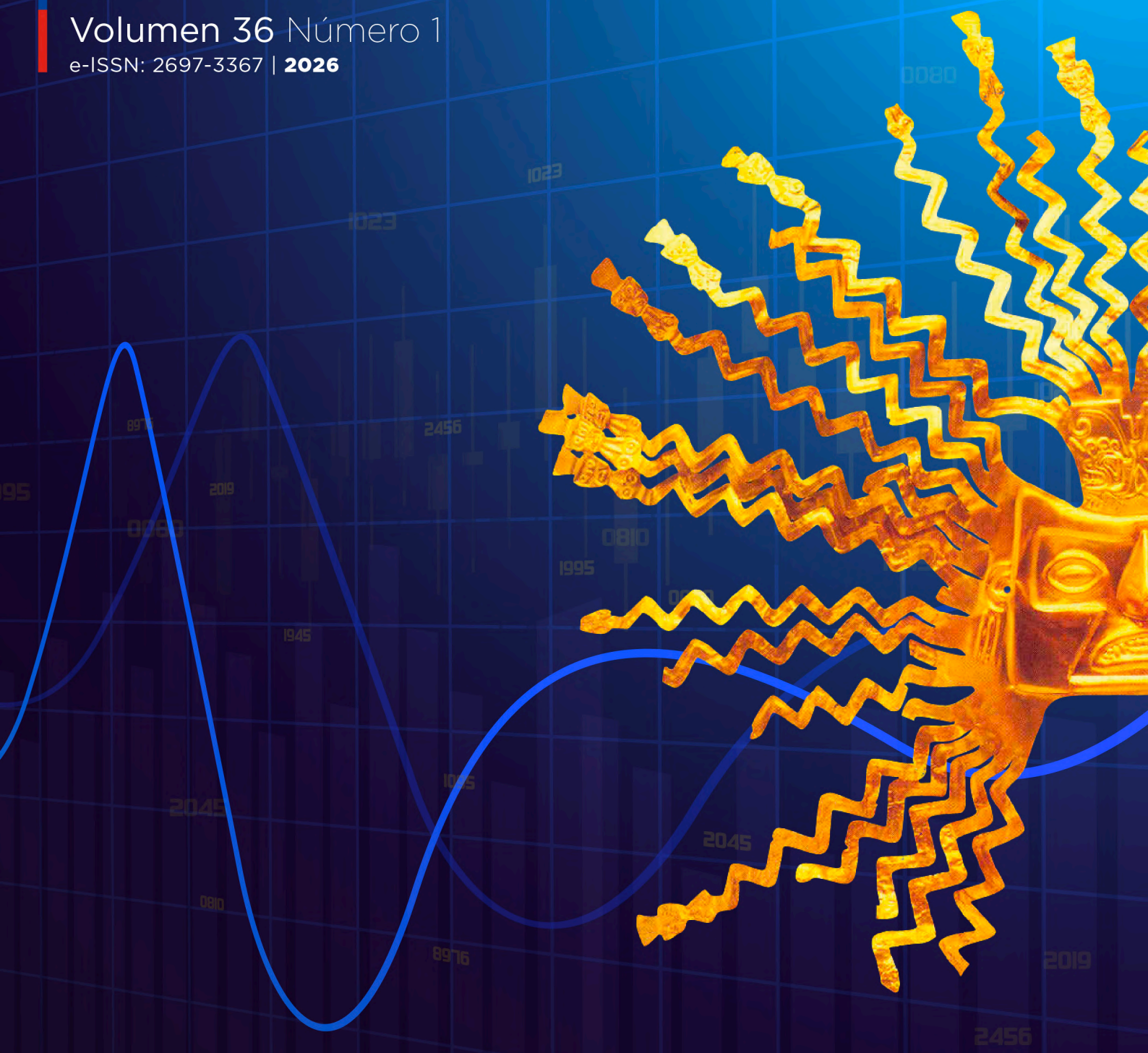
CUESTIONES ECONÓMICAS

Volumen 36 Número 1
e-ISSN: 2697-3367 | **2026**



Banco Central del Ecuador

Banco Central del Ecuador
© 2026, *Revista Cuestiones Económicas*

Para más información contactarse con Banco Central del Ecuador, Av. 10 de Agosto N11-409 y Briceño, Quito, Pichincha, 170409
Telf.: (593-2) 393 8600

Correo electrónico:
ceconomicas@bce.ec

www.bce.fin.ec

Primera edición 1979. Última edición 2026.

e-ISSN: 2697-3367
DOI: 10.47550/RCE

Revista Cuestiones Económicas Volumen 36, Número 1 | Enero – Junio 2026

Coordinación general:
Subgerencia de Estudios y Programación Macroeconómica

Pares ciegos:
Gonzalo Sánchez Lima, Nicolás Chanosky, Segundo Camino, Ángel Maridueña, Carlos Uribe, José Gabriel Castillo, Andrés Gatty, Ronny Correa, Dichelmo Tamayo, María del Cisne Tituaña, Wilma Guerrero, Rafaela Bastidas, Jaime Fernández, Yamín Salazar, Jairo Rivera, Marco Naranjo, Juan Pablo Erraez, Santiago García

Editoriales

La encrucijada del dólar estadounidense y las nuevas realidades del sur global
Christian R. Proaño

El nuevo orden mundial y la urgencia de diversificar la energía
Alberto Posso y Abelardo Posso-Serrano

Artículos de investigación

Dolarización y producción: una evaluación de impacto
Anthony Pozo Barrera

Pronóstico jerárquico del IPC del Ecuador con ponderadores oficiales del INEC: comparación de modelos ETS y ARIMA mediante agregación bottom-up
Félix Casares-Conforme

Datación de recesiones en Ecuador: un enfoque integrado (turning points, Markov-switching y state-space)
Emanuel Yaselga Alvarado, Karla Revelo y Gregor Martínez

From the Census to Satellites: New Tools for Measuring Poverty in Ecuador
Michael Peñafiel

The Spatial Dimension of Poverty Based on Unsatisfied Basic Needs in Ecuador: A Spatial Panel Approach from 2001 to 2022
Andrés Sebastián Salazar-Zari, Alex Fernando Sánchez-Guamán, Diego Danny Ontaneda-Jiménez y Luis Rodrigo-Mendieta

Segmentación del empleo en Ecuador con variables sociodemográficas: evidencia desde k-prototypes
Juan Carlos Pozo Fonseca

Desigualdad laboral en Loja: una comparativa del bienestar entre trabajadores formales e informales Elías Gustavo Maza Massa y Cristian Paúl Ortiz Villalta

Heteronomía monetaria institucional como marco teórico para economías oficialmente dolarizadas Ricardo I. von Schoettler

Índice

I Editoriales

1 La encrucijada del dólar estadounidense y las nuevas realidades del sur global **5**
Christian R. Proaño

2 El nuevo orden mundial y la urgencia de diversificar la energía **8**
Alberto Posso y Abelardo Posso-Serrano

II Artículos de investigación

1 Dolarización y producción: una evaluación de impacto **11**
Anthony Pozo Barrera

2 Pronóstico jerárquico del IPC del Ecuador con ponderadores oficiales del INEC: comparación de modelos ETS y ARIMA mediante agregación bottom-up **39**
Félix Casares-Conforme

3 Datación de recesiones en Ecuador: un enfoque integrado (turning points, Markov-switching y state-space) **65**
Emanuel Yaselga Alvarado, Karla Revelo y Gregor Martínez

4 From the Census to Satellites: New Tools for Measuring Poverty in Ecuador **100**
Michael Peñafiel

5 The Spatial Dimension of Poverty Based on Unsatisfied Basic Needs in Ecuador: A Spatial Panel Approach from 2001 to 2022 . . . . . **127**
Andrés Sebastián Salazar-Zari, Alex Fernando Sánchez-Guamán, Diego Danny Ontaneda-Jiménez y Luis Rodrigo-Mendieta

6 Segmentación del empleo en Ecuador con variables sociodemográficas: evidencia desde k-prototypes **166**
Juan Carlos Pozo Fonseca

7 Desigualdad laboral en Loja: una comparativa del bienestar entre trabajadores formales e informales **195**
Elías Gustavo Maza Massa y Cristian Paúl Ortiz Villalta

8 Heteronomía monetaria institucional como marco teórico para economías oficialmente dolarizadas **224**
Ricardo I. von Schoettler

Editoriales

La encrucijada del dólar estadounidense y las nuevas realidades del sur global

Christian R. Proaño*

Lo que una vez fue considerado un axioma indiscutible de la geopolítica económica global se ha convertido en un debate abierto en ámbitos académicos y políticos: el posible declive del dominio del dólar estadounidense. Para Ecuador, es una cuestión vital comprender las posibles consecuencias económicas de dicho declive, no solo por la dolarización de la economía, sino también por las repercusiones regionales y globales que este proceso podría generar.

Durante ochenta años, desde la creación del sistema monetario internacional de Bretton Woods, el dólar estadounidense ha sido mucho más que una simple moneda. Ha sido un instrumento de poder geopolítico, una fuente de estabilidad financiera y, para Estados Unidos, una fuente de generación de riqueza inigualable, debido al «privilegio exorbitante» de emitir dinero prácticamente sin límite —obteniendo ganancias de señoreaje equivalentes al 3 % de su PIB anual— y financiar así sus déficits fiscales a tasas de interés bajas, gracias a la continua demanda global de dólares.

El dominio del dólar tiene sus raíces en Bretton Woods de 1944, cuando una Europa devastada por la Segunda Guerra Mundial y una Unión Soviética todavía no desarrollada económicamente dejaron a Estados Unidos como la única potencia económica mundial, y su moneda —el dólar— fue elegida como el ancla del nuevo sistema financiero internacional posguerra. El sistema del petrodólar, que unió geopolíticamente a Estados Unidos con Arabia Saudita, y la dependencia de la economía global del petróleo y sus derivados fundamentaron aún más el predominio del dólar, el cual se mantuvo aun después del fin del sistema de Bretton Woods a mediados de los años setenta. Pero, en los últimos años,| nuevos actores y desarrollos han cambiado el panorama geopolítico global, y el predominio del dólar parece menos cierto.

Por un lado, los países BRICS+ —que, aparte de los miembros originales Brazil, Rusia, India y China y Sudáfrica ahora incluyen a Egipto, Etiopía, Irán y los Emiratos Árabes Unidos, con una invitación pendiente para Arabia Saudita— representan una coalición deliberada de naciones que controlan recursos estratégicos, mercados masivos y una población de miles de millones de personas que cuestionan abiertamente el predominio económico y geopolítico de Estados Unidos e, indirectamente, el predomonio del dólar estadounidense. Brasil, bajo la presidencia de Lula da Silva, ha planteado explícitamente la creación de una moneda común entre los BRICS. China y Rusia han impulsado sistemas de pago alternativos. El Nuevo Banco de Desarrollo, creado por los BRICS+, realiza transacciones en monedas locales, no en dólares, y utiliza BRICS Pay en lugar del sistema SWIFT. Estas no son acciones simbólicas. Son los cimientos para la creación de un sistema financiero alternativo.

*Universidad de Bamberg (Alemania); Center for Applied Macroeconomic Analysis (Australia); Macroeconomic Policy Institute - IMK (Alemania).

Por otro lado, mientras los BRICS+ buscan construir alternativas estatales al dólar, diferentes monedas digitales privadas y completamente descentralizadas —las llamadas criptomonedas— han emergido en los últimos años y han experimentado una adopción sorprendente en el sur global. En Argentina, el 35 % de los adultos posee o ha utilizado criptomonedas. En Nigeria, esa cifra asciende al 45 %. En contraste, en Estados Unidos es apenas del 16 %, y en Europa la tasa es mucho menor aún.

Los determinantes de este desarrollo son multifacéticos. En primer lugar, en economías afectadas por la inflación y la inestabilidad monetaria, el bitcoin y otras monedas digitales se consideran una forma de liberación del control de gobiernos impotentes o incompetentes. En segundo lugar, desde una perspectiva geopolítica y con una administración estadounidense extremadamente volátil —por decirlo diplomáticamente—, el remplazo, aunque sea parcial, del dólar estadounidense como medio de pago es una forma de liberación, o al menos de alivio, frente a la extrema dependencia económica de Estados Unidos y de su política monetaria. En efecto, cuando la Reserva Federal sube sus tasas de interés, el capital internacional fluye del sur global hacia los Estados Unidos, lo que a menudo genera inestabilidad financiera y económica. Adicionalmente, cuando el dólar se aprecia, los ingresos por exportación de los demás países caen automáticamente en términos reales, lo que afecta el poder adquisitivo de sus habitantes.

La invasión y la guerra de agresión rusa contra Ucrania en 2022 aceleraron significativamente este proceso. Cuando Occidente impuso sanciones económicas a Rusia, congelando miles de millones de dólares en reservas rusas y expulsando a varios bancos rusos del sistema de pagos SWIFT, el mensaje para el resto del mundo fue muy claro: tu dinero en dólares no está realmente a salvo si caes en desgracia con Washington. Esta señal ha sido particularmente impactante para las naciones de América Latina, que recuerdan demasiado bien las intervenciones estadounidenses —de todo tipo— en sus economías y sistemas políticos. Cuando los bancos rusos fueron excluidos de SWIFT, el rublo se desplomó un 40 %. Pero lo que sucedió después fue instructivo: Rusia simplemente giró hacia Asia. China se convirtió en su principal socio comercial, las transacciones se realizan ahora en yuanes, y, aunque Rusia fue afectada, su salida de la esfera de influencia del dólar no significó su colapso financiero u económico. La conclusión es clara: en un mundo crecientemente multipolar debido al ascenso económico de China, el dólar estadounidense y el pertenecer a la esfera de influencia de Estados Unidos ya no son la única alternativa para los países del sur global. En efecto, el crecimiento exponencial de las criptomonedas —aunque todavía representen una pequeña fracción de las reservas globales— y la capacidad de gobiernos y corporaciones para operar fuera del sistema SWIFT tradicional sugieren que el futuro será multipolar no solo a nivel de las naciones-estado, sino también a nivel de los sistemas de pago.

Para América Latina, todo esto implica un panorama complejo e incierto. Por un lado, el debilitamiento del dominio del dólar podría abrir espacios para una mayor autonomía monetaria, económica y política, en los que sus países podrían aprovechar mejor sus ventajas comparativas. Por otro lado, la pugna entre distintos bloques de países o sistemas políticos y monetarios probablemente generará mayor volatilidad financiera y económica, lo que supone más retos para países de economías emergentes como los de América Latina. En este contexto, el acuerdo EU-Mercosur adquiere una nueva importancia, ya que representa la unión económica de dos grandes grupos de países y mercados con valores sociales y sistemas democráticos similares.

Adicionalmente, hay peligros evidentes. El sistema financiero alterno basado en los países BRICS+ sigue siendo un proyecto incompleto. China e India tienen rivalidades fronterizas. Brasil, Sudáfrica e India son democracias; Rusia y China no lo son. Las

contradicciones internas podrían fragmentar el proyecto antes de que prospere. Además, crear un nuevo sistema de pago internacional requiere infraestructura, confianza, instituciones sólidas. China posee capital e influencia, pero ¿invertiría México sus ahorros en yuanes?

Lo que está claro es que América Latina no puede permanecer pasiva en el contexto global actual. Los países latinoamericanos tienen recursos y activos que el mundo necesita: litio para las baterías de la transición energética, cobre para la electrificación y capacidad alimentaria para una población mundial creciente. Estos recursos deberían facilitar un mayor poder de negociación y una menor subordinación.

Una estrategia latinoamericana coherente requeriría varios elementos. Primero, fortalecer los espacios de integración regional reales. La Alianza del Pacífico y Mercosur deberían coordinar, no competir. Segundo, diversificar nuestras fuentes de financiamiento. El Banco Europeo de Inversiones, el Banco Asiático de Desarrollo y otras instituciones alternativas no son perfectas, pero ofrecen opciones que parecen cada vez más atractivas y eventualmente necesarias debido a la volátil política estadounidense. Tercero, y tal vez lo más importante: no reemplazar la subordinación al dólar por la subordinación a China. La verdadera autonomía requiere un juego de poder equilibrado y no cambiar la "membresía" de una esfera de influencia por otra.

El dominio del dólar no desaparecerá mañana. Seguirá siendo la moneda más importante durante décadas. Pero su hegemonía está fracturándose. En un mundo multipolar, donde BRICS+ opera sistemas de pago alternativos, donde Rusia y China comercian en sus propias monedas, donde las criptomonedas crecen exponencialmente y donde la Unión Europea busca una relativa autonomía, América Latina puede permitirse el lujo de la pasividad. La próxima década determinará si nuestra región será una pieza en el ajedrez de otros o un actor con voz propia en un sistema financiero genuinamente plural.

El nuevo orden mundial y la urgencia de diversificar la energía

Alberto Posso[*] y Abelardo Posso-Serrano[†]

El orden internacional que surgió tras la Segunda Guerra Mundial se construyó sobre una premisa ambiciosa: que los Estados estarían dispuestos a ceder parte de su soberanía en favor de la estabilidad global. Bajo el paraguas de la Carta de las Naciones Unidas, se intentó establecer una comunidad internacional basada en reglas, cooperación y resolución pacífica de conflictos.

Durante décadas, ese sistema, aunque imperfecto, logró evitar una guerra global y permitió avances significativos en comercio, desarrollo, derechos humanos y cooperación científica. Sin embargo, nunca fue un sistema completamente sólido. Siempre dependió, en última instancia, de la voluntad política de los Estados.

Hoy, esa voluntad está claramente en retroceso.

El resurgimiento de liderazgos nacionalistas, ambiciones regionales y visiones ideológicas incompatibles ha debilitado gravemente ese orden. El escenario actual, marcado por tensiones como las que involucran a Irán, Israel y Estados Unidos, no es un hecho aislado, sino un síntoma de un problema estructural más profundo: el mundo sigue siendo excesivamente vulnerable a los conflictos políticos de un pequeño número de países.

Y esa vulnerabilidad no es solo militar o diplomática. Es, también, energética.

1 Dependencia energética: el talón de Aquiles global

Gran parte de la economía mundial sigue dependiendo del petróleo y gas provenientes de regiones políticamente inestables, particularmente del Medio Oriente. Esto significa que cualquier escalada, ya sea un conflicto directo, sanciones, bloqueos o incluso amenazas, tiene efectos inmediatos y globales. Por ejemplo, el aumento de precios, inflación, disrupciones en cadenas de suministro y desaceleración económica.

En otras palabras, el sistema energético mundial está atado a la volatilidad política de unos pocos actores.

Esto no es sostenible.

2 El error del enfoque actual

El debate sobre la diversificación energética ha estado dominado por un argumento central: el cambio climático. Y ese argumento es válido. No reducir la dependencia de combustibles fósiles implica riesgos enormes a largo plazo para el planeta.

Pero ese no es el único problema y quizás no es el más urgente en el corto plazo.

[*]Griffith University, Australia.

[†]Investigador independiente, Quito, Ecuador.

El riesgo político es inmediato. Está ocurriendo ahora. Cada crisis en el Medio Oriente, cada tensión geopolítica, cada enfrentamiento indirecto entre potencias, tiene el potencial de desestabilizar la economía global en cuestión de días. No es un escenario hipotético; es un patrón repetido.

Ignorar esto es un error estratégico.

