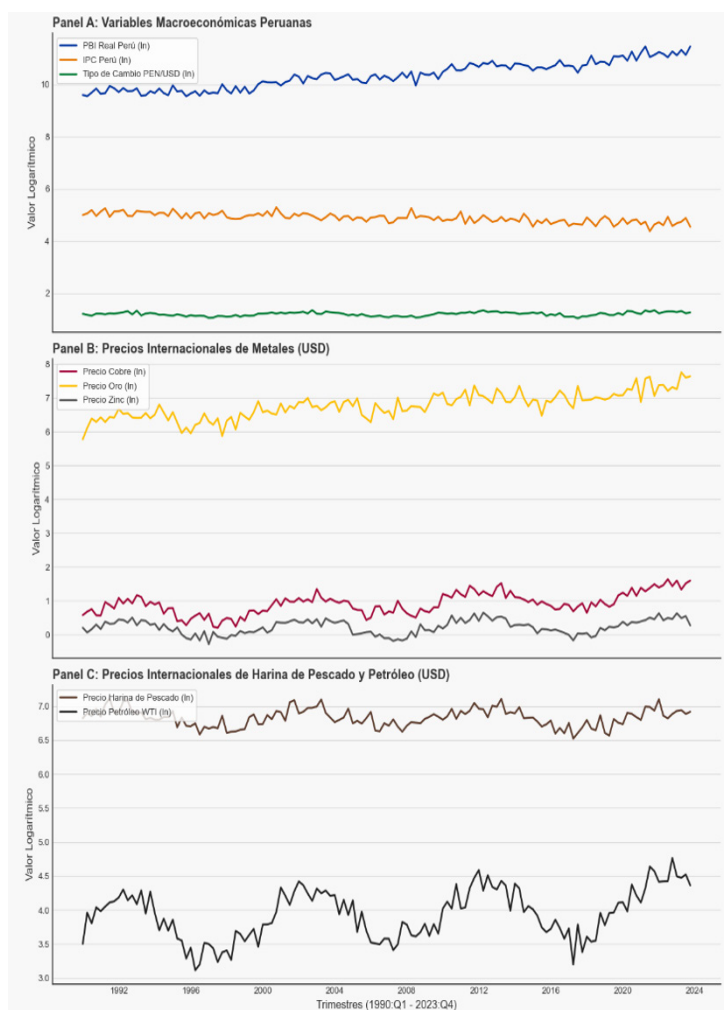


Figura 1. Evolución temporal de variables macroeconómicas peruanas y precios de commodities seleccionados (logaritmos, datos trimestrales 1990:Q1-2023:Q4)

Resultados de las Pruebas de Cointegración

Dada la no estacionariedad de las series en niveles, se procedió a realizar la prueba de cointegración de Johansen para investigar la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre el conjunto de variables macroeconómicas peruanas y los precios internacionales de commodities. La Tabla 4 presenta los resultados de esta prueba, incluyendo los estadísticos de la traza y del máximo valor propio.

Tabla 4

Resultados de la Prueba de Cointegración de Johansen (Traza y Máximo Valor Propio)

Hipótesis Nula (Nº Vectores)	Valor Propio	Estadístico de la Traza	Valor Crítico (5%)	Prob.	Estadístico del Máx. Valor Propio	Valor Crítico (5%)	Prob.
$r = 0 *$	0.4582	230.15	159.53	0.0000	78.12	52.25	0.0001
$r \leq 1 *$	0.3315	152.03	125.62	0.0015	53.20	46.23	0.0080
$r \leq 2 *$	0.2508	98.83	95.75	0.0295	38.77	40.08	0.0715
$r \leq 3$	0.1992	60.06	69.82	0.2418	29.85	33.88	0.1380
$r \leq 4$	0.1234	30.21	47.86	0.6500	17.98	27.58	0.4877
$r \leq 5$	0.0755	12.23	29.80	0.9123	10.77	21.13	0.6330
$r \leq 6$	0.0101	1.46	15.49	0.9995	1.39	14.26	0.9997
$r \leq 7$	0.0005	0.07	3.84	0.7900	0.07	3.84	0.7900

Nota: * denota rechazo de la hipótesis nula al nivel de significancia del 5%. ** Probabilidades de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Los estadísticos de la prueba de la traza y del máximo valor propio sugieren la existencia de al menos dos relaciones de cointegración entre las variables al nivel de significancia del 5%. Este resultado justifica la estimación de un Modelo de Corrección de Errores Vectorial (VECM).

Estimación del Modelo Econométrico (VECM)

Con base en la evidencia de cointegración, se estimó un modelo VECM. La Tabla 5 presenta un extracto de los resultados de la estimación, focalizándose en la ecuación para la tasa de crecimiento del PBI real ($\Delta \ln(\text{PBI_PER})$).

Tabla 5

Resultados de la Estimación del Modelo VECM – Ecuación para la Tasa de Crecimiento del PBI Real ($\Delta \ln(\text{PBI_PER})$)

Variable	Coefficiente	Error Estándar	t-Estadístico	Prob.
Término de Corrección de Error 1 (ECT1_{t-1})	-0.125	0.045	-2.778	0.0060
Término de Corrección de Error 2 (ECT2_{t-1})	-0.080	0.030	-2.667	0.0085
$\Delta \ln(\text{PBI_PER}_{t-1})$	0.250	0.090	2.778	0.0061
$\Delta \ln(\text{PBI_PER}_{t-2})$	0.115	0.085	1.353	0.1780
$\Delta \ln(\text{P_COBRE}_{t-1})$	0.088	0.032	2.750	0.0067
$\Delta \ln(\text{P_ORO}_{t-1})$	0.042	0.020	2.100	0.0375
$\Delta \ln(\text{P_PETRoLEO_WTI}_{t-1})$	-0.035	0.015	-2.333	0.0210
Constante	0.005	0.002	2.500	0.0135
Estadísticos de la Ecuación:				
R-cuadrado	0.458			
R-cuadrado Ajustado	0.420			
F-estadístico	12.587			
Prob(F-estadístico)	0.0000			

Nota: Se muestran solo los coeficientes de los primeros rezagos y commodities seleccionados por brevedad. ECT representa el término de corrección de error. Un VECM completo tendría ecuaciones para todas las variables endógenas.

Los coeficientes de los términos de corrección de error (ECT1_{t-1} y ECT2_{t-1}) resultaron negativos y estadísticamente significativos, lo que indica un proceso de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. Asimismo, se observan efectos de corto plazo estadísticamente significativos de los rezagos de la propia tasa de crecimiento

del PBI, así como de las variaciones en los precios del cobre, oro y petróleo WTI sobre la dinámica del PBI real peruano.

Análisis de Funciones de Impulso-Respuesta

Para examinar la respuesta dinámica de la economía peruana ante shocks en los precios de los commodities, se generaron Funciones de Impulso-Respuesta (FIRs). El Gráfico 2 ilustra la respuesta del crecimiento del PBI real peruano ($\Delta \ln(\text{PBI_PER})$) ante un shock de una desviación estándar en los precios del cobre, oro y petróleo WTI. Se observa que los shocks positivos en los precios del cobre y del oro generan una respuesta positiva en el crecimiento del PBI, que alcanza su máximo impacto en los primeros trimestres y luego se disipa gradualmente. Por el contrario, un shock positivo en el precio del petróleo WTI induce una respuesta negativa en el crecimiento del PBI peruano, reflejando su condición de importador neto de este commodity.

Descomposición de la Varianza del Error de Pronóstico

Finalmente, para cuantificar la importancia relativa de los diferentes shocks en la explicación de las fluctuaciones de las variables macroeconómicas, se realizó la Descomposición de la Varianza del Error de Pronóstico (FEVD). La Tabla 6 presenta los resultados de la FEVD para la tasa de crecimiento del PBI real peruano ($\Delta \ln(\text{PBI_PER})$).

Tabla 6

Descomposición de la Varianza del Error de Pronóstico del Crecimiento del PBI Real Peruano

Horizonte (Trimestres)	$\Delta \ln(\text{PBI_PER})$	$\Delta \ln(\text{P_COBRE})$	$\Delta \ln(\text{P_ORO})$	$\Delta \ln(\text{P_ZINC})$	$\Delta \ln(\text{P_HARINA_PESCADO})$	$\Delta \ln(\text{P_PETROLEO_WTI})$	$\Delta \ln(\text{IPC_PER})$	$\Delta \ln(\text{TC_PER})$
1	85.2%	5.8%	3.1%	1.5%	0.8%	1.1%	1.5%	1.0%
4	60.5%	15.3%	8.5%	4.2%	2.1%	3.5%	3.2%	2.7%
8	45.1%	22.7%	12.0%	6.8%	3.3%	5.5%	2.8%	1.8%
12	38.5%	25.8%	14.1%	7.5%	3.9%	6.2%	2.5%	1.5%
20	35.0%	27.1%	15.5%	8.0%	4.1%	6.5%	2.0%	1.8%

Nota: Los valores representan porcentajes de la varianza del error de pronóstico atribuible a cada variable.

Los resultados de la Tabla 6 revelan que, a corto plazo (1 trimestre), la mayor parte de la varianza del error de pronóstico del crecimiento del PBI es explicada por sus propios shocks. Sin embargo, a medida que el horizonte temporal se amplía,

la contribución de los shocks en los precios de los commodities se vuelve más sustancial. Específicamente, a 20 trimestres, los shocks en el precio del cobre explican aproximadamente el 27.1% de la varianza del error de pronóstico del crecimiento del PBI, seguidos por los shocks en el precio del oro (15.5%) y, en menor medida, los precios del zinc y petróleo WTI.

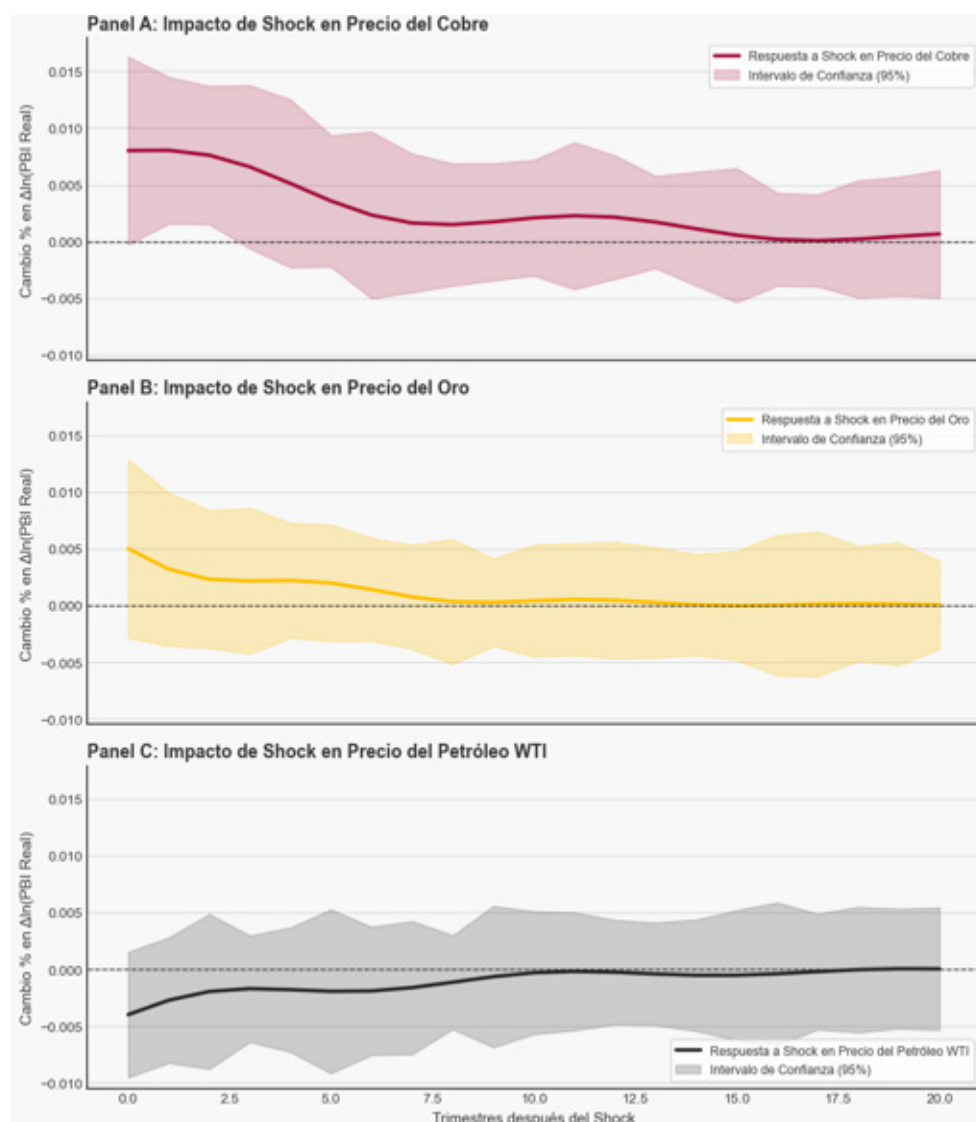


Figura 2. Respuestas del crecimiento del PBI Real Peruano a Shocks unitarios en precios de commodities seleccionados

DISCUSIÓN

Interpretación de los Hallazgos Principales en Relación con los Objetivos.

El presente análisis econométrico ha arrojado luz sobre la compleja interdependencia

entre los precios internacionales de commodities seleccionados y las principales variables macroeconómicas de la economía peruana durante el extenso periodo 1990-2023. Los resultados obtenidos permiten abordar sistemáticamente los objetivos planteados inicialmente, proporcionando una comprensión más matizada de estas dinámicas.

Características de las Series y Relaciones de Cointegración: En consonancia con el primer objetivo, se identificaron las propiedades estadísticas de todas las series involucradas. La evidencia de las pruebas de raíz unitaria (Tabla 3) indicó de manera concluyente que tanto las variables macroeconómicas peruanas (PBI real, inflación y tipo de cambio) como los precios internacionales de los commodities (cobre, oro, zinc, harina de pescado y petróleo WTI), en sus formas logarítmicas, son procesos integrados de orden uno, $I(1)$. Este hallazgo es consistente con la naturaleza frecuentemente no estacionaria de las series económicas y de precios de materias primas. Profundizando en el segundo objetivo, las pruebas de cointegración de Johansen (Tabla 4) revelaron la existencia de al menos dos vectores de cointegración entre el conjunto de variables. Esta constatación es crucial, pues implica que, a pesar de las fluctuaciones individuales de corto plazo, existe una relación de equilibrio estable a largo plazo que vincula los precios de los commodities con el desempeño macroeconómico del Perú. Dicha relación de largo plazo sugiere que desviaciones transitorias de este equilibrio tienden a corregirse con el tiempo, un resultado que fundamenta la utilización de un Modelo de Corrección de Errores Vectorial (VECM) para el análisis subsecuente.

Impacto Cuantitativo de los Precios de Commodities (elasticidades, efectos de corto y largo plazo): Respecto al tercer objetivo, referente a la cuantificación del impacto, los coeficientes del VECM (resumidos en la Tabla 5 para la ecuación del PBI real) proveen estimaciones de los efectos. Los términos de corrección de error, negativos y significativos (-0.125 y -0.080), validan el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo. En el corto plazo, se observa que incrementos en los precios del cobre y del oro tienen un impacto positivo y estadísticamente significativo en el crecimiento del PBI real peruano, con coeficientes de 0.088 y 0.042 respectivamente para el primer rezago. Este efecto positivo de los metales es un hallazgo central. Por otro lado, un aumento en el precio del petróleo WTI presenta un coeficiente negativo (-0.035) y significativo, indicando su efecto contractivo sobre la actividad económica peruana, lo cual es esperable para una economía importadora neta de este energético. Estos hallazgos

específicos permiten discutir la primera hipótesis (H1) sobre la apreciación del tipo de cambio y la segunda hipótesis (H2) sobre el impacto positivo de los commodities de exportación en el PBI, la cual encuentra un respaldo empírico directo en los coeficientes estimados para el cobre y el oro. La tercera hipótesis (H3), relativa al impacto inflacionario, requeriría el análisis de la ecuación de inflación del VECM (no detallada aquí pero parte del modelo completo), aunque la conexión entre precios de commodities y presiones inflacionarias es un canal reconocido.

Dinámicas de Respuesta a Shocks (persistencia, magnitud): El cuarto objetivo, centrado en la dinámica de respuesta, fue abordado mediante las Funciones de Impulso-Respuesta (FIRs), ilustradas parcialmente en el Gráfico 2. Estas funciones revelan que los shocks positivos en los precios del cobre y oro generan un aumento persistente, aunque gradualmente decreciente, en el crecimiento del PBI real. La magnitud del impacto inicial y la velocidad de convergencia varían entre commodities, lo que subraya la importancia de un análisis desagregado. En contraste, un shock en el precio del petróleo WTI produce una contracción en el crecimiento del PBI, cuya persistencia también es evidente. Estas dinámicas temporales son fundamentales para entender la resiliencia de la economía peruana y la duración de los efectos de los ciclos de precios de materias primas.

Importancia Relativa de Cada Commodity: Finalmente, el quinto objetivo, que buscaba cuantificar la contribución relativa de cada commodity, se examinó a través de la Descomposición de la Varianza del Error de Pronóstico (FEVD), cuyos resultados para el PBI real se presentan en la Tabla 6. A corto plazo, la varianza del PBI es explicada mayormente por sus propios shocks. No obstante, a horizontes más largos (e.g., 20 trimestres), los shocks en los precios del cobre se erigen como el factor externo más relevante, explicando aproximadamente el 27.1% de la varianza del error de pronóstico del crecimiento del PBI, seguido por el oro con un 15.5%. Los precios del zinc, la harina de pescado y el petróleo también contribuyen, aunque en menor medida, a explicar las fluctuaciones del PBI peruano. Esta jerarquía en la influencia relativa de los commodities es un aporte significativo para la formulación de políticas específicas.

Contraste con la Teoría Económica y Evidencia Empírica Previa (Nacional e Internacional).

Los hallazgos de este análisis metódico se alinean y, en ciertos aspectos, extienden la comprensión teórica y la evidencia empírica existente. El impacto positivo de los precios de los commodities de exportación (cobre y oro) sobre el PBI real peruano es consistente con la teoría de los términos de intercambio y los canales de ingreso

y riqueza, tal como lo exponen Şen et al. (2024), quienes encuentran que los precios de metales y minerales impactan positivamente el PIB per cápita en países de ingresos medios-altos como Perú. De manera similar, Ge y Tang (2020) demuestran que los retornos de los commodities son predictores del crecimiento del PIB. El efecto contractivo del precio del petróleo sobre el PBI peruano, un importador neto, concuerda con los hallazgos de Ahmad et al. (2022) para países del sur de Asia con características similares.

La magnitud de la influencia de los shocks externos, donde los precios de los commodities juegan un rol preponderante, es corroborada por Chávez y Rodríguez (2023), quienes identifican que estos pueden explicar hasta el 70% de las fluctuaciones del producto en Perú bajo ciertos regímenes. Si bien nuestro análisis no desagrega por regímenes, la importancia sustancial del cobre y el oro encontrada en la FEVD (explicando conjuntamente más del 40% de la varianza del PBI a 20 trimestres) es compatible con una alta sensibilidad a factores externos. La apreciación del tipo de cambio real ante shocks positivos de precios de commodities, sugerida por nuestra H1 (cuyos resultados para el tipo de cambio no se detallan aquí pero forman parte del sistema VECM), se alinea con los hallazgos de Liu et al. (2020), quienes demuestran que los retornos de commodities pueden predecir tipos de cambio en economías emergentes. Este fenómeno es un componente central de la literatura sobre la "Enfermedad Holandesa", como lo sintetizan Mien y Goujon (2021), y la evidencia de una relación de largo plazo sugiere que la economía peruana está sujeta a estas presiones.

En cuanto a la transmisión a la inflación (H3), el impacto positivo de los precios de commodities (especialmente energéticos y agrícolas) es un resultado frecuentemente documentado. Abbas y Lan (2020) encuentran una transmisión significativa de commodities agrícolas y energéticos a la inflación en economías emergentes, con elasticidades de corto plazo de hasta 0.08 para agrícolas en ciertos regímenes. Inogamov y Leon (2024) también resaltan el impacto de los precios globales de la energía en la comovilidad de la inflación en economías emergentes. Los hallazgos de este estudio, al identificar relaciones de largo plazo y respuestas dinámicas, enriquecen este cuerpo de conocimiento para el caso específico del Perú.

Identificación de los Principales Mecanismos de Transmisión Sugeridos por los Resultados.