3 Diversificación energética como política de seguridad

La diversificación de fuentes de energía no debe entenderse únicamente como una política ambiental, sino como una política de seguridad nacional e internacional.

Reducir la dependencia de regiones conflictivas implica (i) mayor estabilidad económica interna; (ii) menor exposición a crisis externas; (iii) mayor autonomía estratégica, y (iv) reducción del poder geopolítico desproporcionado de ciertos actores.

Esto incluye no solo energías renovables, sino también diversificación geográfica de proveedores, desarrollo tecnológico interno y fortalecimiento de infraestructuras energéticas resilientes.

4 Conclusión

El problema no es solo que existan conflictos en regiones clave. El problema es que el mundo ha construido su funcionamiento sobre la base de que esos conflictos no ocurran o no escalen.

Esa suposición ya no es válida. El nuevo orden mundial, aún en formación, estará definido por cómo los Estados respondan a esta realidad. Aquellos que logren reducir su exposición a los vaivenes políticos externos tendrán una ventaja decisiva.

Y, en ese camino, la diversificación energética no es solo una política inteligente.

Es una condición de supervivencia estratégica.

Artículos de investigación

Dolarización y producción: una evaluación de impacto

Anthony Pozo Barrera[*]

Los diferentes regímenes de tipo de cambio han sido ampliamente discutidos en la literatura, en cuanto a su incidencia en la producción, las tasas de interés y la forma en la que manejan *shocks* externos. Sin embargo, la dolarización oficial de una economía no ha tenido la misma atención, específicamente en la literatura empírica que la vincula con el desempeño del sector real. La presente investigación realiza una evaluación de impacto del cambio de régimen monetario sobre la producción en Ecuador durante el período 1980-2017. Se utiliza el método de control sintético, generalmente implementado para evaluar el impacto de políticas sobre unidades agregadas. Se encuentra un impacto positivo sobre el PIB per cápita a raíz de la dolarización de la economía ecuatoriana. Se estima que este impacto equivale a USD 454.87 adicionales, en promedio anual, al PIB per cápita.

Palabras clave: dinero, empleo, métodos de simulación, producción, sistemas monetarios
Códigos JEL: P24, E24, C53, E23, E42
DOI: 10.47550/RCE/36.1.1
Recibido: 2025-12-03 · **Aceptado:** 2026-06-03

[*]Universidad de las Fuerzas Armadas (ESPE), Departamento de Ciencias Económicas, Administrativas y de Comercio, Quito, Ecuador; Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales (FLACSO), Departamento de Economía, Ambiente y Territorio, Quito, Ecuador. ORCID: 0000-0001-5452-4959. CRediT: conceptualización, metodología, software, análisis formal, investigación, redacción - borrador original, redacción - revisión y edición. Correo electrónico: aspozo@espe.edu.ec.

Copyright © 2026 Pozo Barrera. Los autores conservan los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License

Dollarization and Production: An Impact Evaluation

Anthony Pozo Barrera

Different exchange rate regimes have been widely discussed in the literature regarding their impact on production, interest rates, and the way they address external shocks. However, the official dollarization of an economy has not received the same level of attention, particularly in the empirical literature linking it to the performance of the real sector. This research conducts an impact evaluation of the monetary regime change on production in Ecuador during the period 1980-2017. The synthetic control method is used, as it is generally implemented to evaluate the impact of policies on aggregate units. The results show a positive impact on GDP per capita as a result of the dollarization of the Ecuadorian economy. This impact is estimated at an additional USD 454.87 per year, on average, to GDP per capita.

Keywords: money, employment, simulation methods, production, monetary systems
JEL Codes: P24, E24, C53, E23, E42
DOI: 10.47550/RCE/36.1.1
Received: 2025-12-03 · **Accepted:** 2026-06-03

1 Introducción

Uno de los arreglos monetarios más peculiares implementados en pocos países de América Latina fue la dolarización, considerada como un tipo de cambio fijo que consiste en renunciar a la moneda nacional y reemplazarla en su totalidad por dólares de los Estados Unidos. En la región, tres países utilizan el dólar estadounidense como moneda oficial: Panamá, El Salvador y Ecuador.[1]

A raíz de estos casos particulares, surgió una literatura sobre la dolarización que explora sus ventajas y desventajas. Por ejemplo, Quispe-Agnoli & Whisler (2006) señalan que la implementación de la dolarización en un país presenta ventajas importantes, como el control de la inflación, una mayor integración al sistema bancario internacional, la reducción considerable de las tasas de interés en el sistema bancario, la estabilidad cíclica de la producción y el incremento de los niveles de ahorro del país.

Asimismo, según detalla Goldstein (2002), la dolarización presenta ciertos riesgos y limitaciones que deben tomarse en cuenta y que pueden influir en su sostenibilidad, tales como las restricciones para implementar política monetaria, la necesidad de una mayor disciplina fiscal, la inexistencia de un prestamista de última instancia ante riesgos en el sistema financiero, el riesgo de deflación de deuda, la desaparición de los ingresos por señoreaje y el ajuste macroeconómico a través de variables reales ante *shocks* externos. Estos límites pueden entenderse como restricciones y riesgos de mediano y largo plazo con los que deben lidiar los países que implementan este régimen.

La experiencia de Ecuador ha permitido plantear hipótesis que indican que la dolarización es una medida efectiva para salir de crisis inflacionarias o relacionadas con el sistema financiero. Si bien el comportamiento de la inflación y la credibilidad del sistema financiero mejoraron una vez que se implementó esta medida en algunos países, aún ha sido poco explorado el efecto que un cambio de régimen monetario causa sobre el resto de la economía, específicamente su impacto de largo plazo sobre el sector real. Existen pocos estudios sobre el comportamiento de largo plazo de la producción en economías dolarizadas, lo que constituye una brecha en la literatura.

Ante esto, la pregunta que se establece en la presente investigación es: ¿cuál es el impacto en el PIB per cápita en el largo plazo en el Ecuador ante un cambio de régimen monetario? Para responder a esta pregunta, se plantea el siguiente objetivo general: determinar el impacto sobre el PIB per cápita en el Ecuador ante un cambio de régimen monetario. Asimismo, se plantean los siguientes objetivos específicos: i) identificar los beneficios, limitaciones y riesgos de la implementación de la dolarización en economías emergentes y ii) estimar el impacto sobre la producción de la implementación de la dolarización en el Ecuador.

La pregunta de investigación está motivada por el escaso conocimiento que existe en la literatura sobre el impacto de un cambio de régimen monetario en variables reales de largo plazo, por lo que este estudio busca contribuir a llenar ese vacío. Además, ante las elevadas tasas de inflación y las constantes devaluaciones en ciertos países, como Argentina y Venezuela, la dolarización de sus economías se propone repetidamente en la esfera política como una alternativa para controlar la inflación y estabilizar la economía. Sin embargo, esta propuesta no siempre ha surgido a partir de evidencia empírica de experiencias similares, por lo que aún no existe claridad sobre los efectos que esta medida

[1] Según el IMF (2023), catorce economías no cuentan con moneda nacional de curso legal. Ecuador, El Salvador, Islas Marshall, Micronesia, Palau, Panamá y Timor-Leste utilizan el dólar estadounidense; Andorra, Kosovo, Montenegro y San Marino, el euro; y Kiribati, Nauru y Tuvalu, otra moneda extranjera.

puede causar, específicamente sobre el sector real, ámbito al que esta investigación pretende aportar.

El presente artículo se organiza de la siguiente manera: i) introducción, ii) revisión de literatura, iii) materiales y métodos, iv) resultados y limitaciones, y v) conclusiones y discusión.

2 Revisión de literatura[2]

En las economías dolarizadas, a nivel teórico, se identifican ciertos beneficios potenciales ligados al incremento del comercio, la producción y la inversión, debido a la eliminación del riesgo cambiario, a una inflación estable, a un sistema financiero más sólido y a un aumento general de la credibilidad (Arellano & Heathcote, 2010, p. 968; Berg & Borensztein, 2000, p. 40; Eichengreen, 2001, pp. 269-270; Levy-Yeyati & Sturzenegger, 2002, pp. 22-24). No obstante, estos beneficios potenciales podrían no materializarse debido a las limitaciones y riesgos identificados, relacionados con la pérdida de herramientas de política para responder ante *shocks* externos, lo que ocasiona una elevada volatilidad y dependencia del sector externo (Berg & Borensztein, 2000, p. 40; Goldstein, 2002, p. 37; González-Astudillo, 2019, pp. 96-97; Levy-Yeyati & Sturzenegger, 2002, pp. 30-36; Missaglia, 2021; Vernengo & Bradbury, 2011, p. 360). Por su parte, el sector real se convierte en el principal mecanismo de ajuste ante *shocks* externos, transformando también a las demás variables reales en mecanismos de ajuste.

Al parecer, las limitaciones y riesgos no recaen únicamente sobre las herramientas de política económica que restringen el accionar de los gobiernos de los países dolarizados, sino también sobre la economía en su conjunto. La estructura productiva, debido a su elevada interconexión con el sector externo y, en específico, con los mercados de materias primas, queda sujeta a una alta volatilidad de los precios de estas, lo que influye en los niveles de producción y diversificación. Por su parte, el sector fiscal, al constituir el principal mecanismo para instrumentar política económica, ve limitado su accionar por los recursos disponibles, lo que añade una mayor vulnerabilidad a la economía (González-Astudillo, 2019, pp. 96-97; Levy-Yeyati & Sturzenegger, 2002, pp. 30-36; Vernengo & Bradbury, 2011, p. 360).

Ante este escenario, se convierten en tareas complejas el mantener niveles de producción estables o crecientes a largo plazo en los países dolarizados. Al ser altamente dependientes del sector externo y con pocas herramientas de política, los incentivos o procesos que puedan llevarse a cabo no serían suficientes para alterar esta dinámica volátil que estas economías han construido en torno a su esquema monetario. Dada esta complejidad, la literatura al respecto sobre una evaluación de impacto de la medida no ha sido determinante hasta la fecha. A continuación, se detallan los ejercicios realizados al respecto.

El primer estudio en abordar esta cuestión es el de Hallren (2014), cuyo objetivo principal es estimar, mediante el método de control sintético, el efecto de dos medidas de política sobre el ingreso y la inflación: la dolarización, para el caso ecuatoriano, y la caja de conversión, para Argentina. Para la selección del *pool* de donantes en la construcción del contrafactual, en ambos casos, se siguieron ciertos criterios de exclusión: se descartaron los países que hubieran implementado la dolarización, una caja de conversión o una unión monetaria; asimismo, se excluyeron aquellos países con los que Ecuador o Argentina hubieran tenido algún tipo de efecto *spillover*. Por fuera de estos criterios

[2]En el anexo 1 se presenta un resumen.

de exclusión, se consideraron todos los demás países, incluyendo países del continente africano.

En ese sentido, para Ecuador y Argentina el *pool* de donantes fue diferente, así como los predictores utilizados y el período abarcado. En el caso de Ecuador, se consideró el período 1980-2010. Como predictores de la inflación anual se utilizaron el crecimiento poblacional y la razón entre el gasto público y el PIB. En cambio, para Argentina se abarcó el período 1980-2000 y se utilizaron como predictores la inflación, el crecimiento poblacional y la razón entre M2 y el PIB. Para Ecuador, se consideraron 37 países como potenciales donantes, de los cuales fueron seleccionados los siguientes: República Democrática del Congo (9 %), Kenia (23.9 %), Nicaragua (7.2 %), Noruega (0.8 %), Nueva Guinea (11 %) y Turquía (57.1 %). Esto indicaría, en primera instancia, que el comportamiento de la inflación antes de la dolarización en Ecuador siguió un patrón similar al de países africanos, como Kenia, o de Medio Oriente, como Turquía, mientras que presentó poca similitud con el de países americanos.

Para Argentina, por su parte, se consideró inicialmente un *pool* donador de 57 países, cuyos donantes fueron los siguientes: Bolivia (19 %) y Perú (81 %). A diferencia del caso ecuatoriano, el comportamiento de la inflación en Argentina antes de la implementación de la caja de conversión fue muy similar al de dos países americanos. Por su parte, los predictores elegidos para el comportamiento del PIB per cápita de Argentina y Ecuador fueron el comportamiento promedio del PIB per cápita de todo el período antes de la implementación, la ratio del M2 sobre el PIB, la inflación y el grado de apertura comercial. Para Argentina, los países donantes fueron República Democrática del Congo (15.3 %), Islandia (0.1 %), Perú (37.3 %), Trinidad y Tobago (4.8 %) y Venezuela (42.5 %). Para Ecuador, en cambio, fueron: República Democrática del Congo (33 %), Gambia (7.2 %), Noruega (0.7 %), Sudan (36.5 %) y Venezuela (20.7 %).

Estos predictores para ambos países y los diferentes *pools* de donantes en cada caso, arrojaron un gran nivel de ajuste en su comportamiento antes de la implementación de la dolarización y de la caja de conversión, respectivamente. El autor concluye que, en el caso de la inflación, las medidas fueron exitosas y tuvieron un impacto negativo sobre esta variable. Argentina registró −2.74 puntos logarítmicos por debajo de su contrafactual, mientras que Ecuador registró −1.04 puntos logarítmicos por debajo del suyo. Sin embargo, el aparente éxito de las medidas en controlar la inflación solo se visualiza una vez que pasan algunos años, indicando que el proceso de ajuste de los precios no es automático. En contraste, se concluye también que no se encuentra ningún tipo de impacto sobre la producción después de la implementación de la dolarización o la caja de conversión.

El segundo estudio en abordar el impacto de un cambio de régimen monetario a través del método de control sintético fue el de Yepes (2016), que se enfocó en investigar el impacto de la dolarización sobre el crecimiento económico en Ecuador y el Salvador. Para la evaluación del impacto en el crecimiento económico de ambos países, el autor utilizó información de los indicadores de desarrollo mundial del Banco Mundial y la base de datos de Barro y Lee. La información abarca desde 1980-2013, específicamente 20 años del período preintervención y 13 años posintervención. Como predictores del crecimiento económico utilizó a la inversión extranjera directa, la formación bruta de capital, el número de años de educación secundaria, la densidad poblacional, la población urbana y la apertura comercial. Su variable de interés fue el PIB per cápita a precios del 2005. El *pool* de donantes para ambos países consistió en 42 países de nivel de ingreso medio-bajo y con ciertas similitudes en su localización geográfica con respecto a Ecuador y El Salvador.

Para la estimación se excluyó del *pool* de donantes a Panamá, por ser un país ya dolarizado. Además, al momento de la construcción del contrafactual, el modelo de Ecuador excluyó a El Salvador y viceversa. Asimismo, se excluyó del *pool* a los países que pudieron beneficiarse de la medida por un impacto indirecto o por fectos *spillover*. Para Ecuador se excluyó a Estados Unidos, Colombia, Perú y Panamá, y para El Salvador se excluyó a Nicaragua, Guatemala, Honduras y Costa Rica. El *pool* final de países donantes estuvo conformado por países de todo el mundo, con excepción de los señalados anteriormente. Para Ecuador, los países donantes fueron Argelia (33.7 %), Argentina (11.9 %), Bolivia (9.6 %), Botsuana (5.8 %), Nigeria (24.7 %) y Venezuela (14.5 %). Por su parte, para El Salvador, los países donantes fueron Argentina (21.4 %), República Dominicana (32.8 %) y Vietnam (45.8 %).

Después de las respectivas pruebas placebo y la validación de las estimaciones, el autor no encontró ningún efecto causal de haber implementado la dolarización en el crecimiento económico de ambos países, ni positivo ni negativo. Finalmente, argumenta que el crecimiento económico experimentado luego de la implementación de la dolarización no es atribuible a un cambio de régimen monetario, sino que podría explicarse por factores internos, como un incremento de la productividad, o externos, como el aumento de los precios de las materias primas.

El tercer estudio que utiliza el método de control sintético para determinar el impacto de la dolarización en el Ecuador es el de Gachet (2018), pero que a diferencia de los anteriores presentados este se enfoca en su impacto sobre el comercio. El autor parte señalando una similitud de la dolarización con el patrón oro, centrándose así mismo sobre Ecuador y El Salvador. La estrategia metodológica es similar; sin embargo, a diferencia de los estudios de Hallren (2014) y Yepes (2016), el autor selecciona para el *pool* de donantes únicamente países de América Latina, ya que, a su criterio, estos pueden aportar particularidades relevantes sobre el comportamiento del comercio entre 1980 y 1990 en ambos países. Como predictores del comercio, utilizó las siguientes variables: comercio bilateral con Estados Unidos y el resto del mundo menos las economías dolarizadas —por criterios de exclusión—, PIB constante a precios del 2009, población y la distancia entre las principales capitales de los países. La información utilizada provino de la dirección de estadísticas sobre el comercio del FMI y el Banco Mundial.

Para Ecuador, se incluyó una variable de barriles de petróleo producidos y, para El Salvador, la producción de cultivos de café, con el objetivo de representar características específicas de ambos países. Los países donantes para Ecuador fueron Bolivia (50.5%) y Venezuela (49.5%) con respecto al comercio con Estados Unidos. En cuanto al comercio con el resto del mundo, los países donantes fueron Bolivia (51.2 %), Colombia (24.8 %), Honduras (2 %) y Venezuela (21.9 %). En el caso de El Salvador, los países donantes para el comportamiento del comercio con Estados Unidos fueron Bolivia (32.9 %), Costa Rica (23.2 %), Guatemala (11.3 %) y Honduras (32.5 %). Para el comercio con el resto del mundo, los donantes fueron Costa Rica (25.3 %), Guatemala (39.3 %) y Nicaragua (35.4 %).

El autor encuentra que, luego de pruebas placebo y validación, la dolarización tuvo un efecto positivo en el comercio de ambos países, pero que estos fueron en diferente magnitud. El comercio bilateral entre Estados Unidos y Ecuador se incrementó en un 43 %, mientras que el comercio con el resto del mundo aumentó en 6 %, ambas estimaciones con respecto a su sintético. En el caso del El Salvador, el comercio bilateral con Estados Unidos se llegó a incrementar un 76 %, mientras que con el resto del mundo aumentó en un 12 %, igualmente en relación con su sintético. Esto indicaría que El Salvador obtuvo mayores beneficios comerciales que Ecuador a raíz de la dolarización.

En contraste a estos resultados, Díaz (2023, p. 14) no encontró evidencia de un incremento del comercio entre Ecuador y El Salvador con Estados Unidos después de implementar la dolarización. Tampoco identificó un aumento del comercio entre Ecuador, El Salvador y Panamá, países que conformarían un espacio de moneda común en América Latina. Esta diferencia podría deberse al período de análisis y a la estrategia metodológica empleada en cada estudio, ya que Díaz (2023, p. 14) utiliza un enfoque de diferencias en diferencias, mientras que Gachet (2018) implementa el método de control sintético.

Un estudio adicional que emplea el método de control sintético para el caso ecuatoriano es el de Ontaneda (2017), cuyo objetivo es estimar el impacto de la dolarización oficial sobre la profundización financiera, aproximada a través del crédito doméstico al sector privado como proporción del PIB. A diferencia de los trabajos de Hallren (2014) y Yepes (2016), que se centran en el ingreso y el crecimiento económico, Ontaneda (2017) desplaza la atención hacia el sistema financiero, reconociendo que la dolarización puede ejercer efectos ambivalentes sobre este. Por un lado, al controlar la inflación y eliminar el riesgo cambiario, puede inducir un entorno más favorable para la intermediación financiera; por otro, al suprimir la función de prestamista de última instancia del banco central, obliga a las instituciones financieras a mantener altos niveles de liquidez, incrementando el costo de la intermediación y restringiendo potencialmente la expansión del crédito. El análisis abarca el período 1988-2011, lo que permite contar con doce años en el período pretratamiento y doce años bajo dolarización oficial.

La estrategia empírica combina el método de control sintético (MCS), siguiendo los postulados de Abadie & Gardeazabal (2003) y Abadie et al (2010, 2014), con el análisis de series temporales interrumpidas (ASTI), siguiendo a Linden & Adams (2010), con el propósito de superar las limitaciones propias de los métodos tradicionales ante la reducida cantidad de países que han adoptado la dolarización oficial. Para la construcción del Ecuador sintético, el autor utiliza como predictores el logaritmo natural del PIB per cápita en precios constantes de 2005, el grado de apertura al comercio internacional como proporción del PIB, el índice de apertura de la cuenta de capital de Chinn-Ito, la tasa de inflación, la tasa de interés activa y una variable dicotómica de crisis bancaria. El *pool* de donantes quedó conformado por catorce países —Burundi, Bolivia, Costa Rica, Egipto, Ghana, Gambia, Guatemala, Kenia, Madagascar, México, Malawi, Perú, Filipinas y Sierra Leona—, seleccionados bajo criterios de exclusión similares a los aplicados en otros estudios: no haber adoptado la dolarización, la caja de conversión o una unión monetaria, no haber experimentado crisis bancarias entre 2000 y 2011, y presentar variables de predicción similares a las ecuatorianas.

La ponderación resultante asignó mayor peso a Sierra Leona (44 %), Filipinas (19 %), Perú (18 %), Bolivia (12 %) y Burundi (6 %). Los resultados del MCS sugieren que, si bien la dolarización habría incrementado el crédito doméstico en aproximadamente 7.64 puntos porcentuales del PIB con respecto al contrafactual en 2011, las pruebas placebo indican que esta brecha no es inusualmente grande en relación con los países del *pool* —con una probabilidad del 25 % de obtener una magnitud similar por azar—, por lo que no puede atribuirse un efecto estadísticamente significativo. El autor concluye que la evolución del crédito en Ecuador no se diferencia de la tendencia general observada en otros países latinoamericanos, resultado consistente con el de Hallren (2014), quien tampoco encontró efectos significativos sobre el ingreso real.

Un estudio más reciente que retoma la pregunta sobre el impacto de la dolarización en el desempeño económico del Ecuador es el de Cachanosky et al. (2024). A diferencia de los trabajos de Hallren (2014) y Yepes (2016), que no encuentran evidencia de un

impacto significativo sobre el ingreso o el crecimiento económico, Cachanosky et al. (2024) se proponen reevaluar esta relación aplicando el análisis de control sintético sobre el PIB per cápita del Ecuador, en el marco de una agenda investigativa que examina la dolarización no únicamente como ancla nominal, sino como dispositivo institucional con implicaciones sobre la disciplina fiscal, la restricción de políticas discrecionales y la estabilidad macroeconómica de largo plazo. El estudio se inscribe en una línea de trabajo acumulada por los mismos autores en colaboración con otros investigadores (Cachanosky et al., 2023; Cachanosky et al., 2022), lo que le confiere coherencia interna respecto de la selección metodológica y las hipótesis de partida, y lo conecta con la tradición de aplicaciones del control sintético para la evaluación de reformas institucionales irreversibles en economías pequeñas y abiertas.

Los resultados obtenidos por Cachanosky et al. (2024) contrastan con los de los trabajos precedentes, al reportar una probabilidad significativa de que la dolarización haya tenido un impacto positivo sobre el PIB per cápita del Ecuador. Este hallazgo es particularmente relevante en el contexto de los debates de política económica sobre la viabilidad de la dolarización como régimen monetario permanente en economías emergentes con historiales de alta inflación y volatilidad cambiaria. Los autores señalan la pertinencia de sus resultados para países que evalúen la dolarización como alternativa de política en el corto y mediano plazo, aunque reconocen que la especificidad del caso ecuatoriano —marcada por condiciones institucionales y externas particulares— limita la generalización de las conclusiones.

Los trabajos revisados han resaltado la pertinencia del método de control sintético para la evaluación de impacto en diferentes contextos, pero con especial relevancia sobre la aplicación de políticas y de la dolarización. En conjunto, la evidencia empírica revisada ha abordado variables como la producción, la inflación, el comercio y la profundización financiera, y muestra resultados no concluyentes respecto de los efectos de un cambio de régimen monetario. Mientras ciertos estudios no encuentran evidencia de impactos significativos sobre el ingreso, el crecimiento económico o el crédito, otros identifican efectos positivos sobre el comercio o una probabilidad significativa de mejoras en el PIB per cápita. En ese sentido, la literatura especializada todavía no ofrece una respuesta definitiva sobre los efectos de largo plazo de la dolarización sobre el desempeño del sector real.

Finalmente, los trabajos analizados en la presente sección permiten evidenciar que el método de control sintético es la estrategia metodológica adecuada para responder la pregunta de investigación planteada en el presente trabajo. Esta metodología permite evaluar el impacto de la dolarización en la producción del Ecuador, considerando particularidades propias de la economía ecuatoriana y construyendo un contrafactual adecuado en base al comportamiento similar de otros países de la región y el mundo. En la siguiente sección, se describe más a detalle la metodología utilizada.

3 Materiales y métodos

Siguiendo los postulados metodológicos desarrollados por Abadie et al. (2010), Abadie et al. (2014), Becker & Klößner (2018) y Abadie (2021), el método de control sintético tiene el siguiente esquema:

Se supone que se tiene un conjunto de $N + 1$ unidades de observación almacenadas en un conjunto $J = \{1, ..., N, N + 1\}$, donde, por simplicidad, la unidad $N + 1$ será la unidad que evidenció el tratamiento, mientas que el resto del conjunto, $J' = \{1, ..., N\}$, corresponderá al conjunto de potenciales donantes que conformarán la unidad de con-

trol sintética. Asimismo, se supone que todas las unidades del conjunto J cuentan con robusta información a lo largo del período de tiempo $T = (t_o, ..., t_N)$, donde la unidad de tratamiento sufre la intervención a partir de un tiempo t^* tal que, en el período de t^* a t_N la unidad $N + 1$, y solo esta, posee el tratamiento, y antes de t^*, no, es decir en el período de t_o a t^*. Por lo tanto, el intervalo de tiempo T está conformado por dos componentes, uno correspondiente al período de pretratamiento $T_{pre} = [t_o, t^*]$, y otro al período de postratamiento $T_{post} = [t^*, t_N]$, tal que $T = T_{pre} + T_{post}$. Todas las unidades del conjunto J tendrán un valor de 0 en T_{pre}, mientras que en T_{post} todas las unidades de J' mantendrán un valor de 0, y la unidad de tratamiento, $N + 1$, presentará un valor de 1.

Ahora bien, se define a la variable Y_{it}^N como resultado a ser observado en ausencia de intervención, por la región i en el tiempo t, en el período de tiempo T_{post} para todas las unidades pertenecientes a J'. Asimismo, se define a la variable Y_{it}^I como el resultado a ser observado por la unidad i en el tiempo t si, y solo si, dicha unidad fue intervenida en el período T_{post}, es decir, la unidad $N + 1$. Por lo tanto, en el período de postratamiento la diferencia observada entre Y_{it}^I y Y_{it}^N será el resultado de la intervención de la unidad i en el tiempo $t \in T_{post}$, lo cual está recogido por el coeficiente $\beta_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N$, mientras que para todo $t \in T_{pre}$, se asume que $Y_{it}^I = Y_{it}^N$, ya que no hubo intervención, y por lo tanto no debería existir diferencia entre las variables de resultado.

Sin embargo, nótese que el efecto de la intervención en T_{post} es conocido, ya que Y_{it}^I es observado. Sin embargo, no se conoce Y_{it}^N, el cual tiene la siguiente estructura:

$$Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t Z_i + \gamma_t U_i + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

Donde, δ_t es un factor constante entre las unidades, pero desconocido; Z_i es un vector $(r \times 1)$ de covariables observadas no afectadas por la intervención; θ_t es un vector de parámetros desconocido $(1 \times r)$; γ_t es una vector $(1 \times F)$ de factores comunes no observados; U_i es un vector $(F \times 1)$ desconocido, pero que representa las cargas factoriales, y ε_{it} es un término de error con media cero.

Ahora bien, supóngase un vector de pesos W asociado a cada unidad del conjunto $J' = \{1, ..., N\}$ tal que $W = (w_1, ..., w_N)'$, donde cada $w_i \geq 0$, para todo $i = 1, ..., N$, cuya suma es $\sum_1^N w_i = 1$. Cada uno de los w_i representa el valor promedio ponderado de un potencial control sintético. Entonces, si se introduce el vector de pesos, W, se obtiene lo siguiente:

$$\sum_1^N w_i Y_{it}^N = \delta_t + \theta_t \sum_1^N w_i Z_i + \gamma_t \sum_1^N w_i U_i + \sum_1^N w_i \varepsilon_{it} \tag{2}$$

Se debe recordar que el control sintético a construir es una combinación lineal del conjunto de unidades donantes en J', ponderadas por sus respectivos pesos. Entonces, para determinar una unidad sintética que refleje el comportamiento de la unidad $N + 1$ en el período de tiempo T_{pre}, tal que $Y_{it}^I - Y_{it}^N = 0$, se necesita encontrar los pesos promedios de las unidades donantes W^*. Así, supóngase que se ha encontrado el vector de pesos óptimo $W^* = (w_1^*, ..., w_N^*)$, de tal manera que, al realizar la diferencia entre la variable de resultado en la unidad tratada y la del control sintético a construir, β_{it}, se tiene que:

$$\hat{\beta}_{it} = Y_{it}^{I} - \sum_{i=1}^{N} w_i^* Y_{it}^{N} \tag{3}$$

De esta manera, se obtiene el efecto estimado de la intervención en la unidad de tratamiento, pues el control sintético, conformado por los promedios ponderados de las unidades seleccionadas, exhibe el resultado que habría obtenido la unidad tratada en ausencia de intervención durante todo el periodo T_{post}. Sin embargo, para que el resultado en $\hat{\beta}_{it}$ sea válido, confiable e insesgado (Abadie et al., 2014, p. 495) las unidades donantes y sus respectivos pesos w_i deben ser los óptimos, de modo que en el período T_{pre} presente el mismo comportamiento que la unidad tratada. Así, en términos de la Ecuación (1), para U_i y Z_i, debe cumplirse que $\sum_1^N w_i U_i = U_i$ y $\sum_1^N w_i Z_i = Z_i$.

Dado que se busca explicar un resultado en la unidad tratada, dicho resultado depende de un conjunto de variables explicativas que, junto con el vector de pesos óptimos, permiten representar un comportamiento similar entre el control sintético construido y la unidad tratada. Entonces, para encontrar la función que permita tal representación, supóngase un vector X_1 de dimensión $(k \times 1)$, que representa las características en el período de pretratamiento T_{pre} en la unidad tratada. También, supóngase un vector X_0 de dimensión $(k \times N)$, que recoge las características en el período de pretratamiento T_{pre}. De este modo, se busca minimizar la siguiente función (Campos et al., 2014):

$$\begin{aligned} \text{Min} \sum_{m=1}^{k} V_m (X_{1m} - X_{om} W^*)^2 \\ \text{s. t.} \\ w_i \geq 0, \quad \forall i \in [1, N] \\ \sum_{1}^{N} w_i = 1 \end{aligned} \tag{4}$$

Donde el término V_m indica el peso relativo de explicación con respecto a la variable de resultado, obtenido por medio de validación cruzada para conocer el peso de cada k variable. Por lo tanto, en la Ecuación (4), el proceso de optimización consiste en la minimización del error cuadrático medio de predicción (MSEP) en el período de pretratamiento; es decir, encontrar la unidad sintética cuando el proceso de minimización en la Ecuación (4) tiende a 0 (Becker & Klößner, 2018).

No obstante, los resultados obtenidos por el método de control sintético, como en otras metodologías de estimación, requieren pruebas de robustez para validar los resultados y comprobar el potencial de inferencia estadística que subyace al método. Para ello, se recurre al placebo de unidades en el espacio, cuyo criterio radica en la aplicación del tratamiento a las unidades donantes. Si se evidencia un efecto similar o mayor como consecuencia de la intervención, la confianza en los resultados de la unidad originalmente tratada se vería reducida. Por otra parte, también se utilizará la ratio entre el error de predicción del período pos y pretratamiento para el Ecuador y para las unidades donantes tratadas como placebo. En este caso, dicha ratio no constituye por sí misma el p-valor, sino el estadístico base sobre el cual se construye la inferencia placebo.

El p-valor se obtiene al comparar la ratio correspondiente al Ecuador con la distribución de ratios de las unidades placebo, excluyendo del cálculo aquellas unidades cuyo error de predicción pretratamiento supera en más de cinco veces al de la unidad tratada. De esta manera, si la ratio del Ecuador se ubica entre las más extremas del conjunto de

placebos no excluidos, se concluye que el efecto estimado presenta significancia estadística. Así mismo, la inferencia utilizada no descansa en una estandarización adicional de los p-valores, sino en la comparación placebo basada en la ratio de ajuste y en el criterio de exclusión de unidades con bajo ajuste preintervención.

Con base a la literatura revisada, se construyó un panel de datos que abarca el período de 1980-2017. La construcción de esta base de datos permitió un horizonte de información de 20 años en el período pretratamiento y 17 años en el período postratamiento. Para los niveles de producción medidos a través del PIB real per cápita con año base 2010, se consideraron las siguientes variables explicativas para el modelo: apertura comercial (% del PIB); formación bruta de capital fijo (% del PIB); gasto público (% del PIB); crédito (% del PIB); rentas petroleras (% del PIB); M2 (% del PIB); capital humano; población; brecha de crédito; inflación, y términos de comercio[3].

Un aspecto metodológico importante del presente ejercicio radica en que la implementación de la dolarización oficial en el Ecuador coincide temporalmente con la fase más aguda de la crisis financiera y del colapso económico de fines de 1999 y 2000. En ese sentido, la estimación aquí planteada no debe entenderse como un intento de aislar mecánicamente un efecto puro e inmediato de la medida, completamente separado del proceso de estabilización posterior a la crisis, sino como una evaluación del desempeño de la economía ecuatoriana bajo el nuevo régimen monetario en el largo plazo con respecto a un contrafactual construido a partir de economías comparables. Precisamente por ello, el análisis se organiza sobre un horizonte amplio de información, con veinte años en el período pretratamiento y diecisiete años en el período postratamiento, de forma que el interés del estudio no se concentre únicamente en la recuperación inicial, sino en la trayectoria posterior del PIB per cápita real.

Las variables seleccionadas van en línea con la literatura de crecimiento económico, modelos de economías dolarizadas y también de ejercicios similares. En concreto, Hallren (2014) utiliza en su estudio a la población, crecimiento poblacional, gasto público, inflación, M2 y apertura comercial. Por su parte, Yepes (2016) utiliza en su ejercicio a la inversión extranjera directa, la formación bruta de capital fijo y el capital humano. Así mismo, Fernández (2019) y Missaglia (2021) identifican al crédito como una variable importante en la dinámica del comportamiento económico en las economías dolarizadas, mientras que Sandoval Vinelli (2020) y Gachet (2018) detallan los ingresos del petróleo como una característica propia del modelo de dolarización en Ecuador. Finalmente, Sánchez-Reaza (2010) y Ponce & Noroña (2021) han destacado la importancia de los términos de comercio en el crecimiento económico, especialmente en los países de América Latina.

En particular, la inclusión de las rentas petroleras y de los términos de comercio responde a la necesidad de controlar un aspecto central del período analizado: el contexto externo favorable asociado al incremento de los precios del petróleo y, en general, de las materias primas. De esta manera, el contrafactual construido no representa una economía ajena a dicho *shock* externo, sino una contraparte sintética expuesta también a ese entorno internacional. En la misma dirección, el *pool* de donantes se conformó considerando países con características similares al Ecuador y, específicamente, con condición de países petroleros, con el propósito de que el Ecuador sintético recoja también parte de los efectos asociados al ciclo de *commodities*.

Con relación al *pool* de donantes, se construyó un conjunto de 48 países. Estos fueron seleccionados por tener características similares al Ecuador, tanto en términos geográficos, de ingresos y con características de país petrolero. Se excluyó a Estados Unidos,

[3]En el anexo 2 se detalla las variables y fuentes utilizadas en el presente estudio.

Panamá y El Salvador, por utilizar el dólar como moneda oficial en el período de análisis, y se excluyó a Argentina, por su implementación de un régimen similar —la caja de conversión— durante el período de análisis. La Tabla 1 detalla el *pool* de donantes en cada caso.

Tabla 1. Países donantes PIB per cápita

País	País	País
Burundi	Ghana	Nigeria
Burkina Faso	Gambia	Nicaragua
Bahréin	Guatemala	Nepal
Bolivia	Honduras	Pakistán
Brasil	India	Perú
Barbados	Irán, República Islámica del	Filipinas
Botsuana	Jamaica	Paraguay
Côte d'Ivoire	Jordania	Ruanda
Camerún	Kenia	Arabia Saudita
Congo, República del	Sri Lanka	Senegal
Colombia	Marruecos	Singapur
Costa Rica	Madagascar	Togo
Argelia	México	Túnez
Ecuador	Mauricio	Uruguay
Egipto	Malasia	Venezuela
Gabón	Níger	Sudáfrica

Elaboración: autor

La herramienta estadística utilizada fue el software R. Para la aplicación del método de control sintético, se empleó la librería *Multivariate Synthetic Control Method Using Time Series* (MSCMT), desarrollada por Becker & Klößner (2018). Además, se utilizaron librerías complementarias para la adecuada manipulación de datos en el entorno de R.

4 Resultados y limitaciones

En la presente sección, se detallan los principales resultados obtenidos al analizar el impacto sobre la producción a raíz de un cambio de régimen monetario. Además, se realizan las respectivas pruebas de validación e inferencia estadística de los resultados, así como una discusión de sus principales implicaciones.