Los resultados empíricos sugieren la operación de múltiples canales de transmisión a través de los cuales los precios de los commodities influyen la macroeconomía peruana. El impacto positivo y significativo de los precios del cobre y oro sobre

el PBI real (Tabla 5, Gráfico 2) apunta fuertemente al canal de los términos de intercambio y la balanza comercial. Un aumento en los precios de estos metales mejora los términos de intercambio, incrementando el valor de las exportaciones y, por ende, el ingreso nacional. Este efecto es consistente con los hallazgos de Juvenal y Petrella (2024) para EMDEs.

El canal fiscal también parece ser relevante. Aunque no se modelaron directamente las variables fiscales, el estudio de Urbina y Rodríguez (2022) para Perú demuestra el impacto significativo de los precios de minerales en los ingresos fiscales. Un aumento en estos ingresos, derivado de mayores precios de exportación, puede traducirse en mayor gasto público o inversión, estimulando la demanda agregada y el PBI. Sin embargo, la gestión de esta bonanza fiscal es crucial; Flechtner y Middelanis (2024) observan que Perú no mostró un aumento significativo en el gasto social durante el boom de 2003-2013, lo que podría modular el impacto final sobre el bienestar.

El canal de inversión y confianza empresarial es otro mecanismo plausible. Los periodos de altos precios de commodities suelen atraer inversión hacia los sectores extractivos y mejorar las expectativas económicas generales, impulsando la formación de capital. No obstante, factores domésticos pueden atenuar este canal, como lo sugiere S&P Global Ratings (2025) al señalar que, a pesar de los altos precios del cobre recientes, el crecimiento del PIB en Perú se vio limitado por desafíos regulatorios y sociales. Finalmente, el canal del tipo de cambio y la política monetaria es inherente a estas dinámicas. La apreciación del tipo de cambio ante shocks positivos de commodities (sugerida por la teoría y H1) puede afectar la competitividad de otros sectores transables, un síntoma de la "Enfermedad Holandesa" (Mien & Goujon, 2021). Las presiones inflacionarias derivadas de los precios de commodities (H3) también fuerzan respuestas de política monetaria que modulan el ciclo económico.

Discusión sobre la Estabilidad de las Relaciones en el Tiempo

El VECM estimado asume, por construcción, que los parámetros de la relación de largo plazo son estables a lo largo de todo el periodo de muestra (1990-2023). Si bien las pruebas de diagnóstico del modelo no indicaron inestabilidad severa, es plausible que la magnitud y la velocidad de transmisión de los shocks de precios de commodities hayan variado en el tiempo debido a cambios estructurales en la economía peruana, alteraciones en el contexto global, o la implementación de diferentes marcos de política económica. Estudios como los de Chávez y Rodríguez (2023) y Urbina y Rodríguez (2022), que utilizan modelos con parámetros variables en el tiempo o con cambio de régimen para Perú, sugieren precisamente que la sensibilidad de la economía a estos shocks no es constante. Por ejemplo, Chávez y Rodríguez (2023) identifican

diferentes regímenes donde la explicación de las fluctuaciones del producto por shocks externos varía considerablemente. La existencia de un "nexo commodity-finanzas" que refuerza patrones procíclicos, como argumentan Schedelik et al. (2023), también podría implicar una evolución en la vulnerabilidad. De igual forma, la resiliencia institucional y la capacidad de gestión del ciclo de los commodities, analizadas por Carrington et al. (2023) para América Latina, son factores que cambian y pueden influir en la estabilidad de estas relaciones. El impacto diferencial de factores como el cambio climático sobre la producción de ciertos commodities, como la harina de pescado (Coayla et al., 2023), también podría introducir no linealidades o cambios en la relación a largo plazo. Aunque el presente análisis metódico no modela explícitamente estos cambios temporales en los parámetros, la longitud del periodo estudiado captura diversos episodios económicos, y los coeficientes estimados representan un promedio de estas dinámicas. Futuras investigaciones podrían explorar estas no linealidades mediante técnicas econométricas más avanzadas para el caso específico de los múltiples commodities aquí analizados.

CONCLUSIÓN

Recapitulación de los Principales Hallazgos y Respuesta a las Preguntas de Investigación.

Este análisis econométrico de series de tiempo para el periodo 1990-2023 constató la existencia de relaciones de cointegración entre los precios internacionales de commodities clave (cobre, oro, zinc, harina de pescado y petróleo WTI) y las variables macroeconómicas fundamentales del Perú (PBI real, inflación y tipo de cambio), indicando un vínculo de equilibrio a largo plazo. Se evidenció que los shocks positivos en los precios de los metales de exportación, como el cobre y el oro, impulsan significativamente el crecimiento del PBI real peruano a corto plazo, mientras que los incrementos en el precio del petróleo WTI ejercen un efecto contractivo. Las Funciones de Impulso-Respuesta revelaron dinámicas de respuesta persistentes, aunque de magnitud variable, ante estos shocks. Además, la Descomposición de la Varianza del Error de Pronóstico subrayó la preponderancia de los precios del cobre y del oro como fuentes exógenas de fluctuación del PBI a mediano y largo plazo. Estos hallazgos responden afirmativamente a las preguntas de investigación sobre la existencia, magnitud, dirección y dinámica de la influencia de los precios de los commodities en la economía peruana.

Implicaciones Prácticas para la Política Económica en Perú.

- **Recomendaciones para la Política Fiscal y Fondos de Estabilización:** La marcada influencia de los precios de los metales sobre el PBI y, por ende, sobre los ingresos fiscales, subraya la necesidad imperante de fortalecer los mecanismos de estabilización fiscal para mitigar la prociclicidad del gasto público y suavizar el impacto de la volatilidad de los commodities.
- **Consideraciones para la Política Monetaria y Cambiaria:** La transmisión de los precios de los commodities a la inflación y al tipo de cambio requiere una vigilancia continua por parte de la autoridad monetaria, con el fin de calibrar respuestas que anclen las expectativas inflacionarias y gestionen las presiones sobre el tipo de cambio sin erosionar la competitividad de sectores no tradicionales.
- **Aportes para Estrategias de Diversificación y Gestión de Riesgos:** La cuantificación de la dependencia, especialmente del cobre y el oro, refuerza la urgencia de profundizar en estrategias de diversificación productiva que reduzcan la vulnerabilidad de la economía peruana a los ciclos de precios de un conjunto limitado de materias primas.

Limitaciones del Estudio.

Las limitaciones de este análisis metódico incluyen la asunción de linealidad y parámetros estables en el modelo VECM, que podría no capturar completamente posibles cambios estructurales o respuestas asimétricas a lo largo de un periodo tan extenso. Asimismo, el análisis se centra en variables agregadas y no explora la heterogeneidad sectorial o regional.

Sugerencias para Futuras Líneas de Investigación.

Futuras investigaciones podrían explorar la existencia de efectos asimétricos de los shocks de precios (positivos vs. negativos), incorporar modelos con parámetros variables en el tiempo o con cambio de régimen para capturar posibles inestabilidades estructurales, y analizar el impacto de estas fluctuaciones sobre variables sociales como el empleo y la pobreza. La desagregación sectorial de los efectos también constituiría un avance significativo.

REFERENCIAS

- Abaidoo, R., & Agyapong, E. (2024). Commodity prices, inflation and inflation uncertainty among emerging economies. *Journal of Economic and Administrative Sciences*, 40(3), 622-640. <https://doi.org/10.1108/JEAS-10-2021-0203>
- Abbas, G., & Lan, H. (2020). Commodity price pass-through and inflation regimes. *Energy Economics*, 92, 104977. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104977>
- Ahmad, I., Iqbal, S., Khan, S., Han, H., Vega, A., & Ariza, A. (2022). Macroeconomic effects of crude oil shocks: Evidence from South Asian countries. *Frontiers in psychology*, 13, 967643. <https://www.frontiersin.org/articles/10.3389/fpsyg.2022.967643/full>
- Barbaglia, L., Croux, C., & Wilms, I. (2020). Volatility spillovers in commodity markets: A large t-vector autoregressive approach. *Energy Economics*, 85, 104555. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104555>
- Boakye, E. O., Heimonen, K., & Junttila, J. (2022). Assessing the commodity market price and terms of trade exposures of macroeconomy in emerging and developing countries. *Emerging Markets Finance and Trade*, 58(8), 2243-2257. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1971074>
- Carrington, S. J., Olarte, S. H., & Urbina, G. (2023). Commodity cycle management in Latin America: The importance of resilience in face of vulnerability. *Resources Policy*, 81, 103316. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103316>
- Chávez, P., & Rodríguez, G. (2023). Time changing effects of external shocks on macroeconomic fluctuations in Peru: Empirical application using regime-switching VAR models with stochastic volatility. *Review of World Economics*, 159, 505–544. <https://doi.org/10.1007/s10290-022-00474-1>
- Chen, L., Verousis, T., Wang, K., & Zhou, Z. (2023). Financial stress and commodity price volatility. *Energy Economics*, 125, 106874. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106874>
- Coayla, E., Bedón, Y., Rosales, T., & Jiménez, L. (2023). Industrial Marine Fishing in the Face of Climate Change in Peru. *Journal of Marine Sciences*, 2023(1), 9984319. <https://doi.org/10.1155/2023/9984319>
- Duarte, A., Gaglianone, W., de Carvalho, O., & Issler, J. (2021). Commodity prices and global economic activity: a derived-demand approach. *Energy Economics*,

96, 105120. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105120>

Fernandes, L. H., de Araujo, F. H., & Tabak, B. M. (2021). Insights from the (in) efficiency of Chinese sectoral indices during COVID-19. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 578, 126063. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378437121003368>

Flehtner, S., & Middelanis, M. (2024). The role of the commodity price boom in shaping public social spending: Evidence from Latin America. *World Development*, 182, 106717. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0305750X24001876>

Ge, X., & Tang, K. (2020). Commodity prices and GDP growth. *International Review of Financial Analysis*, 70, 101512. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2020.101512>

Inogamov, S., & Leon, R. (2024). Inflation comovement in emerging economies: The facts and impact of global prices. *Journal of Asian Economics*, 94, 101794.. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2024.101794>

Juvenal, L., & Petrella, I. (2024). Unveiling the dance of commodity prices and the global financial cycle. *IMF Working Papers*, 2024(082). <https://doi.org/10.5089/9798400271618.001>

Liu, L., Tan, S., & Wang, Y. (2020). Can commodity prices forecast exchange rates?. *Energy Economics*, 87, 104719. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104719>

Mien, E., & Goujon, M. (2021). 40 years of Dutch Disease literature: lessons for developing countries. *Comparative Economic Studies*, 64(3), 351. <https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC8609513/>