4.1 Niveles de producción (PIB real per cápita)

Los países y pesos que dan solución al problema de optimización son los que se detallan a continuación:

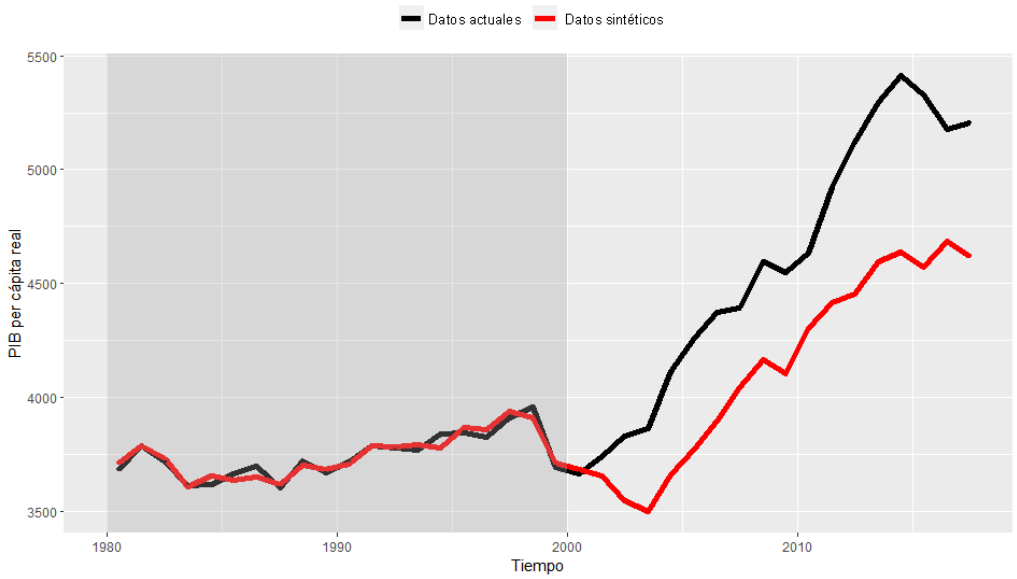
Tabla 2. Control de pesos del Ecuador sintético (PIB per cápita real)

País	Pesos
Brasil	5.70 %
Burundi	23.45 %
Congo	17.76 %
Gabón	4.33 %
Honduras	7.69 %
Paraguay	32.32 %
Uruguay	2.37 %
Venezuela	6.39 %

Elaboración: autor

El resto de los países donantes del *pool* fueron excluidos de la tabla, ya que su contribución a la construcción del Ecuador sintético fue de 0. Los países donantes son una mezcla de países americanos y africanos que mejor construyen el comportamiento del PIB real en el período preintervención, es decir, de 1980-1999. La Figura 1 detalla la comparación entre el PIB real per cápita —línea negra— y su contraparte sintética —línea roja—, que no adoptó la dolarización.

Figura 1. Comparación PIB per cápita real, Ecuador vs. Ecuador sintético



Elaboración: autor

La parte sombreada del gráfico representa el período preintervención, que abarca desde 1980 y llega al 2000, año en el cual se implementa la dolarización oficial en el país. El modelo consigue replicar a completitud el comportamiento del PIB per cápita en el período preintervención. Incluso logra replicar la caída y el colapso de la economía en 1999. En el Ecuador real —línea negra— se observa una recuperación rápida del PIB per cápita real a raíz de la implementación de la dolarización, manteniendo una tendencia

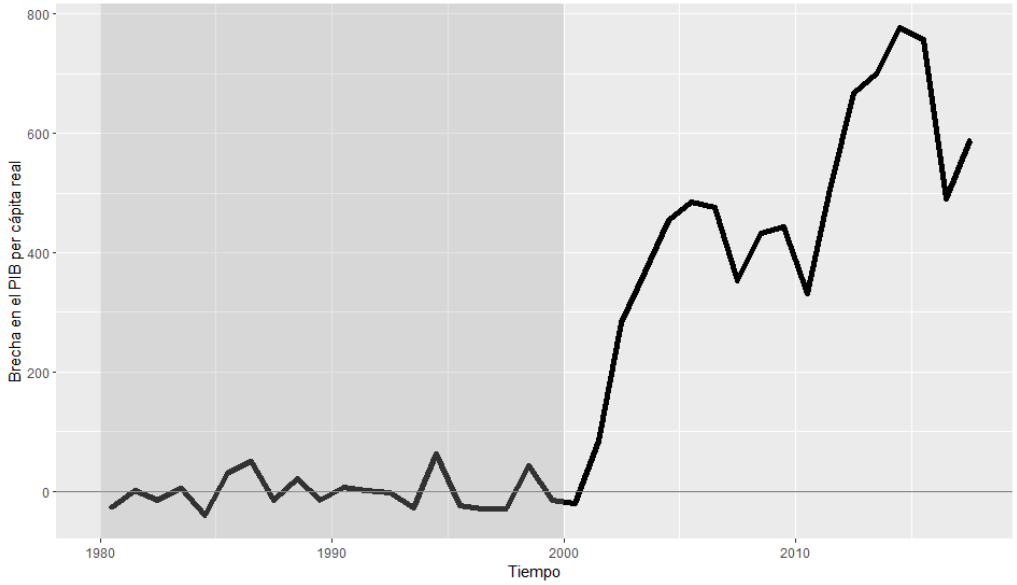
creciente hasta el 2008, cuando el país es golpeado por la crisis financiera internacional. Posteriormente, recupera con rapidez su tendencia creciente hasta 2014, cuando la caída de los precios del petróleo provoca un decrecimiento, seguido de una recuperación entre 2016 y 2017. Solo en el primer año posterior a la medida, el Ecuador sintético se ubica por encima del real; después de ese año, durante todo el período, el PIB real per cápita se mantiene por encima de su contraparte sintética.

En contraste con el comportamiento del PIB per cápita real, su sintético —línea roja — muestra que tarda aproximadamente hasta 2004 en frenar la caída derivada de la crisis bancaria de finales de 1999 y 2000. A partir de 2004 empieza a recuperarse, y captura también el efecto de la crisis financiera internacional de 2008 y de la caída de los precios internacionales del petróleo en 2014. Sin embargo, el sintético no logra una recuperación sostenida luego de la caída de los precios del petróleo y, más bien, empieza una caída desde el 2016. De forma gráfica, se identifica un efecto causal positivo de la implementación de la dolarización en el país, pues a raíz de esta se logra recuperar en menor tiempo el crecimiento del PIB real per cápita y es capaz de recuperarse de mejor manera de los *shocks* exógenos y endógenos que afectan a la misma.

No obstante, esta primera evidencia gráfica debe interpretarse con cautela. Dado que el cambio de régimen monetario se implementó en un contexto de crisis financiera y de colapso de la actividad económica, parte de la recuperación observada en los años inmediatamente posteriores podría corresponder también al proceso de estabilización y rebote posterior a la crisis. Sin embargo, el comportamiento comparado entre el Ecuador real y su contraparte sintética sugiere que la diferencia entre ambas trayectorias no se concentra únicamente en el primer momento posterior a la medida. De hecho, el sintético tarda más tiempo en frenar su caída y recuperar una senda de crecimiento, mientras que la brecha favorable para el Ecuador se mantiene más allá de la fase inicial, lo que vuelve pertinente interpretar el resultado como una diferencia de trayectoria de mediano y largo plazo, más que como un simple rebote coyuntural.

En la Figura 2 se observa la magnitud y el signo de la brecha entre el PIB real per cápita del Ecuador y el sintético. Dicha brecha se presenta en niveles absolutos, es decir, en dólares constantes de 2010 por habitante, debido a que esta es la unidad de medida de la variable de resultado utilizada en el modelo y también la unidad en la que se interpreta el efecto agregado del tratamiento. En ese sentido, la presentación en niveles permite una lectura directa de la magnitud económica de la diferencia entre el Ecuador real y su contraparte sintética. Se identifica que en el período pretratamiento la brecha es casi inexistente, por lo que se puede concluir que el *pool* de donantes logra replicar a plenitud el comportamiento del PIB per cápita real y su simulación en el período postratamiento puede indicar un impacto positivo con significancia estadística.

Figura 2. Brecha del PIB per cápita real entre Ecuador y su contraparte sintética (dólares constantes de 2010 por habitante)



Elaboración: autor

Por su parte, la Tabla 3 presenta los valores de las variables de control que se utilizaron para la construcción del contrafactual. La mayoría de predictores son cercanos entre sí, lo que respalda lo observado en la Figura 1 y la Figura 2 en cuanto al gran nivel de ajuste que logra obtener el modelo. El resultado de la implementación del método de control sintético hasta aquí presentado identifica un impacto positivo en el PIB per cápita real a raíz de la implementación de la dolarización en el Ecuador.

Tabla 3. Parámetros coincidentes, Ecuador vs. Ecuador sintético (PIB per cápita)

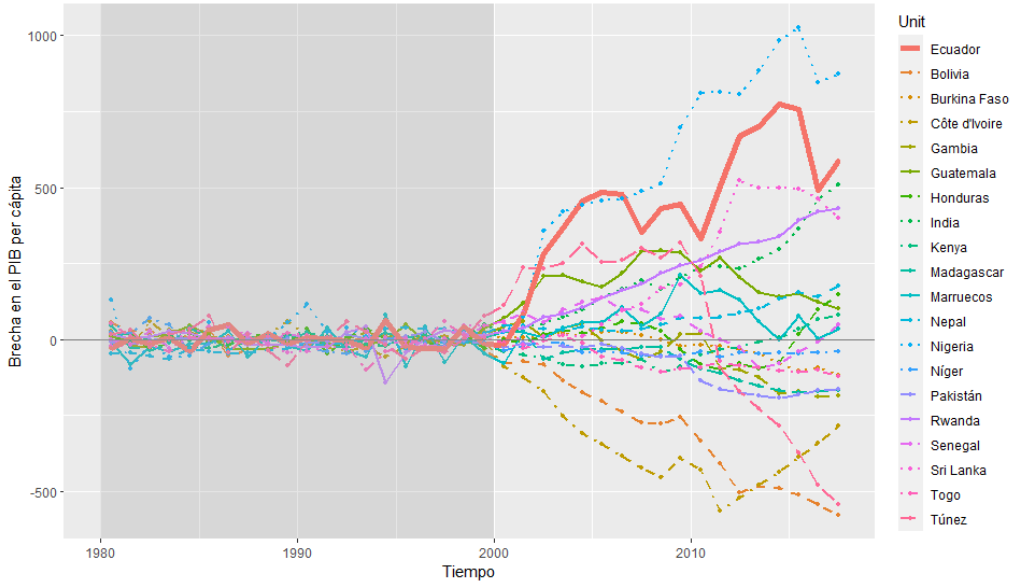
Variable	Tratado	Sintético
Apertura comercial	40.25	66.54
FBKF (% PIB)	18.30	20.46
M2 (% PIB)	15.95	22.19
Población (en millones)	10.15	13.13
Capital humano	2.20	1.70
Gasto (% PIB)	29.98	19.19
Crédito (% PIB)	30.35	21.09
Brecha de crédito	0.89	0.53
Rentas petroleras (% de PIB)	7.41	6.41
Inflación	36.50	52.98
Términos de comercio	124.96	114.14
PIB per capita real:1989	3677.01	3677.08
PIB per capita real:1995	3788.56	3785.63
PIB per capita real:1999	3845.99	3853.88

Elaboración: autor

4.2 Pruebas placebo y de validación

Se aplicaron dos medidas de inferencia estadística comúnmente utilizadas en el método de control sintético: distribución de pruebas placebo de espacio y el p-valor. En la primera se observa que la brecha de Ecuador —línea gruesa color salmón— sobresale por encima con respecto a una gran cantidad de brechas reportadas por los demás países donantes a los que se les aplicó el tratamiento (Figura 3). Esta visualización confirma la intuición señalada anteriormente: la dolarización habría tenido un impacto positivo sobre el PIB real per cápita.

Figura 3. Implementación de prueba placebo de espacio sobre los países donantes (PIB per cápita)



Elaboración: autor

El segundo método de inferencia estadística consiste en comparar la ratio entre el error de predicción de los períodos pos y pretratamiento del Ecuador con las ratios obtenidas para las unidades donantes tratadas placebo. En esta comparación se excluyen aquellas unidades cuyo error de predicción pretratamiento supera en más de cinco veces al de la unidad tratada, con el fin de evitar comparaciones con placebos de bajo ajuste en el período preintervención. Como resultado, se obtuvo un p-valor unilateral de 0.04, lo que indica que la ratio correspondiente al Ecuador se ubica entre las más extremas del conjunto de placebos no excluidos y, por tanto, que el efecto estimado resulta poco frecuente bajo asignaciones placebo del tratamiento.

Finalmente, el tamaño agregado del tratamiento se estimó mediante un estimador de diferencias en diferencias basado en control sintético para el período postratamiento. El valor obtenido fue de 454.87 dólares anuales promedio, que corresponde a la diferencia promedio entre el PIB per cápita real del Ecuador y el de su contraparte sintética en el período posterior a la dolarización, neta de la diferencia promedio observada en el período pretratamiento.[4] La elección de expresar este resultado en niveles absolutos es consistente con el objetivo del estudio, que busca identificar el efecto promedio de la dolarización sobre el nivel del PIB per cápita real en el período postratamiento, más que reportar desvíos relativos acumulados a horizontes específicos.

4.3 Discusión

A nivel teórico, la dolarización presenta varios beneficios, riesgos y limitaciones en las economías que la adoptan. Entre sus beneficios, se argumenta que, debido a la eliminación del riesgo cambiario, la reducción considerable de la inflación, la estabilidad del

[4]En la implementación computacional del presente trabajo, el p-value placebo se obtuvo mediante la función `pvalue` de la librería MSCMT, utilizando los argumentos `ratio.type = "mspe"`, `alternative = "greater"` y `exclude.ratio = 5`. Por su parte, el efecto agregado del tratamiento se obtuvo mediante la función did, aplicada al período postratamiento.

sistema financiero y el incremento general de la credibilidad, podría elevar los niveles de comercio, producción e inversión (Arellano & Heathcote, 2010; Berg & Borensztein, 2000; Eichengreen, 2001; Levy-Yeyati & Sturzenegger, 2002). El ejercicio realizado por Gachet (2018) encuentra evidencia de un incremento en el comercio en Ecuador y El Salvador a raíz de la implementación de la dolarización, lo que resulta consistente con los posibles beneficios de esta medida.

En contraste, las investigaciones de Hallren (2014) y Yepes (2016) no lograron encontrar evidencia que indique un incremento en los niveles de producción a partir de la dolarización, específicamente en el Ecuador. Estos resultados se alinean más con las limitaciones y riesgos que impone este régimen, tales como la pérdida del tipo de cambio como herramienta para enfrentar *shocks* reales o externos, la pérdida de ingresos por señoreaje, la ausencia de un prestamista de última instancia, el riesgo de deflación de deuda, la presencia de déficits gemelos agudos, el bajo crecimiento de la producción en el largo plazo y la volatilidad en los niveles de producción (Edwards & Magendzo, 2003; Goldstein, 2002; González-Astudillo, 2019; Levy-Yeyati & Sturzenegger, 2002; Vernengo & Bradbury, 2011).

Estas limitaciones y riesgos afectarían directa e indirectamente el desempeño del sector real y, en particular, los niveles de producción, lo que daría soporte a los resultados presentados por Hallren (2014) y Yepes (2016). Sin embargo, la presente investigación encuentra evidencia opuesta, al identificar que la dolarización en Ecuador habría generado un impacto positivo en los niveles de producción. Estos resultados fueron obtenidos mediante la misma técnica empleada en los trabajos antes señalados, pero con un período de estudio más amplio, otro *pool* de donantes y variables de control diferentes. En este sentido, el estudio de Cachanosky et al. (2024) dialoga directamente con los resultados obtenidos en el presente trabajo, pues también identifica un impacto positivo sobre los niveles de producción y se alinea con la interpretación de que la dolarización, bajo condiciones específicas, puede favorecer el desempeño del sector real más allá de sus efectos sobre la estabilidad de precios, ampliamente documentados en la literatura precedente.

Específicamente, Hallren (2014) abarca el período 1980-2010 y Yepes (2016) considera el período 1980-2013, mientras que el presente estudio abarca 1980-2017, brindando así mayor información en el período postratamiento. Con relación al *pool* de donantes, Hallren (2014) consideró un *pool* de 37 países, en los que se incluían a miembros del continente americano, africano e incluso europeo; mientras que Yepes (2016) consideró a un *pool* de 42 países de nivel de ingresos medio-bajo del continente americano y africano. La actual investigación considera un *pool* de 48 países. En este se incluyeron países petroleros y de similar nivel de ingreso, pertenecientes también a los continentes americano y africano.

Con respecto a las variables de control, Hallren (2014) utilizó el comportamiento promedio del PIB per cápita durante todo el período previo a la dolarización, la ratio entre M2 y el PIB, la inflación y el grado de apertura comercial. Por su parte, Yepes (2016) utilizó la inversión extranjera directa, la formación bruta de capital fijo, el número de años de educación secundaria, la densidad poblacional, la población urbana y la apertura comercial. Las variables utilizadas por los estudios mencionados se enmarcan en los predictores típicos del crecimiento económico. Si bien la presente investigación también considera dichos predictores, añade las siguientes variables: gasto público, volumen del crédito y su brecha, capital humano, rentas petroleras y términos de intercambio. Estas variables de control añadieron elementos distintivos a la economía ecuatoriana y su posición comercial, lo que permitió conseguir un mayor nivel de ajuste entre el Ecuador

real y el sintético en el período preintervención, en comparación con los estudios antes mencionados.[5]

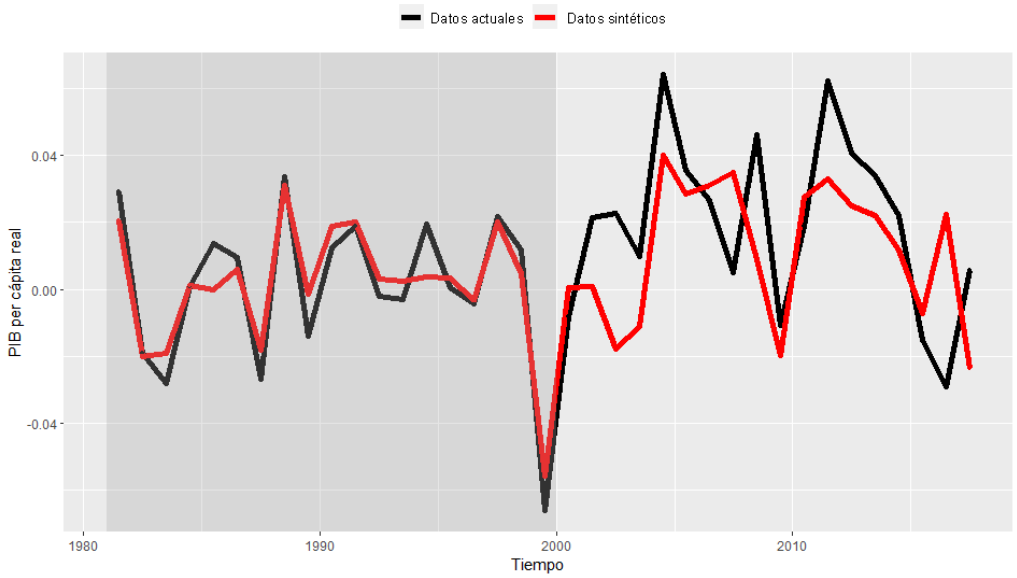
Al parecer, estas características distintivas de la presente investigación fueron las que determinaron los resultados opuestos a los existentes en la literatura, que muestran un impacto positivo en el PIB per cápita a raíz de la implementación de la dolarización en el Ecuador. En este punto conviene precisar que el impacto positivo aquí identificado no debe interpretarse como un efecto instantáneo y completamente aislado de la dolarización sobre la producción. La cercanía temporal entre la adopción del nuevo régimen monetario y la crisis bancaria de fines de 1999 y 2000 introduce una dificultad de identificación que obliga a una lectura prudente de los resultados. No obstante, el ejercicio adicional sobre la tasa de crecimiento del PIB per cápita aporta un elemento relevante en esa dirección, ya que muestra que el mayor crecimiento del Ecuador con respecto a su contrafactual no se manifiesta de forma inmediata, sino que se vuelve más claro a partir de 2003. Esto sugiere que el resultado principal del estudio no se agota en la recuperación inicial posterior a la crisis, sino que se relaciona con una trayectoria posterior diferenciada, en la que la dolarización interactuó con condiciones internas y externas específicas del país.