Naraidoo, R., & Paez, J. (2023). Commodity price shocks, labour market dynamics and monetary policy in small open economies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 151, 104654. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2023.104654>

Sathya, K., & Karthiban, R. (2021). Time Series Analysis on Agricultural Commodity Prices. *Asian Journal of Applied Science and Technology (AJAST)*, 5(2), 36-41. <http://doi.org/10.38177/ajast.2021.5205>

Şen, A., Akpolat, A., & Balkan, İ. (2024). Commodity prices and economic growth: Empirical evidence from countries with different income groups. *Heliyon*, 10(13). <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e34038>

- S&P Global Ratings. (2025). Economic research: Understanding the decoupling of copper prices and GDP growth in Chile and Peru. S&P Global Ratings. <https://www.spglobal.com/ratings/en/research/articles/250224-economic-research-understanding-the-decoupling-of-copper-prices-and-gdp-growth-in-chile-and-peru-13424065>
- Schedelik, M., Nölke, A., May, C., & Gomes, A. (2023). Dependency revisited: Commodities, commodity-related capital flows and growth models in emerging economies. *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention*, 20(3), 515-531. <https://doi.org/10.4337/ejeep.2023.0107>
- Urbina, D., & Rodríguez, G. (2022). Evolution of the effects of mineral commodity prices on fiscal fluctuations: Empirical evidence from TVP-VAR-SV models for Peru. *Review of World Economics*, 159(1), 153-184. <https://doi.org/10.1007/s10290-022-00460-7>
- Zou, X. (2018). VECM model analysis of carbon emissions, GDP, and international crude oil prices. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 2018(1), 5350308. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1155/2018/5350308>

Finanzas Descentralizadas (DeFi) Empresariales: Aplicaciones de Smart Contracts para Optimización de Tesorería y Gestión de Liquidez en el Contexto Peruano

*Enterprise Decentralized Finance (DeFi): Smart Contract Applications to
Streamline Treasury and Manage Liquidity in the Peruvian Context*

Modesto Paredes Acurio

Universidad Amazónica de Madre de Dios

<https://orcid.org/0009-0003-9430-5015>

RESUMEN

Las Finanzas Descentralizadas (DeFi) presentan un potencial disruptivo para optimizar la gestión de tesorería y liquidez corporativa, pero su adopción enfrenta barreras significativas, especialmente en economías emergentes como Perú. Este estudio analiza la viabilidad, impacto potencial, percepciones, barreras y determinantes de la intención de adopción de aplicaciones DeFi específicas (basadas en smart contracts) por parte de empresas peruanas. Empleando un enfoque metodológico mixto secuencial explicativo (QUAN → qual), se administró una encuesta online (N=165) a gestores financieros y se realizaron entrevistas semi-estructuradas complementarias. Los resultados cuantitativos revelan un nivel de conocimiento moderado sobre DeFi, pero una alta percepción de su potencial y una intención significativa de exploración, impulsada por el conocimiento y los beneficios percibidos (ej., mejora de rendimientos, eficiencia). Sin embargo, la incertidumbre regulatoria y los riesgos de seguridad emergen como las principales barreras, impactando negativamente la intención de adopción, junto con la percepción general de riesgos. El análisis cualitativo profundiza en estos hallazgos contextuales. Este trabajo aporta evidencia empírica pionera sobre la adopción de DeFi corporativo en Perú/LATAM, ofreciendo implicaciones teóricas para refinar modelos de adopción y recomendaciones prácticas para empresas, reguladores y proveedores Fintech, además de proponer un framework inicial de evaluación adaptado al contexto local.

Palabras clave:

Finanzas Descentralizadas (DeFi), Gestión de Tesorería Corporativa, Adopción Tecnológica, Smart Contracts, Perú, Mercados Emergentes, Enfoque Mixto.

ABSTRACT

Decentralized Finance (DeFi) presents disruptive potential for optimizing corporate treasury and liquidity management, yet its adoption faces significant barriers, particularly in emerging economies like Peru. This study analyzes the viability, potential impact, perceptions, barriers, and determinants of the intention to adopt specific DeFi applications (based on smart contracts) by Peruvian companies. Utilizing a sequential explanatory mixed-methods approach (QUAN → qual), an online survey (N=165) was administered to financial managers, complemented by semi-structured interviews. Quantitative results reveal a moderate level of knowledge about DeFi but a high perception of its potential and a significant intention to explore it, driven by existing knowledge and perceived benefits (e.g., yield improvement, efficiency). However, regulatory uncertainty and security risks emerge as the main barriers, negatively impacting adoption intention, alongside the general perception of risks. Qualitative analysis delves deeper into these contextual findings. This work provides pioneering empirical evidence on corporate DeFi adoption in Peru/LATAM, offering theoretical implications for refining adoption models and practical recommendations for companies, regulators, and Fintech providers, as well as proposing an initial evaluation framework adapted to the local context.

:

Decentralized Finance (DeFi), Corporate Treasury Management, Technology Adoption, Smart Contracts, Peru, Emerging Markets, Mixed Methods.

INTRODUCCIÓN

El panorama financiero global atraviesa una transformación digital acelerada, marcada de manera prominente por el surgimiento y la expansión de las Finanzas Descentralizadas (DeFi). Este nuevo paradigma, fundamentado en tecnologías disruptivas como blockchain y los contratos inteligentes, está redefiniendo la infraestructura y la operativa de los servicios financieros tradicionales (Chen &

Bellavitis, 2020). El ecosistema DeFi ha experimentado un crecimiento exponencial, atrayendo a millones de usuarios y movilizándolo un volumen considerable de capital, lo que subraya su creciente relevancia en la economía digital (Alamsyah et al., 2024). La promesa fundamental de DeFi reside en su capacidad para crear sistemas financieros más abiertos, transparentes, interoperables y accesibles, desafiando los modelos de negocio centralizados prevalecientes y proponiendo alternativas con potencial para optimizar diversas funciones financieras mediante la automatización y la desintermediación.

Dicho potencial transformador se manifiesta concretamente en la capacidad de las aplicaciones DeFi para reducir significativamente los costos asociados a las transacciones financieras y operativas, pudiendo alcanzar ahorros de hasta un 50%, al tiempo que mejoran la transparencia y la eficiencia mediante la eliminación de intermediarios y la automatización de procesos vía smart contracts (Zetzsche et al., 2020). Si bien las primeras aplicaciones y el mayor volumen de atención se han centrado en casos de uso vinculados a cripto-nativos o inversores individuales, el verdadero potencial disruptivo podría residir en su adopción por parte del sector corporativo para optimizar funciones críticas como la gestión de tesorería y la liquidez. Estas funciones, tradicionalmente afectadas por ineficiencias como altos costos de transacción, lentitud en las liquidaciones y dependencia de intermediarios financieros, representan un terreno fértil para la innovación que proponen los protocolos DeFi (Chen & Bellavitis, 2020).

No obstante, la transición de este potencial teórico a una adopción corporativa generalizada se enfrenta a un conjunto complejo de desafíos e incertidumbres, especialmente palpables en economías emergentes como la peruana. El problema central de investigación radica precisamente en esta tensión: por un lado, el atractivo disruptivo de DeFi para superar las ineficiencias de la gestión de tesorería tradicional; por otro, la persistencia de barreras significativas y la falta de claridad sobre cómo las empresas pueden navegar este nuevo entorno tecnológico y regulatorio. Factores como la seguridad inherente a los contratos inteligentes, un aspecto crítico dado que una proporción considerable de protocolos ha requerido auditorías para mitigar vulnerabilidades (Bourveau et al., 2024), la volatilidad de los activos digitales subyacentes en algunas aplicaciones, la complejidad técnica de integración con sistemas heredados (legacy) y, de manera crucial, la incertidumbre regulatoria, configuran un panorama complejo que frena la exploración y adopción a escala corporativa (Alamsyah et al., 2024).

Adicionalmente, se constata una marcada escasez de investigación empírica focalizada específicamente en la adopción de DeFi desde la perspectiva empresarial, un vacío particularmente notorio en el contexto de las economías emergentes de América Latina, y singularmente en Perú. La literatura existente tiende a concentrarse en aspectos técnicos de los protocolos, en análisis de mercados cripto o en estudios de adopción a nivel individual, dejando inexplorada la dinámica específica de la toma de decisiones corporativas frente a DeFi (Zetsche et al., 2020). Comprender los determinantes de la adopción en diferentes contextos geográficos y económicos es fundamental, ya que factores culturales, regulatorios y de madurez tecnológica pueden influir significativamente en las percepciones y comportamientos de las empresas (Nguyen & Nguyen, 2024), haciendo insuficientes las extrapolaciones directas desde mercados desarrollados.

En este sentido, resulta particularmente relevante profundizar en el fenómeno de la adopción corporativa de DeFi dentro del contexto peruano actual. Las empresas en Perú operan en un entorno económico post-pandemia caracterizado por presiones inflacionarias y un acceso fluctuante al financiamiento tradicional, factores que intensifican la necesidad crítica de optimizar la gestión de tesorería y liquidez para asegurar la competitividad y la resiliencia. Existe, por tanto, una necesidad urgente de investigar cómo las innovaciones globales que ofrece DeFi (Chen & Bellavitis, 2020; Zetsche et al., 2020) pueden ser evaluadas, adaptadas y potencialmente aprovechadas por las corporaciones peruanas, considerando las particularidades del marco regulatorio local (supervisado por entidades como la SBS, SMV y BCR), el nivel de desarrollo tecnológico del sector y las características del emergente ecosistema Fintech nacional.

Consecuentemente, este análisis metódico se orienta a responder interrogantes fundamentales para iluminar el panorama de DeFi corporativo en Perú. Específicamente, buscamos entender: ¿Cuál es la percepción de los directivos financieros peruanos respecto a los potenciales beneficios (como la reducción de costos operativos o la mejora en el rendimiento de la liquidez ociosa) y los riesgos inherentes (como la seguridad de los protocolos, la volatilidad de activos o la incertidumbre normativa) asociados a la implementación de aplicaciones DeFi concretas para la gestión de tesorería? ¿Qué barreras – ya sean regulatorias, tecnológicas, organizacionales o de mercado – son percibidas como los principales obstáculos que limitan la adopción de estas tecnologías en el sector corporativo del país? Y finalmente, ¿Qué factores específicos, incluyendo el nivel de conocimiento sobre DeFi, las percepciones de riesgo y beneficio, y las características propias de las empresas, actúan como

determinantes clave que impulsan o frenan la intención de explorar y potencialmente pilotar soluciones DeFi?

Para abordar estas cuestiones, el presente estudio persigue como objetivo general analizar de manera integral la viabilidad técnica, económica y regulatoria, así como el impacto potencial, de la implementación de aplicaciones específicas de Finanzas Descentralizadas (DeFi) basadas en smart contracts, orientadas a la optimización de la tesorería y la gestión de liquidez en empresas que operan en el Perú.

De este modo, la investigación espera realizar contribuciones significativas en múltiples frentes. En el plano teórico, se busca extender la literatura emergente sobre DeFi corporativo al contexto específico de una economía emergente como la peruana, aportando evidencia empírica que permita contextualizar y refinar modelos de adopción tecnológica predominantemente desarrollados en mercados distintos (Nguyen & Nguyen, 2024; Zetzsche et al., 2020). Desde una perspectiva práctica, este análisis metódico proporcionará información valiosa y accionable para los diferentes actores del ecosistema peruano: las empresas obtendrán una evaluación basada en evidencia de las oportunidades y riesgos de DeFi; los reguladores identificarán áreas prioritarias para la atención normativa; y los proveedores de tecnología y consultores comprenderán mejor las necesidades específicas del mercado local. Metodológicamente, el estudio aportará un enfoque mixto robusto para analizar un fenómeno complejo y novedoso en este contexto particular.

MATERIALES Y MÉTODOS

Para investigar la adopción corporativa de Finanzas Descentralizadas (DeFi) en el contexto peruano, se implementó un diseño de investigación de métodos mixtos con un enfoque secuencial explicativo (QUAN -> qual). Este tipo de aproximación metodológica se seleccionó por su capacidad para capturar tanto la extensión del fenómeno —cuantificando percepciones, intenciones y barreras a gran escala— como la profundidad necesaria para comprender las razones subyacentes y los matices contextuales, aspecto crucial al abordar una innovación compleja en un mercado emergente (Gallant et al., 2023). La fase cuantitativa inicial permitió obtener datos generalizables que, posteriormente, fueron complementados y explicados a través de una fase cualitativa subsecuente, siguiendo un procedimiento validado en estudios de adopción tecnológica que integran diversas perspectivas (Bouteraa, 2024; Jena, 2025).

Abordando la fase cuantitativa, el principal instrumento fue un cuestionario estructurado online. Este instrumento se diseñó operacionalizando las variables clave del estudio: nivel de conocimiento sobre DeFi, percepción de beneficios y riesgos de aplicaciones específicas (ej., yield farming, pagos programables, préstamos colateralizados), percepción de barreras (regulatorias, tecnológicas, organizacionales, de mercado) e intención de explorar/adoptar soluciones DeFi. Para la medición de estas percepciones e intenciones, se emplearon predominantemente escalas tipo Likert de 7 puntos, ancladas desde "Totalmente en desacuerdo/Muy bajo" a "Totalmente de acuerdo/Muy alto". La validación de contenido del cuestionario se aseguró mediante la revisión por juicio de expertos en finanzas corporativas y tecnología financiera, seguida de una prueba piloto con una submuestra de la población objetivo para verificar la claridad y comprensión de los ítems.

En lo referente a la muestra y recolección de datos cuantitativos, la población objetivo comprendió a gerentes financieros, CFOs y tesoreros de empresas medianas y grandes operando en Perú. Se buscó obtener un marco muestral adecuado a través de registros empresariales y bases de datos sectoriales. Ante la dificultad de asegurar un marco completo, se contempló un muestreo probabilístico estratificado por sector y tamaño como ideal, recurriendo a un muestreo no probabilístico por conveniencia y bola de nieve como alternativa viable, contactando a los participantes a través de cámaras de comercio, asociaciones profesionales (como el Instituto Peruano de Ejecutivos de Finanzas - IMEF Perú) y redes de contacto profesional. Se estableció como meta alcanzar un tamaño muestral representativo superior a 150 participantes ($N > 150$). La administración del cuestionario se realizó vía online, asegurando el anonimato de los respondientes y obteniendo el consentimiento informado previo a su participación, respetando así las consideraciones éticas fundamentales.

La medición de las variables se detalla en la Tabla 1. La variable dependiente principal fue la "Intención de Explorar/Pilotar DeFi" en los próximos 1-2 años. Las variables independientes incluyeron el "Nivel de Conocimiento General sobre DeFi", la "Percepción del Potencial General de DeFi", las puntuaciones medias de "Beneficios Percibidos" y "Riesgos Percibidos" para aplicaciones específicas, y las puntuaciones de "Barreras Percibidas" (Regulatoria, Técnica, etc.). Se incluyeron también variables de control como el tamaño de la empresa (clasificado según la Unidad Impositiva Tributaria - UIT) y el sector principal de actividad (Financiero vs. No Financiero).

El análisis cuantitativo implicó el uso de software estadístico (SPSS), comenzando con análisis descriptivos (frecuencias, medias, desviaciones estándar) para caracterizar la muestra y las variables. Se calculó el Alfa de Cronbach para evaluar la consistencia

interna de las escalas multi-ítem (objetivo > 0.70). Posteriormente, se realizaron análisis inferenciales: pruebas t de Student o ANOVA para comparar percepciones entre grupos, análisis de correlación (Pearson o Spearman) para explorar relaciones bivariadas, y modelos de regresión lineal múltiple para identificar los determinantes de la intención de adopción, reportando coeficientes, significancia y R^2 ajustado

Tabla 1

Operacionalización de Variables Principales

Variable Conceptual	Tipo de Variable	Operacionalización / Indicador Clave	Tipo de Escala
Intención de Explorar/Pilotar DeFi	Dependiente	Disposición a probar soluciones DeFi en 1-2 años	Likert 7-puntos
Conocimiento General sobre DeFi	Independiente	Autopercepción del nivel de conocimiento	Likert 7-puntos
Percepción Potencial General DeFi	Independiente	Valoración del impacto potencial general de DeFi	Likert 7-puntos
Beneficios Percibidos (por aplicación)	Independiente	Media de ítems sobre beneficios específicos (ej. mejora rendimiento)	Likert 7-puntos
Riesgos Percibidos (por aplicación)	Independiente	Media de ítems sobre riesgos específicos (ej. seguridad, regulatoria)	Likert 7-puntos
Barreras Percibidas (ej. Regulatoria)	Independiente	Puntuación media de ítems sobre barreras específicas	Likert 7-puntos
Barreras Percibidas (ej. Técnica)	Independiente	Puntuación media de ítems sobre barreras específicas	Likert 7-puntos
Tamaño de Empresa	Control	Categorías basadas en Ventas Anuales (UIT: Pequeña, Mediana, Grande)	Categórica
Sector Principal	Control	Clasificación sectorial (ej. Servicios, Industria, Financiero, etc.)	Categórica
Operaciones Internacionales	Control	Presencia de operaciones internacionales (Sí/No)	Dicotómica
Rol del Encuestado	Control	Cargo del respondiente (CFO, Tesorero, etc.)	Categórica

Nota. Las escalas Likert varían de 1 (Totalmente en desacuerdo/Muy bajo) a 7 (Totalmente de acuerdo/Muy alto). Se calcularon puntuaciones promedio para constructos medidos con múltiples ítems (Beneficios, Riesgos, Barreras específicas).

Continuando con la fase cualitativa, esta etapa buscó profundizar en los hallazgos cuantitativos. La selección de los participantes para las entrevistas semi-estructuradas se basó en los resultados de la encuesta y en roles clave dentro del ecosistema. Se incluyó un subconjunto de los gerentes financieros que respondieron la encuesta (seleccionados para representar diversidad de percepciones o perfiles) y expertos externos como reguladores, proveedores de tecnología DeFi y consultores especializados en Perú (~15-20 participantes en total).

Se desarrolló una guía de entrevista semi-estructurada, con preguntas abiertas alineadas con los objetivos de la investigación y diseñadas para explorar en detalle los hallazgos preliminares de la fase cuantitativa, indagando particularmente en las razones subyacentes a las percepciones sobre barreras y beneficios. La recolección de datos cualitativos se efectuó mediante entrevistas en profundidad (virtuales o presenciales), las cuales fueron grabadas y transcritas textualmente.

El análisis cualitativo de las transcripciones utilizó un enfoque temático, asistido por software como NVivo, para identificar patrones emergentes, temas recurrentes y citas ilustrativas.

Para asegurar el rigor del análisis cualitativo, se emplearon técnicas como la triangulación (contrastando datos de encuestas, entrevistas a gestores y entrevistas a expertos) y el chequeo con los participantes (member checking) si resultaba factible, validando así la interpretación de los datos (Jena, 2025; Gallant et al., 2023). Esta combinación metodológica permite una comprensión más holística y robusta del fenómeno estudiado (Bouteraa, 2024).

RESULTADOS

Características de la Muestra

La composición de la muestra de 165 empresas peruanas participantes en el estudio se detalla en la Tabla 2. Se observa una predominancia de empresas medianas y grandes según su volumen de ventas anuales. En cuanto al sector principal, la muestra presentó diversidad, siendo el sector de Servicios (No Financieros) el más representado, seguido por Industria/Manufactura. Una mayoría de las empresas reportó tener operaciones internacionales. Respecto al rol del encuestado dentro de la organización, las posiciones más frecuentes fueron CFO/Gerente Financiero y Tesorero/Jefe de Tesorería, lo que sugiere que la información fue proporcionada por personal con responsabilidad directa sobre las funciones financieras relevantes para este análisis metódico

Tabla 2

Características de la Muestra de Empresas (N=165)

Característica	Categoría	Frecuencia (n)	Porcentaje (%)
Tamaño (Según Ventas Anuales)	Pequeña (<1,700 UIT)	35	21.2%
	Mediana (1,700 - 2,300 UIT)	60	36.4%
	Grande (>2,300 UIT)	70	42.4%
Sector Principal	Servicios (No Financieros)	55	33.3%
	Industria/Manufactura	45	27.3%
	Comercio	30	18.2%
	Financiero/Seguros	20	12.1%
	Otros (Agro, Minería, Construcción)	15	9.1%
Operaciones Internacionales	Sí	95	57.6%
	No	70	42.4%
Rol del Encuestado	CFO / Gerente Financiero	80	48.5%
	Tesorero / Jefe de Tesorería	65	39.4%
	Gerente General / Director	10	6.1%
	Otro Rol Financiero/Contable	10	6.1%
Total		165	100.0%

Niveles de Conocimiento, Percepción General e Intención de Adopción

Los estadísticos descriptivos para las variables clave relativas al conocimiento, percepción e intención de adopción de DeFi se presentan en la Tabla 3. El nivel de conocimiento general autoevaluado sobre DeFi se situó en un punto intermedio de la escala. En contraste, la percepción sobre el potencial general de DeFi para las finanzas corporativas fue considerablemente más alta. La intención de explorar o pilotar soluciones DeFi en los próximos uno a dos años también mostró una tendencia positiva, aunque con mayor dispersión en las respuestas. Sin embargo, la percepción sobre la madurez actual de las tecnologías DeFi para su uso corporativo fue notablemente baja. Las escalas multi-ítem empleadas para medir la percepción del potencial y la intención de adopción demostraron una alta consistencia interna.