Asimismo, debe señalarse que los resultados aquí presentados no muestran significancia al 99 % de nivel de confianza, sino al 95 %. Esto implica que no se encuentran resultados *fuertes* —es decir, con un nivel de confianza del 99 %— sobre el impacto de la dolarización en el Ecuador sobre la producción. Sin embargo, se debe recordar que las investigaciones de Abadie et al. (2010, 2014) encuentran significancia estadística medida a través del p-valor tomando en cuenta un 95% del nivel de confianza, es decir, un margen similar al utilizado en el presente trabajo. En consecuencia, el impacto de la dolarización sobre la producción en Ecuador tendría significancia estadística tomando como referencia los trabajos antes mencionados.

Sobre el resultado aquí presentado, conviene analizar con mayor detalle las razones y los momentos específicos que llevaron a que Ecuador tuviera un mejor desempeño bajo dolarización que su contraparte sintética, específicamente en términos de PIB per cápita. Para ello, se realizó un ejercicio adicional de control sintético, esta vez enfocado en la tasa de crecimiento del PIB per cápita, cuyos resultados se presentan en la Figura 4.

[5] Se recomienda revisar los anexos gráficos del estudio de Hallren (2014) y la página 14 de Yepes (2016) para constatar el nivel de ajuste conseguido por los autores.

Figura 4. Crecimiento PIB per cápita Ecuador vs. sintético



Elaboración: autor

En el período preintervención se observa, en general, un buen nivel de ajuste; incluso se replica la caída del crecimiento registrada en 1999. Sin embargo, en esta parte el análisis se concentra en el período postintervención. En los primeros años, el crecimiento se mantiene igual; solo a partir del 2003 el crecimiento de los datos reales supera al sintético. Esto puede deberse a que, a partir de este año, entró en operación el Oleoducto de Crudos Pesados (OCP), lo que permitió elevar los niveles de producción y exportación de petróleo, generando así mayores ingresos por esta vía para el país (Segovia-Larrea, 2020b, p. 38).

Segovia-Larrea (2020b, 2020a) argumenta que gran parte del crecimiento económico registrado durante el período de dolarización se explica por el incremento de los niveles de producción, precios y exportación de petróleo; la mejora en los precios de las materias primas en general; el mayor gasto e inversión pública derivados de mayores ingresos petroleros; la eliminación de expectativas inflacionarias, y la estabilidad de precios. Asimismo, García-Albán et al. (2020) señala que el crecimiento económico del país es mayormente explicado por los favorables precios del petróleo que se tuvieron en el período de dolarización.

Sin embargo, estos beneficios, en especial los relacionados con el petróleo, también estuvieron presentes para los países del *pool* de donantes, por lo que, por sí solos, no explicarían en su totalidad las diferencias entre el crecimiento del PIB real per cápita del Ecuador con su contrafactual. Lo que completaría la explicación es la presencia de la dolarización en Ecuador, que, debido a la eliminación de los costos de transacción y a la ausencia de ataques especulativos sobre la moneda, habría permitido aprovechar mejor este contexto externo favorable. En conjunto, esto explicaría el mayor crecimiento de Ecuador con respecto a su contrafactual entre 2003 y 2006, y entre 2012 y 2014, períodos en los que se identifica un incremento en la producción, exportación y precios del petróleo y, en general, de las materias primas.

Incluso, la caída en el crecimiento en la crisis financiera del 2008 es ligeramente menor en el Ecuador real que en el sintético, lo que sugiere que el régimen monetario podría

soportar de mejor manera *shocks* financieros exógenos de corto plazo.[6] Sin embargo, a partir del 2014, cuando los precios del petróleo caen fuertemente, el Ecuador sintético mantiene de mejor manera sus niveles de crecimiento, mientras que los datos reales muestran una caída más pronunciada, sostenida incluso hasta 2016. Esto podría sugerir que los *shocks* de mediano plazo relacionados específicamente con el petróleo afectan al país en mayor medida bajo dolarización. Asimismo, podría indicar una alta dependencia de la economía ecuatoriana a los ingresos petroleros en comparación con su versión sintética, y cualquier variación proveniente por esa vía generaría un impacto significativo en el desempeño del PIB per cápita.

Finalmente, se debe señalar que la metodología aquí utilizada no está lejos de las críticas usuales a las metodologías de evaluación de impacto, pues, si bien se buscó controlar por la mayor cantidad de factores posibles, todavía están presentes factores no observados que pudieron influir en los resultados obtenidos (Imbens, 2004). Asimismo, la naturaleza y construcción del método son altamente sensibles a la selección y al número de variables explicativas, así como a los países que integran el *pool*. Específicamente, una selección diferente de países donantes o una combinación diferente de variables explicativas lleva a la construcción de un contrafactual diferente, pudiendo así afectar específicamente en términos de robustez en los resultados. A esta limitación general debe añadirse una específica del caso ecuatoriano: la coincidencia temporal entre la dolarización oficial y la fase más aguda de la crisis bancaria de fines de 1999 y 2000 dificulta aislar con total claridad qué parte de la trayectoria posterior del PIB per cápita corresponde al cambio de régimen monetario y qué parte responde al proceso de estabilización posterior a la crisis. Por ello, el efecto aquí estimado debe entenderse como una aproximación al desempeño del Ecuador bajo dolarización en un contexto histórico específico, más que como una atribución mecánica y exclusiva al cambio de régimen monetario.[7]

5 Conclusiones y discusión

A nivel teórico, la dolarización ha sido asociada con diversos beneficios potenciales, entre ellos el incremento del comercio, la producción y la inversión, derivados de la eliminación del riesgo cambiario, la reducción de los costos de transacción, la estabilidad de precios, un sistema financiero más sólido y una mayor credibilidad. Estos beneficios pueden no cristalizarse, debido a las limitaciones y riesgos identificados, relacionados con la pérdida de herramientas de política para responder ante *shocks* externos, lo que ocasiona una alta volatilidad y dependencia del sector externo. En este contexto, el sector real se convierte en uno de los principales mecanismos de ajuste frente a perturbaciones externas.

Estas limitaciones no solo afectan la capacidad de acción de los gobiernos, sino que también inciden sobre el conjunto de la economía. La estructura productiva, ante su elevada interconexión con el sector externo y en específico con los mercados de materias primas, se ata a una enorme volatilidad de los precios de estas, lo que influye en sus niveles de producción y diversificación. El sector fiscal por su parte, ya que es la única

[6] Sin embargo, también se debe considerar que en los años mencionados existió un retorno de reservas internacionales de aproximadamente 1600 millones de dólares, que fueron canalizados por la banca pública y que pudieron atenuar el *shock* externo por la crisis financiera internacional (Valencia, 2009) .

[7] Asimismo, debe señalarse que el método de control sintético no está exento del riesgo de sobreajuste. Este problema puede presentarse cuando se incrementa el tamaño del *pool* de donantes y, especialmente, cuando el período de pretratamiento es reducido, lo que puede introducir sesgos en los resultados obtenidos (Abadie, 2021; Pouliot et al., 2022).

forma en la que se puede instrumentar política, se ve limitado en su accionar por los recursos disponibles, lo que añade más vulnerabilidad sobre la economía.

Los resultados obtenidos y presentados en la investigación permiten concluir que la implementación de la dolarización tuvo un impacto positivo sobre los niveles de producción en el Ecuador. El período analizado, el *pool* de donantes construido y las variables de control utilizadas permitieron alcanzar un nivel de ajuste superior al reportado en estudios previos, incorporando de mejor manera las características específicas de la economía ecuatoriana. En este sentido, la evidencia encontrada aporta nuevos elementos al debate académico y muestra resultados distintos a los obtenidos por parte de la literatura precedente.

Sin embargo, el impacto encontrado no debe ser atribuido completamente a la dolarización[8], sino más bien a que esta medida permitió aprovechar de mejor forma un contexto externo favorable para el país, tomando en cuenta su estructura productiva y, en específico, la estructura de sus exportaciones. En consecuencia, el mejor desempeño observado responde a la interacción entre la dolarización, las condiciones internas de la economía ecuatoriana y el entorno internacional vigente durante buena parte del período postratamiento.

En el mismo sentido, debe considerarse que la implementación de la medida coincidió con la fase más aguda de la crisis financiera de fines de la década de 1990, por lo que el resultado aquí identificado no debe leerse como un efecto puro y aislado del cambio de régimen monetario, sino como el desempeño observado de la economía ecuatoriana bajo dolarización en un contexto histórico específico.

Finalmente, los resultados aquí presentados no sugieren que los países con características similares al Ecuador se dolaricen a fin de mejorar sus niveles de producción[9]. Más bien, fueron las condiciones específicas del país a finales de la década de 1990 y la condición externa-interna en el período postratamiento las que permitieron que la medida funcionara incluso a largo plazo.

Agradecimientos

Se agradece a Wilson Pérez, John Cajas Guijarro, Fernando Martín Mayoral, Bryan Pérez y dos evaluadores anónimos, quienes, con sus comentarios y sugerencias a versiones preliminares, ayudaron a mejorar notablemente la calidad del trabajo.

[8]Este argumento se basa en el supuesto de ignorabilidad, pues si bien se controló por un gran número de variables, aún existieron factores no observables que influyeron en el resultado y que están presentes en todas las investigaciones de evaluación de impacto de políticas Imbens (2004).

[9]Se debe tener en cuenta la no extrapolación de resultados señalados en Athey & Imbens (2017) y Heckman & Vytlacil (2007), ya que la aplicación del mismo tratamiento —dolarización— en otro país y bajo diferentes condiciones, puede llegar a que no se obtengan los mismos resultados que los señalados en este caso.

Anexos

Anexo 1. Síntesis de revisión de literatura

Autor(es)	Año	Objetivo	Método aplicado	Resultados	Limitaciones
Hallren	2014	Estimar el efecto de la dolarización (Ecuador) y la caja de conversión (Argentina) sobre el ingreso real y la inflación.	Método de control sintético	La inflación disminuyó significativamente en ambos países. Sin embargo, no se encontró ningún impacto significativo sobre la producción (PIB per cápita) en ninguno de los dos casos.	*Pool* de donantes incluye países de distintos continentes con escasa comparabilidad; el período postratamiento puede ser insuficiente para captar efectos de largo plazo.
Yepes	2016	Investigar el impacto de la dolarización sobre el crecimiento económico en Ecuador y El Salvador.	Método de control sintético	No se encontró efecto causal significativo de la dolarización sobre el crecimiento económico en ninguno de los dos países; el crecimiento observado se explicaría por factores internos y externos independientes del régimen monetario.	*Pool* de donantes de 42 países de ingreso medio-bajo; el período postratamiento (13 años) puede ser insuficiente para captar efectos estructurales de largo plazo.
Ontaneda	2017	Estimar el impacto de la dolarización oficial sobre la profundización financiera (crédito doméstico al sector privado/PIB) en Ecuador.	Método de control sintético + snálisis de series temporales interrumpidas (ASTI)	La dolarización no generó un impacto estadísticamente significativo sobre la profundización financiera; la evolución del crédito en Ecuador no difiere de la tendencia general latinoamericana.	La variable de resultado sufre *shocks* estructurales (crisis bancarias, *booms* de crédito), que pueden sesgar el contrafactual; el *pool* incluye países africanos y asiáticos cuya comparabilidad es cuestionable.
Gachet	2018	Evaluar el impacto de la dolarización sobre el comercio bilateral de Ecuador y El Salvador con Estados Unidos y con el resto del mundo.	Método de control sintético	La dolarización tuvo un efecto positivo sobre el comercio: el comercio bilateral con EE.UU. se incrementó un 43 % en Ecuador y un 76 % en El Salvador; con el resto del mundo, los incrementos fueron del 6 % y 12 %, respectivamente.	*Pool* de donantes restringido a América Latina; la inclusión de variables específicas por país (barriles de petróleo, producción de café) puede introducir sensibilidad a la especificación.
Díaz	2023	Evaluar si la dolarización promovió el comercio de Ecuador y El Salvador con EE.UU. y entre los tres paí-	Diferencias en diferencias	No se encontró evidencia de un incremento del comercio de Ecuador y El Salvador con EE. UU. ni entre los países dolarizados de América Latina a raíz de la dolarización.	El enfoque de diferencias en diferencias puede ser sensible a la selección del grupo de control y al período de análisis; los resultados difieren de los de Gachet (2018), posiblemente

Autor(es)	Año	Objetivo	Método aplicado	Resultados	Limitaciones
		ses dolarizados de América Latina.			por diferencias metodológicas y de período.
Cachanosky, Ocampo, Hernández y Ramseur	2025	Evaluar si la dolarización oficial contribuyó a mejorar el desempeño económico de Ecuador, medido a través del PIB per cápita.	Método de control sintético	Se reporta una probabilidad significativa de que la dolarización haya tenido un impacto positivo sobre el PIB per cápita de Ecuador, en contraste con estudios previos que no encontraron efectos significativos sobre el ingreso real.	Las condiciones institucionales y externas específicas del Ecuador limitan la generalización de los resultados a otros países; los autores reconocen que la especificidad del caso condiciona las conclusiones de política.

Anexo 2. Variables y fuentes utilizadas

Variable	Descripción	Fuente
PIB per cápita	PIB per cápita con año base 2010	Banco Mundial
Apertura comercial	Suma de exportaciones e importaciones como proporción del PIB.	Banco Mundial
Formación bruta de capital fijo	Desembolsos en concepto de adiciones a los activos fijos de la economía más las variaciones netas en el nivel de los inventarios como proporción del PIB.	Banco Mundial
Gasto público	Pagos de dinero por actividades operativas del Gobierno para la provisión de bienes y servicios como proporción del PIB.	Banco Mundial, Datosmacro
Crédito	Recursos financieros provistos al sector privado como proporción del PIB.	Banco Mundial
Rentas petroleras	La diferencia entre el valor de la producción de petróleo crudo a precios mundiales y los costos totales de producción como proporción del PIB.	Banco Mundial
M2	La masa monetaria como proporción del PIB.	Banco Mundial
Capital humano	Índice de capital humano	Penn World Table versión 10.01
Población	Población total de un país.	Banco Mundial
Brecha de crédito	Medido a través de la distancia entre el ciclo y la tendencia del crédito.	Estimaciones propias
Inflación	Medida según la tasa de crecimiento anual del deflactor implícito del PIB.	Banco Mundial
Términos de comercio	Relación porcentual de los índices de valor de la unidad de exportación con respecto a los índices de valor de la unidad de importación, medidos en relación con el año 2000 tomado como base.	Banco Mundial

Bibliografía

Abadie, A. (2021). Using Synthetic Controls: Feasibility, Data Requirements, and Methodological Aspects. *Journal of Economic Literature*, *59*(2), 391-425. https://doi.org/10.1257/jel.20191450

Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2010). Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association*, *105*(490), 493-505. https://doi.org/10.1198/jasa.2009.ap08746

Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2014). Comparative Politics and the Synthetic Control Method. *American Journal of Political Science*, *59*(2), 495-510. https://doi.org/10.1111/ajps.12116

Abadie, A., & Gardeazabal, J. (2003). The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country. *American Economic Review*, *93*(1), 113-132. https://doi.org/10.1257/000282803321455188

Arellano, C., & Heathcote, J. (2010). Dollarization and financial integration. *Journal of Economic Theory*, *145*(3), 944-973. https://doi.org/10.1016/j.jet.2009.08.002

Athey, S., & Imbens, G. W. (2017). The State of Applied Econometrics: Causality and Policy Evaluation. *Journal of Economic Perspectives*, *31*(2), 3-32. https://doi.org/10.1257/jep.31.2.3

Becker, M., & Klößner, S. (2018). Fast and reliable computation of generalized synthetic controls. *Econometrics and Statistics*, *5*, 1-19. https://doi.org/10.1016/j.ecosta.2017.08.002

Berg, A., & Borensztein, E. (2000). The Dollarization Debate. *Finance and Development*, *37*(1), 38-41. https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2000/03/berg.htm

Cachanosky, N., Ocampo, E., & Salter, A. W. (2023). Lessons from Dollarization in Latin America in the 21st Century. *SSRN Electronic Journal*. https://doi.org/10.2139/ssrn.4318258

Cachanosky, N., Ocampo, E., Hernández, K. C., & Ramseur, J. (2024). Did dollarization help Ecuador? *Scottish Journal of Political Economy*, *72*(1). https://doi.org/10.1111/sjpe.12397

Cachanosky, N., Salter, A. W., & Savanti, I. (2022). Can dollarization constrain a populist leader? The case of Rafael Correa in Ecuador. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *200*, 430-442. https://doi.org/10.1016/j.jebo.2022.06.006

Campos, N. F., Coricelli, F., & Moretti, L. (2014). Economic Growth and Political Integration: Estimating the Benefits from Membership in the European Union Using the Synthetic Counterfactuals Method. *SSRN Electronic Journal*. https://doi.org/10.2139/ssrn.2432446

Díaz, J. P. (2023). Does dollarization promote trade? Evidence from two recent episodes. *Applied Economics*, *56*(17), 2058-2076. https://doi.org/10.1080/00036846.2023.2178632

Edwards, S., & Magendzo, I. I. (2003). Dollarization and economic performance: What do we really know? *International Journal of Finance & Economics*, *8*(4), 351-363. https://doi.org/10.1002/ijfe.217

Eichengreen, B. (2001). What problems can dollarization solve? *Journal of Policy Modeling*, *23*(3), 267-277. https://doi.org/10.1016/s0161-8938(01)00046-1

Fernández, J. (2019). Elementos de análisis para la sostenibilidad de una economía dolarizada. *Revista Economía*, *69*(109), 189-212. https://doi.org/10.29166/economia.v69i109.2038

Gachet, A. N. (2018). Dollarization and Trade Through the Lens of History. *SSRN Electronic Journal*. https://doi.org/10.2139/ssrn.3219466

García-Albán, F., González-Astudillo, M., & Vera-Albán, C. (2020). *Good Luck or Good Policy? An Analysis of the Effects of Oil Revenue and Fiscal Policy Shocks: The Case of Ecuador* (MPRA Paper No. 102592). Munich Personal RePEc Archive. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/102592/

Goldstein, M. (2002). Dollarization. En *Managed Floating Plus* (pp. 33-42). Peterson Institute for International Economics.

González-Astudillo, M. (2019). Dolarización: efectos y riesgos en el caso ecuatoriano. En M. Villalba (Ed.), *Dolarización: dos décadas después* (pp. 95-110). Editorial Abya Yala. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/98250/

Hallren, R. J. (2014). The Impact of Dollarization and Currency Boards on Income and Inflation: A Synthetic Control Analysis. *SSRN Electronic Journal*. https://doi.org/10.2139/ssrn.2486253

Heckman, J. J., & Vytlacil, E. J. (2007). *Chapter 70 Econometric Evaluation of Social Programs, Part I: Causal Models, Structural Models and Econometric Policy Evaluation* (pp. 4779-4874). Elsevier. https://doi.org/10.1016/s1573-4412(07)06070-9

Imbens, G. W. (2004). Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects Under Exogeneity: A Review. *Review of Economics and Statistics*, *86*(1), 4-29. https://doi.org/10.1162/003465304323023651

International Monetary Fund. (2023). *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2022*. International Monetary Fund. https://doi.org/10.5089/9798400235269.012

Levy-Yeyati, E., & Sturzenegger, F. (2002). Dollarization: A Primer. En E. Levy-Yeyati & F. Sturzenegger (Eds.), *Dollarization: Debates and Policy Alternatives* (pp. 1-52). The MIT Press. https://doi.org/10.7551/mitpress/2481.003.0002

Linden, A., & Adams, J. L. (2010). Applying a propensity score-based weighting model to interrupted time series data: improving causal inference in programme evaluation. *Journal of Evaluation in Clinical Practice*, *17*(6), 1231-1238. https://doi.org/10.1111/j.1365-2753.2010.01504.x

Missaglia, M. (2021). Understanding Dollarisation: A Keynesian/Kaleckian Perspective. *Review of Political Economy*, *33*(4), 656-686. https://doi.org/10.1080/09538259.2020.1869401

Ontaneda, D. (2017). El impacto de la dolarización oficial en la profundización financiera en Ecuador. *Cuestiones Económicas*, *27*(1), 13-43. http://repositorio.bce.ec/handle/32000/2347

Ponce, G. O. A. V., & Noroña, P. E. B. (2021). Importancia del comercio intrarregional en el crecimiento de América Latina. *E-IDEA 4.0 Revista Multidisciplinar*, *3*(6), 1-15. https://doi.org/10.53734/mj.vol3.id154

Pouliot, G. A., Xie, Z., & Liu, Z. (2022). *Degrees of Freedom and Information Criteria for the Synthetic Control Method*. https://doi.org/10.48550/ARXIV.2207.02943

Quispe-Agnoli, M., & Whisler, E. (2006). Official dollarization and the banking system in Ecuador and El Salvador. *Economic Review (Atlanta, Ga.)*, *91*(3), 55-73.

Sánchez-Reaza, J. (2010). Comercio, proximidad y crecimiento: El impacto de la integración económica en las disparidades regionales en México. *Integración & Comercio*, (31), 23-37. https://publications.iadb.org/es/integracion-comercio-no-31--julio-diciembre-2010

Sandoval Vinelli, S. G. (2020). *A monetary model for a fully dollarized economy* [Tesis de Maestría, Universidad San Francisco de Quito]. http://repositorio.usfq.edu.ec/handle/23000/10484

Segovia-Larrea, S. (2020a). *20 años de dolarización de la economía ecuatoriana: Análisis del sector externo* (Nota Técnica No. 82; pp. 1-41). Banco Central del Ecuador. https://www.bce.fin.ec/micrositio20dolarizacion/sector-externo.html

Segovia-Larrea, S. (2020b). *20 años de dolarización de la economía ecuatoriana: Análisis del sector real e indicadores* (Nota Técnica No. 81; pp. 1-78). Banco Central del Ecuador. https://www.bce.fin.ec/micrositio20dolarizacion/sector-real.html

Valencia, A. (2009). Ecuador repatriará unos 1.600 mlns dlrs de reservas. *Reuters*. https://www.reuters.com/article/idUSSIE57Q020/

Vernengo, M., & Bradbury, M. (2011). The Limits to Dollarization in Ecuador: Lessons from Argentina. *Journal of World-Systems Research*, 457-462. https://doi.org/10.5195/jwsr.2011.403

Yepes, J. P. (2016). *Dollarization and growth: A synthetic control approach to Ecuador and El Salvador's cases* [Master's thesis, Baylor University]. https://baylor-ir.tdl.org/handle/2104/9617

Pronóstico jerárquico del IPC del Ecuador con ponderadores oficiales del INEC: comparación de modelos ETS y ARIMA mediante agregación bottom-up

Félix Casares-Conforme*

Este estudio desarrolla un enfoque de pronóstico jerárquico para el índice de precios al consumidor (IPC) de Ecuador. Se utilizan 108 series mensuales desagregadas por ciudad y división de gasto, junto con los ponderadores oficiales del INEC, que definen la estructura de promedio ponderado del IPC nacional. A diferencia de la literatura tradicional de pronósticos jerárquicos, centrada en jerarquías aditivas donde los niveles superiores son sumas de los inferiores, este trabajo adopta una estrategia compatible con la naturaleza ponderada del IPC. Se estiman automáticamente modelos ETS y ARIMA sobre cada serie desagregada y los pronósticos se agregan coherentemente mediante un esquema bottom-up hasta obtener el IPC total. El desempeño se compara con modelos directos ETS y ARIMA estimados sobre el IPC agregado, evaluando un origen fijo y ventanas móviles de 12 meses. El enfoque bottom-up con ETS alcanza los menores errores, con un MAPE de 0.70 % frente a 1.67 % del mejor modelo directo. La mejora, sin embargo, no es uniforme entre divisiones de gasto ni horizontes de pronóstico. En conjunto, los resultados sugieren que, para este caso de estudio, el enfoque desagregado supera a los modelos agregados directos y permite generar proyecciones consistentes para niveles inferiores de la jerarquía.

Palabras clave: inflación, pronóstico jerárquico, agregación ponderada, modelos ETS, validación predictiva
Códigos JEL: E31, E31
DOI: 10.47550/RCE/36.1.2
Recibido: 2025-10-28 · **Aceptado:** 2026-06-03

*Investigador independiente, Guayaquil, Ecuador. ORCID: 0009-0003-4135-5430. CRediT: conceptualización, metodología, software, análisis formal, investigación, redacción - borrador original, redacción - revisión y edición. Correo electrónico: fcasares@espol.edu.ec.

Copyright © 2026 Casares-Conforme. Los autores conservan los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License

Hierarchical Forecasting of the Ecuadorian CPI with Official INEC Weights: Comparison of ETS and ARIMA Models Using Bottom-Up Aggregation

Félix Casares-Conforme

This study develops a hierarchical forecasting approach for Ecuador's consumer price index (CPI). It uses 108 monthly series disaggregated by city and expenditure division, together with the official weights published by INEC, which define the weighted-average structure of the national CPI. Unlike the traditional hierarchical forecasting literature, which focuses on additive hierarchies where upper levels are obtained as sums of lower--level components, this work adopts a strategy compatible with the weighted nature of the CPI. ETS and ARIMA models are automatically estimated on each disaggregated series, and forecasts are then coherently aggregated through a bottom-up scheme to obtain the total CPI. Performance is compared against direct ETS and ARIMA models estimated on the aggregate CPI, evaluating both a single origin and 12-month rolling windows. The bottom-up approach with ETS achieves the lowest errors, with a MAPE of 0.70 % versus 1.67 % for the best direct model. The improvement, however, is not uniform across expenditure divisions or forecast horizons. Overall, the results suggest that, for this case study, the disaggregated approach outperforms direct aggregate models and allows generating consistent projections for lower levels of the hierarchy.

Keywords: inflation, hierarchical forecasting, weighted aggregation, ETS models, forecast validation
JEL Codes: E31, E31
DOI: 10.47550/RCE/36.1.2
Received: 2025-10-28 · **Accepted:** 2026-06-03

1 Introducción

En economías dolarizadas como la ecuatoriana, donde la política monetaria no constituye un instrumento disponible de ajuste, disponer de pronósticos precisos del índice de precios al consumidor (IPC) resulta especialmente relevante para la planificación fiscal, la toma de decisiones empresariales y el diseño de políticas públicas. La inflación afecta de manera directa el poder adquisitivo de los hogares, las decisiones de consumo e inversión y la formación de expectativas, por lo que mejorar la precisión de sus proyecciones constituye un objetivo empírico y aplicado de primer orden.

El IPC nacional es un índice agregado que se construye a partir de componentes desagregados por ciudad y división de gasto, combinados mediante ponderadores oficiales. Esta característica sugiere que su modelación puede abordarse no solo desde la serie agregada total, sino también desde sus componentes base. En principio, ello permite contrastar dos estrategias: una aproximación directa, que modela el IPC nacional como una única serie temporal, y una aproximación desagregada, que modela primero sus componentes y luego los agrega de forma coherente. La pertinencia de esta comparación es particularmente importante en el caso ecuatoriano, donde la estructura territorial y divisional del índice puede contener información relevante para el pronóstico agregado.

La literatura sobre pronósticos jerárquicos de series de tiempo ha mostrado que, bajo ciertas condiciones, la explotación de estructuras de agregación puede mejorar la coherencia y, en algunos casos, la precisión predictiva. Sin embargo, buena parte de esta literatura se ha desarrollado para contextos aditivos, en los que los niveles superiores de la jerarquía se obtienen como suma directa de las series de nivel inferior. En esos casos, métodos como la reconciliación estadística permiten garantizar consistencia entre niveles. Trabajos como los de Hyndman et al. (2011) y Wickramasuriya et al. (2018) se inscriben precisamente en este marco.

El IPC, no obstante, no constituye una jerarquía aditiva en sentido estricto. Sus agregaciones no responden a sumas simples, sino a combinaciones ponderadas que reflejan estructuras de gasto de los hogares. En consecuencia, trasladar de manera directa la lógica estándar de reconciliación aditiva no resulta plenamente adecuado. Este trabajo se sitúa precisamente en ese punto: propone una estrategia de pronóstico jerárquico no aditivo, en la que se modelan de manera independiente las series por ciudad y división de gasto, y posteriormente se reconstruyen los niveles superiores mediante agregación ponderada con los pesos oficiales del índice. De este modo, la propuesta no se limita a una aplicación empírica del enfoque *bottom-up*, sino que lo adapta a una estructura consistente con la forma en que el IPC ecuatoriano es efectivamente construido.

La novedad del artículo radica en una combinación de elementos. En primer lugar, plantea una formulación empírica compatible con la naturaleza no aditiva del IPC. En segundo lugar, implementa esa estrategia utilizando la desagregación oficial del índice ecuatoriano por ciudad y división de gasto. En tercer lugar, compara su desempeño frente a modelos directos estimados sobre el IPC nacional agregado, utilizando tanto especificaciones ETS como ARIMA bajo distintos esquemas de validación. En este sentido, la contribución del trabajo no reside únicamente en aplicar una metodología conocida al caso ecuatoriano, sino en adaptar el problema jerárquico a una estructura ponderada real y evaluar rigurosamente si esa adaptación produce ganancias de precisión predictiva.

A partir de lo anterior, la pregunta central de investigación es la siguiente: ¿un enfoque de pronóstico jerárquico no aditivo, basado en la modelación de componentes ciudad-división y su agregación mediante ponderadores oficiales, mejora la precisión del pronóstico del IPC nacional ecuatoriano frente a modelos directos estimados sobre la

serie agregada? La hipótesis de trabajo es que la información contenida en la desagregación del índice permite obtener pronósticos más precisos del IPC total que aquellos derivados de la modelación directa de la serie nacional.

El resto del artículo se organiza de la siguiente manera. La segunda sección revisa la literatura relevante sobre pronóstico de inflación, modelos jerárquicos y aplicaciones relacionadas. La tercera sección describe los datos, la estructura del IPC, la estrategia de modelamiento y los esquemas de evaluación utilizados. La cuarta sección presenta y discute los resultados empíricos. Finalmente, la quinta sección expone las principales conclusiones del estudio.

2 Revisión de la literatura

2.1 Pronóstico de inflación e IPC: enfoques univariados y multivariados

La literatura sobre pronóstico de inflación y del índice de precios al consumidor (IPC) se ha desarrollado principalmente a partir de dos tradiciones. La primera corresponde a los **modelos univariados**, como ARIMA, SARIMA y ETS, que explotan la propia dinámica temporal de la serie. La segunda corresponde a los **modelos multivariados**, como VAR, VECM y BVAR, que incorporan información adicional sobre variables monetarias, cambiarias, de costos o actividad económica. En términos generales, la elección entre ambos enfoques depende del objetivo del estudio, del horizonte de pronóstico y de la estabilidad estructural del proceso inflacionario.

Dentro del grupo multivariante, Lack (2006) muestra para el caso suizo que la combinación de pronósticos derivados de modelos VAR puede mejorar sustancialmente la calidad predictiva respecto a *benchmarks* más simples, mientras que Dahem (2015), para Túnez, encuentra que los enfoques bayesianos aplicados a modelos VAR y VECM pueden reducir el error de pronóstico cuando se comparan con alternativas autorregresivas más parsimoniosas. Ambos trabajos son relevantes porque subrayan que la ganancia predictiva asociada a incorporar más información depende de la forma en que dicha información se organiza, selecciona y combina.

En el terreno univariante, los modelos ARIMA siguen siendo una referencia habitual en el pronóstico del IPC. Nyoni (2019) por ejemplo, emplea un ARIMA para proyectar el IPC de Bélgica y lo utiliza como base para discutir la trayectoria futura de la inflación. Este tipo de estudios confirma la utilidad de los modelos autorregresivos integrados de media móvil como *benchmark* parsimonioso, especialmente cuando el objetivo es evaluar precisión predictiva más que identificar relaciones estructurales. Sin embargo, la mayor parte de estos trabajos modela directamente la serie agregada del IPC y no explota la estructura interna del índice.

Más recientemente, Barkan et al. (2023) desarrollan un enfoque basado en redes neuronales jerárquicas para pronosticar componentes del IPC, mostrando que la explotación explícita de la estructura desagregada puede mejorar el desempeño predictivo frente a modelos agregados convencionales. Este tipo de evidencia es relevante para el presente trabajo porque sugiere que la desagregación no solo tiene valor descriptivo, sino también contenido predictivo potencial.

2.2 Series jerárquicas, combinación de pronósticos y reconciliación

La literatura de series temporales jerárquicas (HTS) parte de la idea de que una variable agregada puede descomponerse en subseries organizadas en distintos niveles, de manera que el pronóstico puede construirse desde abajo hacia arriba (bottom-up), desde arriba hacia abajo (top-down) o a partir de una combinación óptima de pronósticos estimados en distintos niveles. Hyndman et al. (2011) formalizan esta discusión mostrando que, bajo estructuras aditivas, la combinación óptima puede mejorar la coherencia y, en ciertos casos, la precisión de los pronósticos jerárquicos. Más adelante, Hyndman et al. (2016) profundizan en la reconciliación eficiente para series jerárquicas y agrupadas, mientras que Wickramasuriya et al. (2018) desarrollan propuestas de reconciliación basadas en minimización de la traza.

El punto central de esta literatura es que la agregación puede aportar valor cuando las series de nivel inferior contienen heterogeneidad relevante, pero también que la conveniencia de *bottom-up*, *top-down* o reconciliación no puede establecerse de manera universal. Sánchez & Gavira-Durón (2016), por ejemplo, muestran para el caso de la demanda de visitantes internacionales a México que algunos métodos jerárquicos superan a los no jerárquicos bajo ciertos criterios, aunque no de forma sistemática. En un ejercicio similar, Alonso Cifuentes et al. (2019) comparan varias alternativas jerárquicas para la demanda de gasolina en Bogotá y encuentran que la mejor combinación de método y estructura puede variar según el problema empírico. Ayas-Ferrer (2019), por su parte, también documenta que los resultados dependen del tipo de estructura y del criterio de error utilizado. En conjunto, estos trabajos sugieren que la literatura HTS debe leerse menos como una receta universal y más como un conjunto de herramientas cuya utilidad depende del contexto y del *benchmark* considerado.

De forma complementaria, Hendry & Hubrich (2010) abordan el problema desde otra perspectiva: en lugar de reconciliar explícitamente jerarquías, comparan la conveniencia de combinar pronósticos desagregados o combinar información desagregada para pronosticar un agregado. Su contribución es especialmente relevante porque muestra que la ganancia predictiva no depende únicamente de la estructura jerárquica formal, sino también de cómo se incorpora la heterogeneidad de las series base al proceso de pronóstico del agregado. Esta discusión conecta directamente con el interés del presente artículo, donde el objetivo no es solo mantener coherencia entre niveles, sino evaluar si la información ciudad-división mejora el pronóstico del IPC nacional.

2.3 Índices ponderados y estructuras no aditivas

El problema metodológico del IPC difiere del de una jerarquía aditiva estándar. En una estructura jerárquica clásica, los niveles superiores se obtienen como suma directa de las series de nivel inferior. En cambio, el IPC se construye como un **índice ponderado**, donde la agregación depende de ponderadores de gasto y no de simples sumas. Esto significa que la matriz de agregación relevante no es puramente aditiva, sino una estructura de combinación lineal ponderada coherente con la metodología oficial del índice. Este rasgo es central para el caso ecuatoriano, cuya metodología base 2014 especifica ponderadores por ciudad y división de gasto a partir de la estructura de consumo de los hogares.

La distinción entre jerarquías aditivas y estructuras ponderadas es importante porque limita la aplicación directa de la reconciliación jerárquica convencional. En lugar de

imponer coherencia mediante sumas, el problema exige reconstruir el agregado a partir de pronósticos desagregados utilizando los ponderadores oficiales. El antecedente más cercano en la literatura aplicada es el trabajo de Alonso-Cifuentes & Rivera (2017) para Colombia, donde la inflación mensual se modela a partir de componentes del IPC y luego se reconstruye el agregado mediante una aproximación «de abajo hacia arriba». Esa contribución es especialmente pertinente porque traslada la lógica jerárquica a un índice de precios con arquitectura de ponderaciones, mostrando que el enfoque desagregado puede superar al pronóstico agregado en ciertos horizontes.

Fuera del ámbito estrictamente inflacionario, Serrano-Hernandez (2024) propone un enfoque híbrido para el pronóstico jerárquico del consumo eléctrico industrial en Brasil, combinando modelos ETS y Box-Jenkins dentro de una estructura regional-estatal. Aunque el objeto de estudio es distinto, el trabajo es útil como antecedente metodológico porque confirma que, aun fuera de las jerarquías aditivas simples, la explotación de información granular puede traducirse en mejores resultados predictivos cuando la estructura del fenómeno está bien representada.

En este contexto, la contribución del presente artículo se ubica en la intersección entre la literatura HTS y la literatura de índices ponderados. Más que aplicar mecánicamente *bottom-up* al caso ecuatoriano, el estudio adapta la lógica jerárquica a una estructura no aditiva, consistente con la forma en que el IPC es efectivamente calculado.

2.4 Evidencia para Ecuador

Para Ecuador, la literatura sobre inflación se ha concentrado sobre todo en modelos agregados y en la identificación de determinantes macroeconómicos. Alarcón-Valverde & Chuñir-Panjón (2012) comparan modelos SARIMA y VECM para el pronóstico de la inflación ecuatoriana en el corto plazo, encontrando que ambas familias son competitivas bajo ciertos criterios de error. Erráez (2005) combina modelos ARIMA y VAR para estudiar el proceso inflacionario desde el inicio de la dolarización, mientras que Gachet et al. (2008) emplean un VAR estructural para analizar los determinantes de la inflación en una economía dolarizada. Morán-Chiquito (2014) y Calderón-Brito et al. (2019) también trabajan con enfoques multivariados sobre inflación ecuatoriana, centrando el análisis en variables como salarios, gasto público, oferta monetaria y tipo de cambio real. En todos estos casos, el énfasis está puesto en la explicación macroeconómica del IPC o de la inflación agregada, más que en la explotación de la estructura interna del índice.