Tabla 3

Estadísticos Descriptivos del Conocimiento, Percepción General e Intención de Adopción de DeFi para Tesorería (Escala 1-7, N=165)

Variable/Constructo	Media	Desviación Estándar (SD)	Mediana	% Respondiendo $\geq$ 5 (Interesado/De acuerdo)	Alfa de Cronbach (si aplica)
Nivel de Conocimiento General sobre DeFi	3.85	1.65	4.0	35.8%	N/A
Percepción del Potencial General de DeFi	5.15	1.40	5.0	75.2%	0.88
Intención de Explorar/Pilotar DeFi (1-2 años)	4.50	1.75	5.0	55.1%	0.91
Percepción de Madurez de DeFi para Uso Corp.	3.20	1.50	3.0	20.5%	N/A

Percepciones Específicas por Aplicación DeFi

La Tabla 4 ofrece una evaluación detallada de los beneficios y riesgos percibidos para tres aplicaciones DeFi específicas. Para el Yield Farming con Stablecoins, el beneficio más valorado fue la mejora significativa del rendimiento sobre la caja ociosa, mientras que el riesgo percibido más alto correspondió al riesgo regulatorio específico en Perú. En el caso de los Pagos Automatizados/Programables, la mayor eficiencia y automatización de pagos recurrentes fue el beneficio destacado, contrastando con el cumplimiento AML/KYC y la complejidad de integración como los riesgos más relevantes. Finalmente, para los Préstamos Colateralizados vía DeFi, el acceso rápido a liquidez sin intermediarios fue el principal beneficio percibido, pero esta aplicación también registró las percepciones de riesgo más elevadas, particularmente respecto a la alta volatilidad del criptoactivo usado como colateral y el riesgo de liquidación automática.

Tabla 4

Evaluación de Beneficios y Riesgos Percibidos por Aplicación DeFi Específica (Media y Desviación Estándar, Escala 1-7, N=165)

Aplicación DeFi Específica	Constructo	Item Específico / Dimensión	Media	Desviación Estándar (SD)
1. Yield Farming con Stablecoins (Ej. Aave, Compound)	Beneficio Percibido	1a. Mejora significativa rendimiento caja ociosa	5.85	1.30
		1b. Acceso a tasas de interés globales competitivas	5.50	1.45
		1c. Diversificación de instrumentos de tesorería	4.95	1.55
		1d. Seguridad del smart contract del protocolo DeFi	5.95	11.20
	Riesgo Percibido	1e. Riesgo regulatorio específico en Perú	6.10	1.15
		1f. Riesgo de desvinculación de la stablecoin (depeg)	5.40	1.40
2. Pagos Automatizados/ Programables (Ej. con USDC/ USDT)	Beneficio Percibido	2a. Reducción significativa costos transacción (esp. interna.)	5.20	1.40
		2b. Mayor eficiencia y automatización de pagos recurrentes	5.60	1.35
		2c. Trazabilidad y transparencia mejorada	5.00	1.50
	Riesgo Percibido	2d. Complejidad de integración con sistemas ERP/Contables	5.40	1.50
		2e. Volatilidad y costo de las 'gas fees' (si aplica en red)	4.80	1.60
		2f. Cumplimiento AML/KYC en transacciones cross-border	5.75	1.25
3. Préstamos Colateralizados vía DeFi (Ej. MakerDAO, Liquity)	Beneficio Percibido	3a. Acceso rápido a liquidez sin intermediarios	5.35	1.55
		3b. Menor burocracia comparado con crédito bancario	5.05	1.65
		3c. Potencial para tasas de interés competitivas	4.85	1.70
		3d. Riesgo de liquidación automática del colateral	6.20	1.10
	Riesgo Percibido	3e. Alta volatilidad del criptoactivo usado como colateral	6.35	1.05
		3f. Falta de recurso legal claro en caso de disputa	5.90	1.30

Nota. Escala de respuesta tipo Likert de 1 (Beneficio/Riesgo muy bajo o inexistente) a 7 (Beneficio/Riesgo muy alto).

Relaciones entre Variables Clave

La matriz de correlaciones de Pearson, presentada en la Tabla 5, revela diversas asociaciones estadísticamente significativas entre las variables centrales del estudio. Se observaron correlaciones positivas significativas entre el conocimiento general sobre DeFi y la percepción total de beneficios, así como entre el conocimiento y la intención de adopción. La percepción total de beneficios también se correlacionó

positivamente y de forma marcada con la intención de adopción. Por otro lado, se identificaron correlaciones negativas significativas entre la percepción total de riesgos y la intención de adopción, y entre las barreras regulatorias y técnicas percibidas y dicha intención. Adicionalmente, la percepción total de riesgos mostró una correlación positiva con las barreras regulatorias y técnicas percibidas.

Tabla 5

Matriz de Correlaciones de Pearson entre Variables Clave del Estudio (N=165)

Variable	Conocimiento	Beneficio Total	Riesgo Total	Barrera Reg.	Barrera Téc.	Intención Adop.
Conocimiento General DeFi	1.000					
Beneficio Percibido Total	.451**	1.000				
Riesgo Percibido Total	.153*	-.202**	1.000			
Barrera Regulatoria Percibida	.105	-.248**	.547**	1.000		
Barrera Técnica Percibida	-.052	-.179*	.403**	.301**	1.000	
Intención de Adopción	.504**	.649**	-.353**	-.398**	-.295**	1.000

Nota. Coeficientes de correlación de Pearson. * $p < 0.05$ (bilateral), ** $p < 0.01$ (bilateral). Las variables 'Total' representan la media de las puntuaciones de los ítems correspondientes a cada constructo (Beneficio, Riesgo). Barrera Regulatoria y Técnica son puntuaciones medias de ítems específicos para esas barreras.*

Determinantes de la Intención de Adopción

Los resultados del modelo de regresión lineal múltiple diseñado para predecir la intención de explorar o pilotar DeFi se exponen en la Tabla 6. El modelo resultó estadísticamente significativo en su conjunto y explicó una proporción sustancial de la varianza en la variable dependiente, según indican los valores de F-statistic y R-cuadrado ajustado. Los predictores individuales que mostraron una influencia estadísticamente significativa sobre la intención de adopción fueron: el conocimiento general sobre DeFi (impacto positivo), la percepción total de beneficios (impacto positivo y el de mayor magnitud relativa según el coeficiente beta), la percepción total de riesgos (impacto negativo) y la percepción de barreras regulatorias (impacto negativo). La percepción de barreras técnicas no resultó ser un predictor significativo en este modelo multivariante, una vez controlados los demás factores. Las variables de control, tamaño de empresa y sector principal, tampoco mostraron un efecto significativo sobre la intención de adopción. Los factores de inflación de la varianza

(VIF) para todas las variables predictoras se mantuvieron dentro de límites aceptables, sugiriendo la ausencia de problemas de multicolinealidad

Tabla 6

Modelo de Regresión Lineal Múltiple para Predecir la Intención de Adopción de DeFi (Variable Dependiente, N=165)

Variable Independiente	Coefficiente No Estandarizado (B)	Error Estándar (SE)	Coefficiente Estandarizado (Beta β)	Valor t	Sig. (p-valor)	VIF
(Constante)	0.850	0.450		1.889	0.061	
Conocimiento General DeFi	0.251	0.080	0.225	3.125	0.002**	1.258
Beneficio Percibido Total	0.478	0.075	0.410	6.398	<0.001***	1.334
Riesgo Percibido Total	-0.152	0.060	-0.135	-2.533	0.012*	1.510
Barrera Regulatoria Percibida	-0.201	0.070	-0.180	-2.871	0.005**	1.623
Barrera Técnica Percibida	-0.100	0.055	-0.095	-1.818	0.071	1.201
Variables de Control:						
Tamaño Empresa (1=Grande, 0=Otros)	0.120	0.150	0.055	0.800	0.425	1.150
Sector (1=Financiero, 0=Otros)	0.091	0.180	0.030	0.506	0.614	1.089
Estadísticos del Modelo:						
R-cuadrado	0.510					
R-cuadrado Ajustado	0.487					
Error Estándar de la Estimación	1.255					
F-statistic	21.847					
Durbin-Watson	1.932				<0.001***	

Nota. Variable Dependiente: Intención de Explorar/Pilotar DeFi (Escala 1-7). * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. VIF = Factor de Inflación de la Varianza (todos < 2.5 , indicando ausencia de multicolinealidad problemática).

Visualización de Barreras y Relación Conocimiento-Intención

El Gráfico 1 ilustra el ranking de las principales barreras percibidas para la adopción de DeFi corporativo en Perú, ordenadas según su importancia media reportada por los encuestados. Complementariamente, el Gráfico 2 presenta la relación entre el nivel de conocimiento sobre DeFi categorizado y la intención de adopción, mostrando la tendencia central y la dispersión de la intención para distintos niveles de familiaridad con la tecnología

DISCUSIÓN

Síntesis e Interpretación de los Hallazgos en el Contexto Peruano

Los resultados de esta investigación ofrecen una panorámica detallada sobre el estado actual de la adopción corporativa de Finanzas Descentralizadas (DeFi) en el Perú, caracterizada por una mezcla de interés expectante y cautela significativa. Un hallazgo central es la dicotomía observada entre un nivel de conocimiento autoevaluado sobre DeFi relativamente moderado entre los gestores financieros peruanos y, simultáneamente, una percepción notablemente alta sobre el potencial general que estas tecnologías podrían ofrecer a sus organizaciones. Esta brecha sugiere que, si bien existe un reconocimiento del poder disruptivo de DeFi —posiblemente alimentado por la cobertura mediática global y los beneficios teóricos ampliamente discutidos (Gramlich et al., 2023)—, la comprensión profunda de sus mecanismos y particularidades aún no está generalizada en el tejido empresarial peruano. A pesar de este conocimiento limitado, más de la mitad de los encuestados manifestaron una intención clara de explorar o incluso pilotar soluciones DeFi en el corto plazo (1-2 años), lo que evidencia un interés proactivo subyacente. Sin embargo, esta intención coexiste con una percepción generalizada de baja madurez de las soluciones DeFi para un uso corporativo robusto, percepción que podría estar influenciada por la complejidad técnica inherente y la naturaleza todavía emergente de muchos protocolos (Ao et al., 2022).