Lo que permanece poco desarrollado en la literatura ecuatoriana es la posibilidad de utilizar la desagregación oficial del IPC por ciudad y división de gasto como base para pronosticar el índice agregado. En otras palabras, los estudios locales han tratado el IPC principalmente como una sola serie nacional o como una variable dependiente explicada por fundamentos macroeconómicos, pero no han construido una estrategia empírica que combine modelamiento desagregado y agregación coherente con la metodología oficial del índice. La relevancia de este vacío se refuerza al considerar que, según el Instituto Nacional de Estadística y Censos (2023), el IPC ecuatoriano se organiza sobre una estructura por ciudades autorrepresentadas y divisiones de consumo, con ponderadores fijos de gasto.

A partir de este vacío, el presente estudio propone una estrategia de pronóstico jerárquico no aditivo para el IPC ecuatoriano, basada en la estimación de modelos ETS y ARIMA sobre series ciudad-división y su posterior agregación mediante ponderadores oficiales. La contribución no reside únicamente en aplicar un enfoque desagregado al caso ecuatoriano, sino en hacerlo bajo una arquitectura metodológica compatible con

la naturaleza ponderada del índice y contrastarlo empíricamente frente a *benchmarks* agregados directos. En ese sentido, el artículo se inserta en una línea de investigación todavía incipiente para el caso ecuatoriano y dialoga con la literatura internacional sobre jerarquías, combinación de pronósticos e índices compuestos.

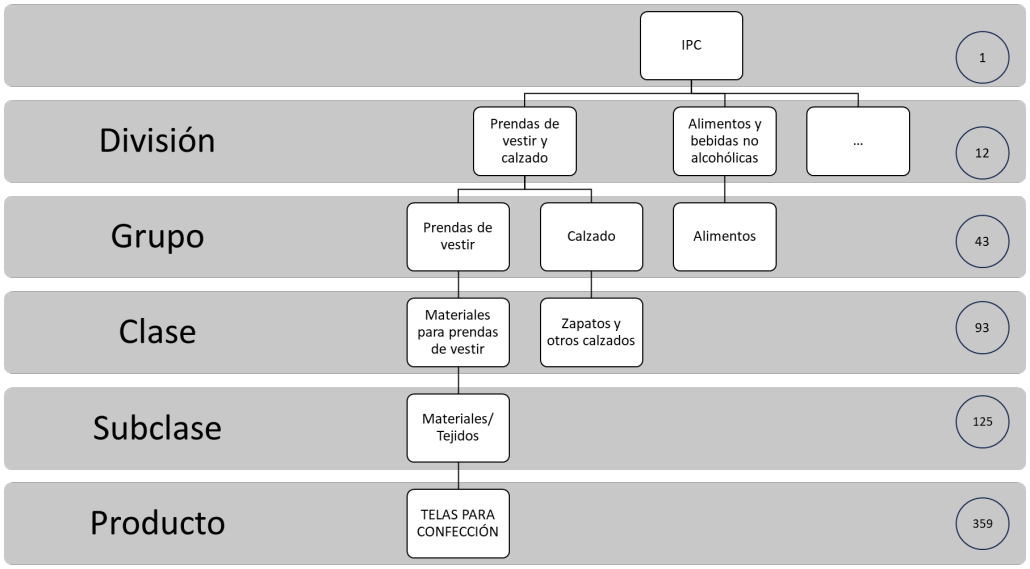
3 Materiales y métodos

3.1 Estructura del IPC en Ecuador

El índice de precios al consumidor (IPC) del Ecuador se construye con base en la Clasificación del Consumo Individual por Finalidades (CCIF), lo que asegura comparabilidad internacional en la organización de los gastos de consumo. En el caso ecuatoriano, el indicador adopta las doce primeras divisiones de la CCIF, mientras que las dos últimas —correspondientes al gasto de las instituciones sin fines de lucro y del gobierno— no forman parte de la estructura del IPC de consumo de los hogares.

Tal como se muestra en la Figura 1, la arquitectura completa del índice comprende varios niveles de desagregación. A partir del IPC total se distinguen 12 divisiones, que a su vez se descomponen en 43 grupos, 93 clases, 125 subclases y 359 productos. En el operativo estadístico del INEC, estos productos se sustentan además en un levantamiento mensual de artículos y tomas de precios a un nivel aún más detallado. Por tanto, el IPC oficial dispone de una estructura jerárquica más profunda que la utilizada en este estudio.

Figura 1. Estructura jerárquica del IPC del Ecuador utilizada en el estudio



Fuente: INEC
Elaboración: autor

No obstante, el presente trabajo se detiene deliberadamente en el nivel de división. Es decir, aunque el INEC organiza el indicador hasta niveles más finos, aquí se utilizan las 12 divisiones por cada una de las 9 ciudades consideradas, lo que da origen a las 108 series base del ejercicio empírico. Esta decisión responde a dos razones. En primer lugar, el nivel división mantiene una desagregación suficiente para capturar heterogeneidad territorial y sectorial relevante para el pronóstico. En segundo lugar, evita incorporar

ruido adicional derivado de niveles excesivamente granulares, donde la volatilidad idiosincrática puede deteriorar la estabilidad de los modelos y dificultar la comparación con el índice agregado.

En consecuencia, la estrategia empírica no pretende reproducir toda la profundidad clasificatoria del IPC oficial, sino utilizar un nivel de desagregación intermedio que sea metodológicamente consistente con la estructura del índice y, al mismo tiempo, operativo para fines de pronóstico.

3.2 Datos, cobertura y estructura jerárquica

El presente estudio utiliza información mensual del IPC del Ecuador publicada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), con cobertura desde enero de 2015 hasta junio de 2025. La base empleada contiene tanto el índice nacional agregado como sus componentes desagregados por ciudad y división de gasto, que constituyen la unidad mínima de modelación en este trabajo.

La estructura analítica utilizada se resume en la Tabla 1. En total, la base comprende 13608 registros mensuales, organizados en 108 series base, construidas a partir de la combinación de 9 ciudades y 12 divisiones de consumo. Este panel balanceado resulta especialmente conveniente para la comparación entre enfoques de pronóstico, ya que evita asimetrías de cobertura entre series y reduce problemas asociados a datos faltantes.

Tabla 1. Estructura analítica de la base utilizada

Característica	Valor
Frecuencia	Mensual
Período	2015-01 a 2025-06
Número total de observaciones	13608
Número de series base	108
Niveles jerárquicos	Región → Ciudad → División
Número de regiones	2
Número de ciudades	9
Número de divisiones	12
Series por ciudad	12
Observaciones por serie base	126
Distribución de registros	108 series × 126 meses = 13608 registros
Ponderadores usados	Ponderadores oficiales del IPC base 2014 por división, ciudad y región
Criterio de exclusión	Ninguno; se conservaron únicamente series con cobertura mensual completa y sin valores faltantes.

Fuente: INEC
Elaboración: autor

Una pieza central de la metodología corresponde a los ponderadores oficiales del IPC base 2014, empleados tanto en la construcción del índice como en la agregación de los pronósticos. En particular, se utilizan ponderadores por división dentro de cada ciudad,

por ciudad dentro de cada región y por región dentro del total nacional. Dado que estos ponderadores se derivan de la estructura de gasto de la ENIGHUR base 2014, se mantienen fijos a lo largo del período analizado.

Desde el punto de vista empírico, el problema tiene una estructura jerárquica, pero no aditiva en sentido estricto. A diferencia de una jerarquía convencional por sumas, los niveles superiores del IPC no se obtienen como suma simple de subseries, sino mediante agregación ponderada. En consecuencia, la estrategia propuesta no recurre a reconciliación aditiva clásica, sino al modelamiento individual de las series base ciudad--división y a la reconstrucción posterior del índice agregado mediante ponderadores oficiales.

3.3 Cálculo de la agregación del IPC y de los pronósticos

Desde el punto de vista metodológico, el IPC ecuatoriano responde a la lógica de un índice de Laspeyres de base fija, en el que las variaciones de precios se valoran con ponderaciones de gasto del período base. En forma general, el índice puede expresarse como:

$$P_t^L = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} = \sum_{i=1}^{N} \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) s_i^0 \tag{1}$$

donde p_i^t y p_i^0 representan los precios del bien i en el período t y en el período base, respectivamente, q_i^0 es la cantidad consumida en el período base y s_i^0 corresponde a la participación del gasto del bien i en dicho período. Esta formulación resume el principio que subyace a la construcción del IPC: la agregación se realiza mediante ponderadores fijos asociados a la estructura de gasto de los hogares.

En la práctica, el INEC calcula primero índices elementales y luego los agrega secuencialmente a través de los distintos niveles de la canasta. Para los fines de este artículo, no se reconstruye toda esa cadena desde producto o artículo, sino que se trabaja directamente con el nivel de división, que constituye el nivel más desagregado disponible en la base utilizada. Por tanto, si $y_{c,d,t}$ denota el índice observado de la división d en la ciudad c y en el período t, el índice total de la ciudad c puede representarse como una combinación ponderada de sus divisiones:

$$y_{c,t} = \sum_{d=1}^{D} \omega_{c,d}\, y_{c,d,t} \quad \text{con} \quad \sum_{d=1}^{D} \omega_{c,d} = 1 \tag{2}$$

donde $\omega_{c,d}$ es el ponderador oficial de la división d dentro de la ciudad c, y $D = 12$ es el número de divisiones consideradas en el estudio.

De manera análoga, el índice regional puede expresarse como una agregación ponderada de los índices de ciudad. Si r denota una región y C_r el conjunto de ciudades que pertenecen a ella, entonces:

$$y_{r,t} = \sum_{c \in C_r} \omega_{r,c}\, y_{c,t}, \quad \sum_{c \in C_r} \omega_{r,c} = 1 \tag{3}$$

donde $\omega_{r,c}$ representa el peso relativo de la ciudad c dentro de la región r. Finalmente, el IPC nacional agregado se obtiene como:

$$y_t = \sum_{r=1}^{R} \omega_r \, y_{r,t}, \quad \sum_{r=1}^{R} \omega_r = 1 \tag{4}$$

donde ω_r es el ponderador de la región r en el índice nacional y R es el número de regiones consideradas en el estudio. Esta formulación sintetiza la arquitectura de agregación utilizada en el trabajo: división → ciudad → región → nacional.

A partir de esta estructura, el estudio define la regla de agregación de pronósticos de forma análoga. Si $\hat{y}_{c,d,t+h|t}$ denota el pronóstico del índice de la división d en la ciudad c, generado en t para el horizonte $t+h$, entonces el pronóstico agregado por ciudad se obtiene como:

$$\hat{y}_{c,t+h|t} = \sum_{d=1}^{D} \omega_{c,d} \, \hat{y}_{c,d,t+h|t} \tag{5}$$

A su vez, el pronóstico regional y el pronóstico nacional se construyen como:

$$\hat{y}_{r,t+h|t} = \sum_{c \in C_r} \omega_{r,c} \, \hat{y}_{c,t+h|t} \tag{6}$$

$$\hat{y}_{t+h|t} = \sum_{r=1}^{R} \omega_r \, \hat{y}_{r,t+h|t} \tag{7}$$

En consecuencia, la coherencia entre niveles no se define en este trabajo como una igualdad por sumas simples, como ocurre en la reconciliación jerárquica clásica, sino como el cumplimiento de estas identidades de agregación ponderada para cada horizonte de pronóstico. Es decir, un conjunto de pronósticos se considera coherente si el pronóstico de ciudad coincide con la combinación ponderada de sus divisiones, el pronóstico regional coincide con la combinación ponderada de sus ciudades y el pronóstico nacional coincide con la combinación ponderada de sus regiones.

3.4 Estrategia de modelamiento y generación de pronósticos

Para la implementación empírica se definieron dos enfoques de pronóstico. El primero corresponde a un enfoque desagregado jerárquico no aditivo, en el que se modelan por separado las series mensuales identificadas por la combinación región-ciudad-división. El segundo corresponde a un enfoque directo agregado, en el que se modela de forma univariante la serie mensual del IPC nacional total. En ambos casos, el objetivo final de comparación es siempre el mismo: el pronóstico del IPC nacional.

Como transformación preliminar, las series se modelan en escala logarítmica, es decir, sobre $x_t = \log(Y_t)$, donde Y_t representa el nivel del índice. A partir de esta especificación, los pronósticos se generan inicialmente en escala logarítmica; sin embargo, al utilizar la infraestructura de `fabletools`, librería de R, la función `forecast()` realiza internamente la retransformación a la escala original del IPC. En consecuencia, los pronósticos puntuales empleados en el análisis y en la agregación jerárquica corresponden a valores del índice en niveles y no a logaritmos. Por tanto, la agregación ponderada entre divisiones, ciudades, regiones y total nacional se efectúa exclusivamente sobre pronósticos retransformados, manteniendo la consistencia entre la escala de estimación y la escala final de evaluación.

En particular, se utilizaron dos familias de modelos: ETS y ARIMA. En la familia ETS, la selección automática identifica la combinación más adecuada de componentes de error, tendencia y estacionalidad, permitiendo variantes con o sin tendencia, con o sin amortiguamiento, y con estructuras estacionales aditivas o multiplicativas. La distribución resumida de estas familias y componentes se presenta en el anexo 2.

De forma general, un modelo ETS puede representarse mediante la ecuación de pronóstico:

$$\hat{y}_{t+h|t} = \ell_t + hb_t + s_{t-m+h^+_m} \tag{8}$$

donde ℓ_t representa el nivel; b_t, la pendiente o tendencia; s_t, el componente estacional, y m, la periodicidad. En su forma aditiva, las ecuaciones de actualización pueden escribirse como:

$$\ell_t = \alpha(y_t - s_{t-m}) + (1-\alpha)(\ell_{t-1} + b_{t-1}) \tag{9}$$

$$b_t = \beta(\ell_t - \ell_{t-1}) + (1-\beta)b_{t-1} \tag{10}$$

$$s_t = \gamma(y_t - \ell_{t-1} - b_{t-1}) + (1-\gamma)s_{t-m} \tag{11}$$

donde α, β y γ son parámetros de suavizamiento. En la práctica, la rutina selecciona automáticamente la especificación ETS final en función de la estructura de la serie.

En la familia ARIMA, la detección automática permite identificar la presencia de persistencia, diferenciación y patrones estacionales, seleccionando los órdenes más adecuados del modelo. Su representación general puede escribirse como:

$$\Phi(B^m)\phi(B)(1-B)^d(1-B^m)^D x_t = \Theta(B^m)\theta(B)\varepsilon_t \tag{12}$$

donde B es el operador rezago; d y D son los órdenes de diferenciación regular y estacional, respectivamente; $\phi(B)$ y $\Phi(B^m)$ representan los componentes autorregresivos; $\theta(B)$ y $\Theta(B^m)$, los componentes de medias móviles, y ε_t es un término de error de ruido blanco. En este caso, la rutina de selección automática determina los órdenes (p, d, q) y (P, D, Q) más apropiados para cada serie.

Sobre esta base, en el enfoque desagregado se estimaron modelos ETS y ARIMA para cada una de las 108 series ciudad-división. Los pronósticos obtenidos se agregaron posteriormente mediante los ponderadores oficiales del IPC, en una secuencia ascendente: primero a nivel ciudad, luego a nivel región y finalmente a nivel nacional. En el enfoque directo, en cambio, se estimaron modelos ETS y ARIMA directamente sobre la serie agregada del IPC total nacional.

La evaluación empírica se realizó en dos etapas. En primer lugar, se empleó un esquema de pronóstico desde un único punto de origen, en el cual los modelos se estiman una sola vez sobre una ventana inicial fija de entrenamiento compuesta por los primeros 112 registros mensuales y, a partir de esa estimación, se generan pronósticos para horizontes crecientes $h = 1, 2, \ldots, H$, sin reestimación de parámetros. Este diseño permite analizar de forma controlada cómo cambia el error de pronóstico conforme aumenta el horizonte temporal, manteniendo constante el conjunto de información utilizado para estimar el modelo.

En segundo lugar, se aplicó un ejercicio de sensibilidad mediante ventana rodante (*rolling window*). En este caso, se mantuvo fijo el tamaño de la muestra de entrenamiento en 108 observaciones mensuales, y en cada iteración la ventana se desplazó un período

hacia adelante, incorporando una nueva observación y descartando la más antigua. Para cada origen de estimación se generaron pronósticos a 12 meses, tanto para los modelos desagregados como para los modelos directos. Este esquema permite evaluar la estabilidad relativa de los métodos cuando se exige al modelo un horizonte fijo de pronóstico y una cantidad constante de información histórica.

Como parte del preprocesamiento, se aplicó la función `tsclean()` de la librería `forecast` sobre cada serie del conjunto de entrenamiento, con el objetivo de corregir observaciones atípicas transitorias que pudieran distorsionar la estimación de los modelos. Esta corrección se realizó exclusivamente sobre la muestra de entrenamiento y antes de generar los pronósticos, mientras que la muestra de evaluación se mantuvo inalterada. De este modo, se evita la incorporación de información futura en el proceso de limpieza y, por tanto, se reduce el riesgo de filtración de información (*data leakage*) en la validación pseudo-fuera de muestra. Un diagnóstico gráfico de las series con mayor número de correcciones se presenta en el anexo 1.

3.5 Métricas de evaluación del desempeño predictivo

El desempeño predictivo de los modelos se evaluó mediante tres métricas estándar: el **error absoluto medio** (MAE), el **error porcentual absoluto medio** (MAPE) y la **raíz del error cuadrático medio** (RMSE). Estas métricas se calcularon a partir de la diferencia entre el valor observado del IPC nacional, denotado por y_t, y su correspondiente pronóstico, denotado por $\hat{y}_t$. Aunque la estimación se realiza sobre $\log(Y_t)$, las métricas de evaluación se calculan sobre el IPC observado y pronosticado en su escala original.

Formalmente, las métricas utilizadas se definen como:

$$MAE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}|y_t - \hat{y}_t| \tag{13}$$

$$MAPE = \frac{100}{n}\sum_{t=1}^{n}\left|\frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t}\right| \tag{14}$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}(y_t - \hat{y}_t)^2} \tag{15}$$

donde n representa el número de pronósticos evaluados.

En el esquema de origen fijo, n coincide con el número de horizontes considerados, ya que para cada horizonte h se compara el pronóstico correspondiente con el valor efectivamente observado del IPC nacional. Bajo este diseño, las métricas resumen el error asociado a la trayectoria pronosticada desde una única estimación inicial y permiten evaluar el deterioro o la persistencia de la precisión conforme se amplía el horizonte de predicción.

En el esquema de ventana rodante, en cambio, para cada origen de estimación se generan 12 pronósticos mensuales consecutivos y las métricas se calculan como promedios sobre ese bloque de pronósticos. En consecuencia, cada ejecución produce un valor promedio de MAE, MAPE y RMSE, lo que permite comparar la estabilidad del desempeño predictivo de los distintos métodos a lo largo de múltiples ventanas de estimación. Este procedimiento resulta particularmente útil para examinar la sensibilidad del pronóstico

cuando se mantiene constante el tamaño de la muestra y se exige al modelo un horizonte relativamente más largo.