Analizando las percepciones por aplicación específica, se constata una evaluación diferenciada de riesgos y beneficios. Aplicaciones como el Yield Farming con Stablecoins son percibidas muy favorablemente por su potencial para generar rendimientos sobre liquidez ociosa, un aspecto particularmente atractivo en el contexto peruano post-pandemia con presiones sobre la rentabilidad. No obstante, esta misma aplicación genera una preocupación elevada respecto al riesgo regulatorio específico en el país, destacándose como la barrera más significativa identificada para este tipo de instrumento. De manera similar, los pagos automatizados vía DeFi son valorados por su potencial de eficiencia, pero enfrentan la percepción de altos riesgos asociados al cumplimiento normativo (AML/KYC) en transacciones transfronterizas y a la complejidad de integración con sistemas existentes. Los préstamos colateralizados, aunque reconocidos por facilitar un acceso rápido a liquidez alternativo al crédito bancario tradicional, concitan las mayores preocupaciones en términos de volatilidad del colateral y riesgo de liquidación, reflejando la sensibilidad del sector corporativo a

los riesgos financieros inherentes a los criptoactivos (Kaur et al., 2023). Esta evaluación matizada indica que los gestores peruanos no ven a DeFi como un monolito, sino que sopesan activamente los pros y contras de cada caso de uso particular.

En cuanto a las barreras generales, la incertidumbre regulatoria y los riesgos de seguridad emergen como los obstáculos preponderantes para la adopción corporativa de DeFi en Perú, tal como se visualiza en el Gráfico 1. La percepción de un marco normativo poco claro o inexistente para las operaciones DeFi a nivel corporativo

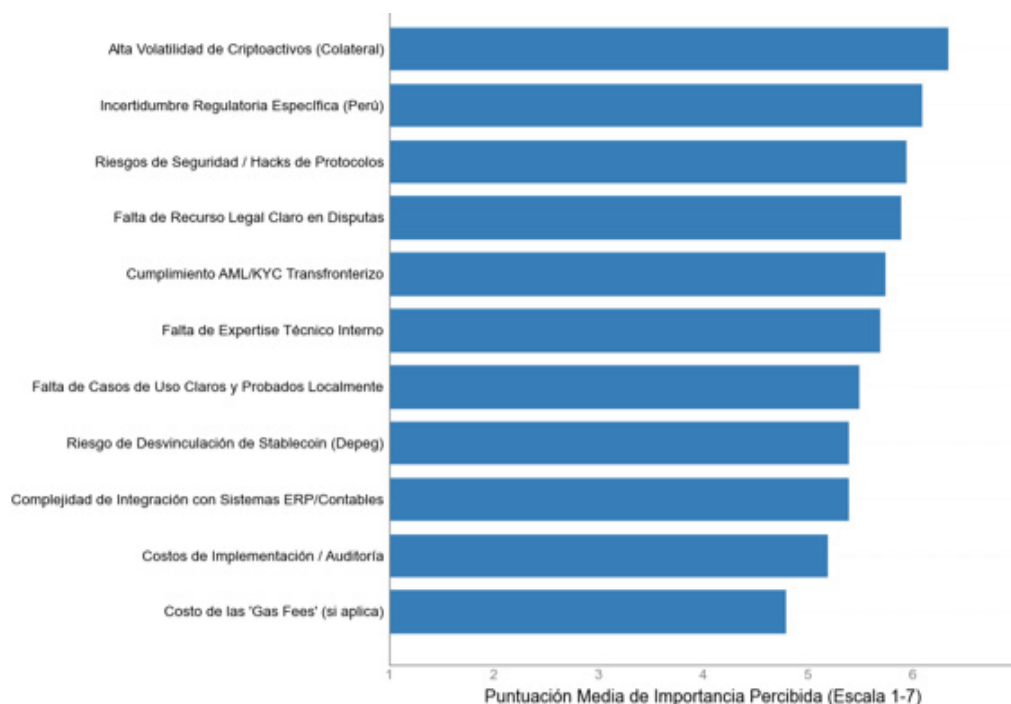


Gráfico 1. Principales barreras percibidas para la adopción de DeFi en empresas peruanas

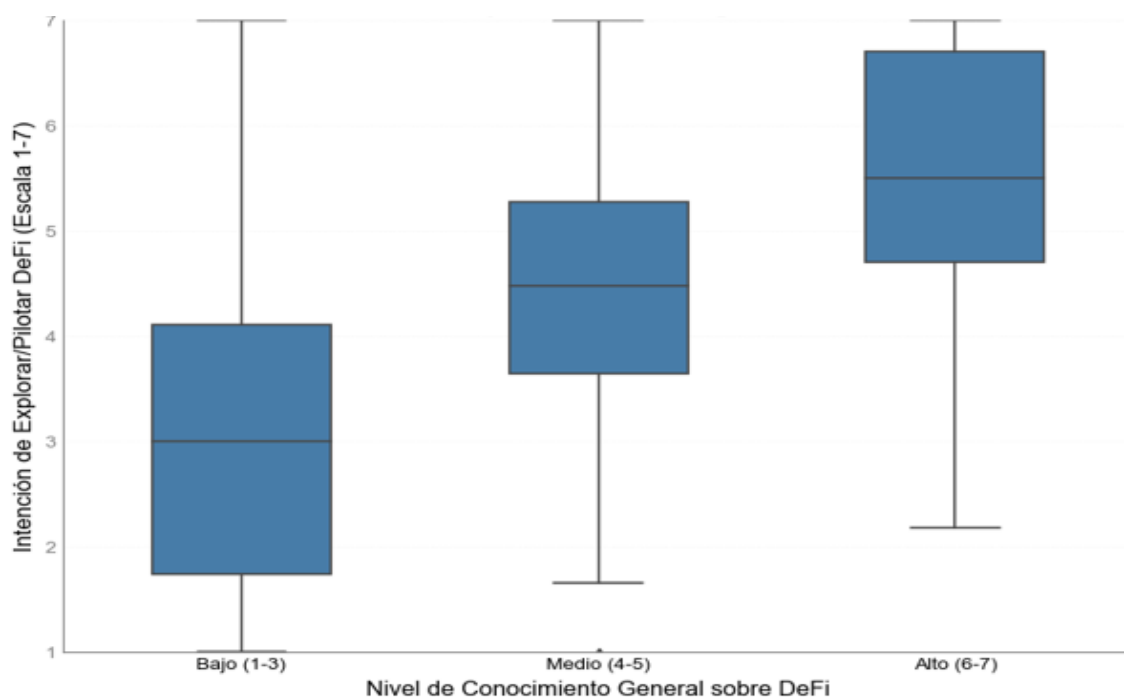


Gráfico 2. Intención de adopción de DeFi según Nivel de Conocimiento

genera una fuerte reticencia, un hallazgo consistente con estudios internacionales que señalan la fragmentación regulatoria como un freno clave (Mendhurwar & Mishra, 2023; Yerushalmi & Paladini, 2023). La seguridad de los contratos inteligentes y los protocolos subyacentes también figura como una preocupación primordial, en línea con análisis que destacan las vulnerabilidades técnicas y las pérdidas financieras asociadas a fallos o ataques en el ecosistema DeFi (Kaur et al., 2023; Chaliasos et al., 2024). Finalmente, el análisis de regresión (Tabla 6) confirma la relevancia de estos factores, identificando el conocimiento, la percepción de beneficios, la percepción de riesgos y, crucialmente, las barreras regulatorias como predictores estadísticamente significativos de la intención de adopción. Es notable que, una vez controlados estos elementos, las barreras puramente técnicas (como la complejidad de integración, aunque percibida como relevante en Tabla 4) pierden significancia predictiva directa sobre la intención, sugiriendo que las preocupaciones estratégicas sobre regulación, riesgo y beneficio tangible pesan más en la decisión inicial de explorar DeFi que los desafíos técnicos de implementación per se.

Diálogo con la Literatura

Al contrastar estos hallazgos con la literatura internacional, se observan tanto convergencias como divergencias que pueden atribuirse, en parte, al contexto específico de una economía emergente como la peruana. La fuerte correlación positiva encontrada entre el nivel de conocimiento y la intención de adopción (Tabla 5) resuena

con revisiones de literatura que identifican brechas en el conocimiento como un obstáculo generalizado para la difusión de DeFi (Gramlich et al., 2023). Similarmente, la influencia significativa de la percepción de beneficios (utilidad percibida) sobre la intención de adopción (Tabla 6) es consistente con modelos clásicos de adopción tecnológica como TAM/UTAUT y meta-análisis sobre servicios financieros digitales, los cuales subrayan la utilidad como un facilitador clave (Neves et al., 2023; Bouteraa, 2024). La utilidad percibida, manifestada en aspectos como mejora de rendimientos o eficiencia en pagos, parece ser un motor potente que impulsa el interés corporativo peruano hacia DeFi, a pesar de los riesgos.

No obstante, la intensidad de ciertas barreras parece particularmente acentuada en el contexto peruano. La primacía de la incertidumbre regulatoria como barrera principal (Gráfico 1 y Tabla 6) refleja una preocupación que, si bien global (Mendhurwar & Mishra, 2023; Yerushalmi & Paladini, 2023), adquiere una relevancia especial en jurisdicciones donde el marco normativo para activos digitales y finanzas descentralizadas está menos desarrollado o es percibido como más ambiguo por los actores corporativos. De igual manera, la preocupación por la seguridad de los smart contracts (Kaur et al., 2023; Chaliasos et al., 2024) puede verse intensificada por una menor disponibilidad local de expertise técnico avanzado o por una mayor aversión al riesgo tecnológico en comparación con mercados más maduros. Por otro lado, la percepción de baja madurez de las soluciones DeFi para uso corporativo (Tabla 3) contrasta con el rápido crecimiento del ecosistema global reportado por autores como Alamsyah et al. (2024) o la sofisticación observada en algunos protocolos analizados por Ao et al. (2022), sugiriendo una posible brecha entre el desarrollo global y la percepción o aplicabilidad local percibida por las empresas peruanas, quizás exacerbada por la falta de casos de uso locales documentados o por la competencia de soluciones financieras tradicionales (Vinella & Jin, 2022). Finalmente, el hallazgo de que el tamaño de la empresa no es un predictor significativo de la intención de adopción en nuestro modelo (Tabla 6), si bien requiere cautela por la composición de la muestra, parece alinearse con estudios como el de Yerushalmi & Paladini (2023) que sugieren que otros factores, como los regulatorios o tecnológicos, pueden tener mayor peso que el tamaño per se en la difusión de estas tecnologías disruptivas.

Implicaciones Prácticas para Perú

Los resultados de este estudio ofrecen una base para formular recomendaciones prácticas dirigidas a los distintos actores del ecosistema financiero peruano. Para los gerentes financieros y tesoreros de empresas, la evidencia sugiere un enfoque pragmático y selectivo hacia DeFi. Dada la alta percepción de potencial pero baja

madurez, la exploración inicial podría centrarse en aplicaciones con beneficios claros y riesgos relativamente más gestionables en el contexto local, como el Yield Farming con stablecoins (priorizando protocolos auditados y comprendiendo los riesgos de depeg), mientras se monitoriza de cerca la evolución de otras como los préstamos colateralizados. La mitigación de riesgos debe ser una prioridad, enfocándose en la debida diligencia sobre la seguridad de los protocolos (Kaur et al., 2023; Chaliasos et al., 2024), la comprensión profunda de los riesgos específicos de cada instrumento y el desarrollo de capacidades internas o la búsqueda de asesoramiento experto para navegar la complejidad técnica y regulatoria. La correlación positiva entre conocimiento e intención subraya la importancia de invertir en formación y capacitación sobre DeFi dentro de las organizaciones (Gramlich et al., 2023).

Para los reguladores peruanos (SBS, SMV, BCR), la investigación resalta la urgencia de abordar la incertidumbre normativa percibida como la principal barrera. Es crucial desarrollar un marco regulatorio claro y específico para las operaciones corporativas con DeFi, o al menos comunicar directrices que ofrezcan mayor certidumbre a las empresas interesadas. Considerar la implementación de sandboxes regulatorios podría ser una vía para fomentar la innovación controlada, permitiendo a las empresas experimentar con soluciones DeFi bajo supervisión, y a los reguladores aprender sobre los riesgos y beneficios reales en el contexto local antes de emitir regulaciones definitivas (Mendhurwar & Mishra, 2023). El enfoque normativo debería también prestar atención a los riesgos de seguridad y protección al inversor/usuario corporativo, estableciendo posiblemente estándares mínimos para los proveedores de servicios DeFi que operen en el país. Finalmente, para los proveedores de tecnología Fintech y consultoras en Perú, los hallazgos identifican oportunidades claras. Existe una demanda latente evidenciada por la alta intención de exploración, pero frenada por barreras específicas. Las Fintech locales pueden actuar como puente, desarrollando soluciones DeFi adaptadas a las necesidades y al contexto regulatorio peruano, ofreciendo interfaces más amigables (Gramlich et al., 2023) y posiblemente integrándose con sistemas empresariales existentes para reducir la complejidad técnica percibida. Las consultoras pueden especializarse en ofrecer asesoramiento estratégico sobre la evaluación de riesgos y beneficios de DeFi, la selección de protocolos seguros, la navegación del entorno regulatorio y la gestión del cambio organizacional asociado a la adopción de estas nuevas tecnologías, satisfaciendo la necesidad de conocimiento y expertise evidenciada en los resultados.

CONCLUSIÓN

Este análisis metódico logró sus objetivos al evaluar la viabilidad y el impacto potencial de las Finanzas Descentralizadas (DeFi) para la optimización de la tesorería corporativa en Perú. Los hallazgos principales responden a las preguntas de investigación planteadas: existe una notable percepción positiva del potencial de DeFi entre los gestores financieros peruanos, coexistiendo con un nivel de conocimiento aún moderado y una baja percepción de madurez actual. La intención de explorar estas tecnologías es significativa, impulsada principalmente por el conocimiento existente y la expectativa de beneficios tangibles (como la mejora de rendimientos y la eficiencia operativa). Sin embargo, esta intención se ve frenada de manera determinante por la percepción de altos riesgos, especialmente la incertidumbre regulatoria específica del país y las preocupaciones sobre la seguridad de los protocolos, barreras que superan en influencia predictiva a los desafíos puramente técnicos. La evaluación de riesgo-beneficio varía considerablemente según la aplicación DeFi considerada, indicando una aproximación selectiva por parte de las empresas. El mensaje clave resultante es, por tanto, uno de optimismo cauteloso: el interés corporativo peruano en DeFi es real, pero su materialización a gran escala depende críticamente de una mayor claridad normativa y de soluciones efectivas para mitigar los riesgos percibidos.

No obstante lo anterior, es imperativo reconocer las limitaciones inherentes a este escrutinio. La representatividad de la muestra, aunque buscó diversidad sectorial y de tamaño, podría estar sujeta a sesgos derivados de la técnica de muestreo empleada y del tamaño final (N=165), lo que aconseja prudencia al generalizar los hallazgos a todo el universo corporativo peruano. Asimismo, la naturaleza transversal del diseño captura únicamente una instantánea temporal; las percepciones y la intención de adopción podrían evolucionar rápidamente dado el dinamismo intrínseco del ecosistema DeFi y su entorno regulatorio cambiante. La dependencia de datos basados en percepciones autoevaluadas introduce, además, la posibilidad de sesgos de respuesta social o subjetividad. Aunque metodológicamente robusto, el análisis no establece causalidad definitiva, solo asociaciones significativas. Finalmente, estas limitaciones perfilan una agenda de investigación futura necesaria para profundizar la comprensión del fenómeno. Se sugieren estudios longitudinales que permitan rastrear la evolución de la adopción de DeFi corporativo en Perú a lo largo del tiempo, correlacionándola con cambios regulatorios o desarrollos tecnológicos. Análisis de casos de estudio detallados sobre implementaciones piloto en empresas peruanas podrían ofrecer insights prácticos sobre los desafíos y beneficios reales post-adopción. Se requiere también modelado econométrico para cuantificar el impacto tangible de DeFi en indicadores financieros corporativos. Investigaciones comparativas entre diferentes

países de Latinoamérica ayudarían a discernir la influencia de factores contextuales específicos

REFERENCIAS

- Alamsyah, A., Kusuma, G., & Ramadhani, D. (2024). A review on decentralized finance ecosystems. *Future Internet*, 16(3), 76. <https://doi.org/10.3390/fi16030076>
- Ao, Z., Cong, L., Horvath, G., & Zhang, L. (2022). Is decentralized finance actually decentralized? a social network analysis of the aave protocol on the ethereum blockchain. *arXiv preprint arXiv:2206.08401*. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2206.08401>
- Bourveau, T., Brendel, J., & Schoenfeld, J. (2024). Decentralized Finance (DeFi) assurance: early evidence. *Review of Accounting Studies*, 29(3), 2209-2253. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4457936>
- Bouteraa, M. (2024). Mixed-methods approach to investigating the diffusion of FinTech services: enriching the applicability of TOE and UTAUT models. *Journal of Islamic Marketing*, 15(8), 2036-2068. <https://doi.org/10.1108/JIMA-12-2022-0343>
- Chaliasos, S., Charalambous, M., Zhou, L., Galanopoulou, R., Gervais, A., Mitropoulos, D., & Livshits, B. (2024, February). Smart contract and defi security tools: Do they meet the needs of practitioners?. In *Proceedings of the 46th IEEE/ACM International Conference on Software Engineering* (pp. 1-13). <https://doi.org/10.1145/3597503.362330>
- Chen, Y., & Bellavitis, C. (2020). Blockchain disruption and decentralized finance: The rise of decentralized business models. *Journal of Business Venturing Insights*, 13, e00151. <https://doi.org/10.1016/j.jbvi.2019.e00151>
- Gallant, N., Hadjistavropoulos, T., Stopyn, R., & Feere, E. (2023). Integrating technology adoption models into implementation science methodologies: a mixed-methods preimplementation study. *The Gerontologist*, 63(3), 416-427. <https://doi.org/10.1093/geront/gnac098>
- Gramlich, V., Guggenberger, T., Principato, M., Schellinger, B., & Urbach, N. (2023). A multivocal literature review of decentralized finance: Current knowledge

- and future research avenues. *Electronic Markets*, 33(1), 11. <https://doi.org/10.1007/s12525-023-00637-4>
- Jena, R. (2025). Factors Influencing the Adoption of FinTech for the Enhancement of Financial Inclusion in Rural India Using a Mixed Methods Approach. *Journal of Risk and Financial Management*, 18(3), 150. <https://doi.org/10.3390/jrfm18030150>
- Kaur, S., Singh, S., Gupta, S., & Wats, S. (2023). Risk analysis in decentralized finance (DeFi): a fuzzy-AHP approach. *Risk Management*, 25(2), 13. <https://doi.org/10.1057/s41283-023-00118-0>
- Mendhurwar, S., & Mishra, R. (2023). 'Un'-blocking the industry 4.0 value chain with cyber-physical social thinking. *Enterprise Information Systems*, 17(2), 1930189. <https://doi.org/10.1017/aju.2021.66>
- Neves, C., Oliveira, T., Santini, F., & Gutman, L. (2023). Adoption and use of digital financial services: A meta analysis of barriers and facilitators. *International Journal of Information Management Data Insights*, 3(2), 100201. <https://doi.org/10.1016/j.jjimei.2023.100201>
- Nguyen, L., & Nguyen, P. (2024). Determinants of cryptocurrency and decentralized finance adoption-A configurational exploration. *Technological Forecasting and Social Change*, 201, 123244. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2024.123244>
- Vinella, P., & Jin, J. (2022). Some of the Challenges Facing Defi for Mass Adoption. Available at SSRN 4143766. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4143766>
- Yerushalmi, E., & Paladini, S. (2023). Blockchain in Financial Intermediation and Beyond: What are the Main Barriers for Widespread Adoption? <https://www.open-access.bcu.ac.uk/id/eprint/14467>
- Zetzsche, D., Arner, D., & Buckley, R. (2020). Decentralized finance. *Journal of Financial Regulation*, 6(2), 172-203. <https://doi.org/10.1093/jfr/fjaa010>