Desde el punto de vista interpretativo, el MAE mide el error absoluto promedio en unidades del índice, el MAPE expresa el error promedio en términos porcentuales, lo que facilita la comparación entre métodos, y el RMSE penaliza más severamente los errores grandes, por lo que resulta útil para identificar métodos que generan episodios de desviación más pronunciada. En conjunto, estas tres métricas ofrecen una evaluación complementaria de la precisión predictiva

4 Resultados y limitaciones

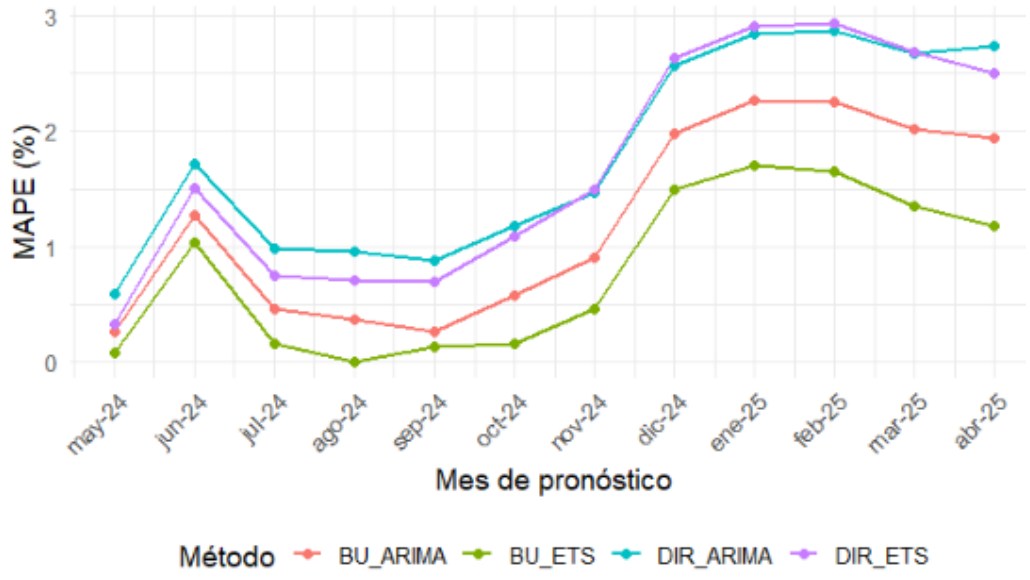
4.1 Evaluación de pronósticos estáticos

El primer ejercicio de validación se realizó bajo un esquema de pronóstico desde un único punto de origen, en el cual los modelos se estiman una sola vez sobre una ventana inicial fija y, a partir de esa estimación, se generan pronósticos para horizontes crecientes sin reentrenamiento intermedio. Bajo este diseño se compararon cuatro alternativas: el enfoque *bottom-up* no aditivo con ETS (BU_ETS); el enfoque *bottom-up* no aditivo con ARIMA (BU_ARIMA); el modelo ETS directo sobre el IPC total nacional (DIR_ETS), y el modelo ARIMA directo sobre el IPC total nacional (DIR_ARIMA).

La Figura 2 muestra la evolución del MAPE por horizonte de pronóstico entre mayo de 2024 y junio de 2025. El patrón general es claro: los cuatro métodos presentan un deterioro gradual de la precisión a medida que el horizonte se amplía, pero este deterioro es sustancialmente menor en el enfoque desagregado, en particular en la especificación BU_ETS. En casi todos los meses evaluados, BU_ETS mantiene los menores errores porcentuales, seguido por BU_ARIMA, mientras que los modelos directos registran errores sistemáticamente más altos, especialmente a partir del cierre de 2024 y durante los primeros meses de 2025.

Este comportamiento también se refleja en los indicadores agregados de desempeño. Los valores consolidados se presentan en el anexo 3, y confirman que el método con mejor precisión global es *bottom-up* (BU_ETS), con un MAE de 0.78, un MAPE de 0.70 % y un RMSE de 1.06. En segundo lugar, se ubica *bottom-up* ARIMA (BU_ARIMA), con un MAE de 1.34, un MAPE de 1.18 % y un RMSE de 1.57. En contraste, los modelos directos presentan errores considerablemente mayores: ETS (DIR_ETS) alcanza un MAPE de 1.67 % y ARIMA (DIR_ARIMA) un MAPE de 1.81 %, además de registrar los mayores valores de MAE y RMSE.

Figura 2. Evolución del MAPE por horizonte de pronóstico en el ejercicio estático



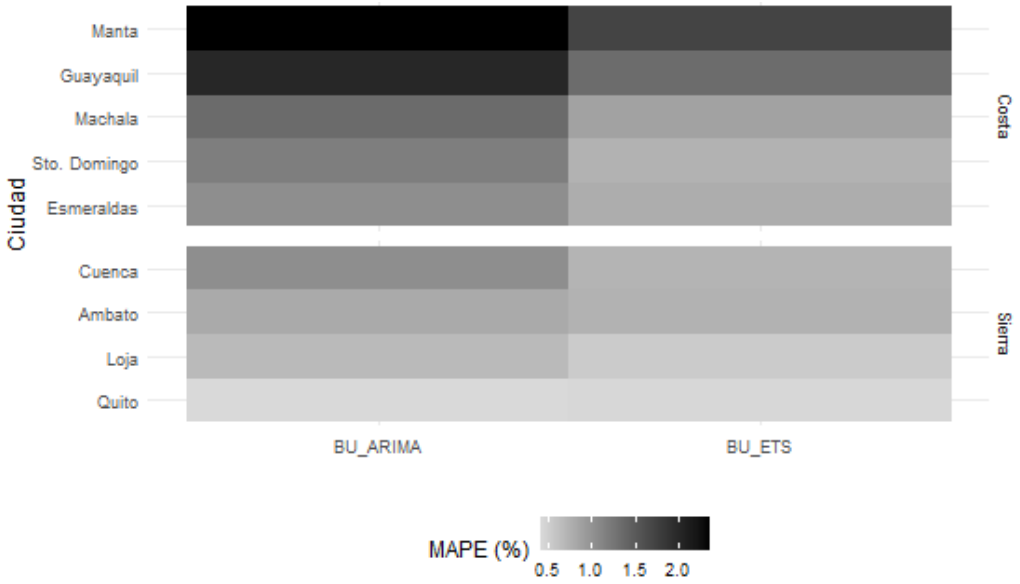
Fuente: INEC
Elaboración: autor

Desde el punto de vista económico, este resultado indica que la desagregación de la información contiene señales útiles que se pierden cuando el IPC total se modela como una única serie. La ventaja del enfoque *bottom-up* no aditivo parece provenir de su capacidad para capturar heterogeneidad entre divisiones y ciudades, y luego reconstruir el índice nacional respetando la estructura real de ponderaciones del IPC.

Con el fin de complementar la comparación de desempeño a nivel agregado, se descompuso el error del enfoque *bottom-up* en sus unidades base de modelación, esto es, por división y por ciudad, utilizando como criterio principal el MAPE. Esta desagregación permite identificar con mayor precisión en qué componentes de la estructura del IPC se concentran las mayores dificultades predictivas, y evita que el buen desempeño del índice agregado oculte heterogeneidades relevantes a nivel territorial y sectorial.

Los resultados por división muestran un patrón claramente diferenciado. En ambos métodos *bottom-up*, la división *alojamiento, agua, electricidad, gas y otros combustibles* concentra el mayor error porcentual, con un MAPE de 9.42 % en BU_ETS y 9.64 % en BU_ARIMA, muy por encima del resto de divisiones. Esta brecha sugiere que se trata del componente más difícil de modelar dentro del sistema, posiblemente asociado a su mayor sensibilidad a ajustes discretos (revisiones tarifarias) y cambios no lineales en precios regulados, los cuales no son capturados de forma inmediata por los modelos automáticos empleados. La comprobación directa de esta relación requeriría un análisis específico de eventos regulatorios, que queda fuera del alcance de este estudio. A partir de allí, el comportamiento difiere entre métodos. En BU_ARIMA, las siguientes divisiones con mayor error son *alimentos y bebidas no alcohólicas* (1.80 %), *recreación y cultura* (1.46 %) y *transporte* (1.38 %). En BU_ETS, en cambio, los errores más altos, después de la división de alojamiento y combustibles, se observan en *bebidas alcohólicas, tabaco y estupefacientes* (1.77 %), *recreación y cultura* (1.32 %) y *prendas de vestir y calzado* (1.30 %). En términos generales, el mapa de calor por división confirma que BU_ETS presenta errores porcentuales inferiores a BU_ARIMA en la mayoría de componentes, y que la heterogeneidad entre divisiones es sustancial.

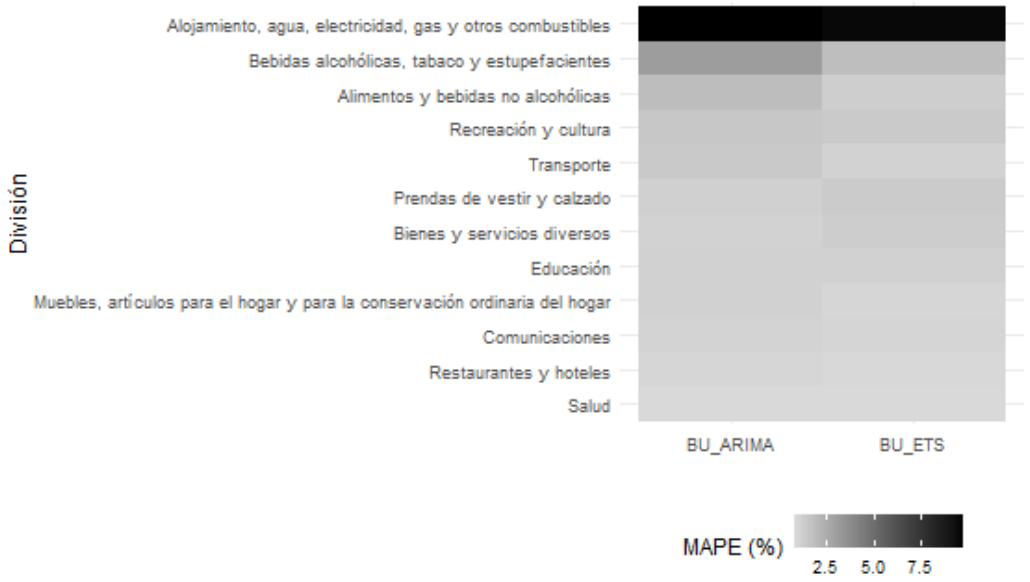
Figura 3. MAPE por división en los enfoques *bottom-up*



Fuente: INEC
Elaboración: autor

La desagregación por ciudad también revela diferencias relevantes en la dificultad predictiva. En ambos métodos, las ciudades con mayor MAPE se ubican en la Costa, particularmente Manta y Guayaquil. En el caso de BU_ARIMA, Manta registra un MAPE de 2.35 % y Guayaquil de 2.01 %, mientras que en BU_ETS esos valores se reducen a 1.70 % y 1.33 %, respectivamente. Después de estas ciudades, los mayores errores se observan en Machala y Santo Domingo para BU_ARIMA, y en Machala y Esmeraldas para BU_ETS. En contraste, las ciudades de la Sierra presentan un desempeño relativamente más estable, destacándose Quito y Loja como las de menor error porcentual en ambos métodos. En particular, Quito registra los menores valores de MAPE, con 0.42 % en BU_ARIMA y 0.43 % en BU_ETS, lo que sugiere una dinámica inflacionaria más predecible a este nivel de agregación.

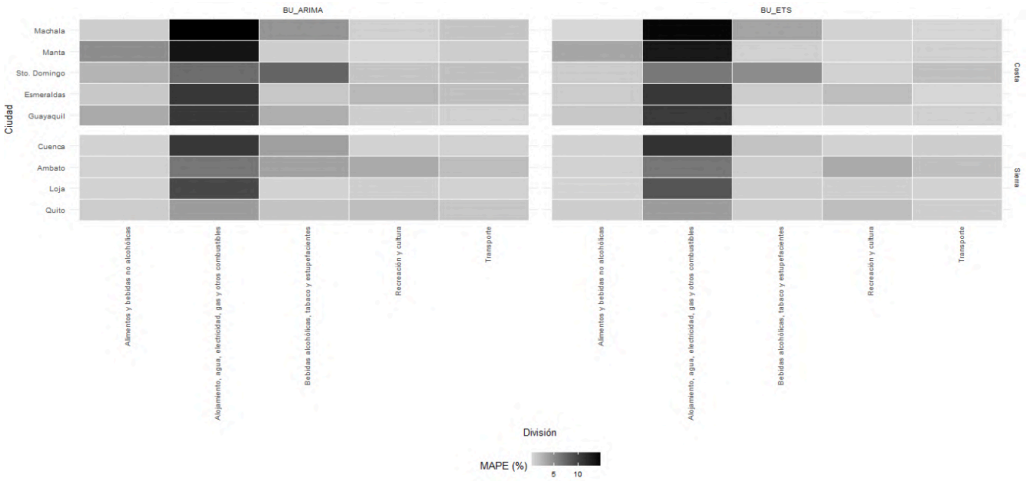
Figura 4. MAPE por ciudad en los enfoques *bottom-up*



Fuente: INEC
Elaboración: ator

Cuando se combinan ambas dimensiones —ciudad y división—, el patrón se vuelve aún más informativo. El mapa de calor ciudad-división para las divisiones con mayor error muestra que la mayor concentración del MAPE se ubica nuevamente en la división *alojamiento, agua, electricidad, gas y otros combustibles*, especialmente en varias ciudades de la Costa. En segundo plano aparecen *alimentos y bebidas no alcohólicas*, *bebidas alcohólicas, tabaco y estupefacientes*, *recreación y cultura* y *transporte*, aunque con intensidades claramente menores. Esta evidencia sugiere que la dificultad predictiva no se distribuye uniformemente dentro de la jerarquía del IPC, sino que responde a una combinación específica de componente y territorio.

Figura 5. MAPE por ciudad y división en los enfoques *bottom-up*



Fuente: INEC
Elaboración: autor

En conjunto, estos resultados permiten matizar la comparación agregada entre métodos. El menor MAPE del enfoque BU_ETS a nivel nacional no solo refleja una mejora en el índice total, sino también un desempeño más estable en la mayoría de ciudades y divisiones. En este sentido, la ventaja del enfoque propuesto no radica únicamente en reducir el error del agregado, sino en ofrecer una lectura más fina de dónde se originan las principales dificultades de pronóstico dentro de la estructura del IPC.

4.2 Sensibilidad mediante ventana rodante

Con el fin de evaluar la estabilidad de los hallazgos obtenidos en el ejercicio principal, se implementó un análisis de sensibilidad mediante ventana rodante (*rolling window*), manteniendo constante el tamaño de la muestra de entrenamiento y exigiendo, en cada iteración, un pronóstico a 12 meses. Este procedimiento permite examinar el desempeño relativo de los modelos cuando el horizonte de proyección es fijo y, al mismo tiempo, la cantidad de información histórica disponible para la estimación permanece constante entre ejecuciones.

Los resultados de este ejercicio se presentan en la Tabla 2, donde se reportan, para cada método, el número de orígenes de evaluación y los valores promedio de MAE, MAPE y RMSE obtenidos sobre los bloques de 12 meses pronosticados. La evidencia vuelve a favorecer a los enfoques desagregados. En particular, *bottom-up* ETS (BU_ETS) registra el mejor desempeño global, con un MAE promedio de 0.91, un MAPE promedio de 0.80 % y un RMSE promedio de 1.11 %. En segundo lugar, se ubica *bottom-up* ARIMA (BU_ARIMA), con un MAE promedio de 0.96, un MAPE promedio de 0.85 % y un RMSE promedio de 1.130.

Tabla 2. Resultados promedio del ejercicio con ventana rodante

Método	Ventanas	MAE promedio	MAPE promedio	RMSE promedio
BU_ETS	6	0.91	0.80 %	1.11
BU_ARIMA	6	0.96	0.85 %	1.13
DIR_ARIMA	6	1.05	0.93 %	1.18
DIR_ETS	6	1.33	1.18 %	1.53

Fuente: INEC
Elaboración: autor
Nota: MAE y RMSE en unidades del índice; MAPE en porcentaje.

Los modelos directos sobre el IPC agregado muestran un deterioro claro en comparación con los enfoques *bottom-up*. El modelo ARIMA (DIR_ARIMA) alcanza un MAPE promedio de 0.93 %, mientras que ETS (DIR_ETS) presenta el peor resultado del conjunto, con un MAPE promedio de 1.18 %, además de los mayores valores de MAE y RMSE. En términos relativos, esto implica que el mejor método desagregado *bottom-up* ETS (BU_ETS) reduce el error porcentual promedio en aproximadamente 31.9 % frente a DIR_ETS, lo que refuerza la idea de que la estructura ciudad-división contiene información útil que no es plenamente capturada por el modelado directo del índice total.

Este resultado es relevante por dos razones. En primer lugar, confirma que la superioridad del enfoque *bottom-up* no aditivo no depende exclusivamente del esquema de validación desde un único punto de origen, sino que también se mantiene cuando el ejercicio se replantea bajo una lógica de ventana rodante. En segundo lugar, muestra

que, dentro del conjunto de métodos considerados, el modelo ETS desagregado exhibe la mejor combinación de precisión y estabilidad cuando se exige al sistema producir trayectorias de 12 meses con una cantidad constante de información histórica.

En síntesis, la evidencia reportada en la Tabla 2 sugiere que el enfoque *bottom-up* no aditivo es robusto a cambios en la estrategia de validación y que su ventaja frente a los modelos agregados directos persiste incluso bajo un criterio de evaluación más exigente. Esta consistencia fortalece la validez empírica de la propuesta y respalda su utilidad como alternativa para el pronóstico del IPC ecuatoriano.

4.3 Proyecciones individuales

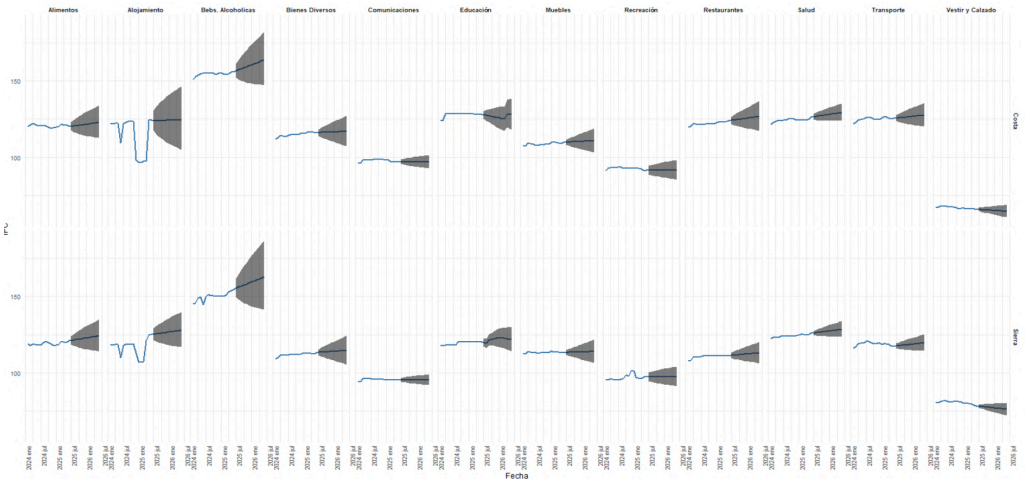
Una ventaja adicional del enfoque propuesto es que no se limita a generar un pronóstico para el IPC nacional agregado, sino que permite obtener trayectorias proyectadas para niveles inferiores de la jerarquía. A partir del modelo final (*bottom-up* con ETS), se construyen pronósticos por región y división de gasto, así como por ciudad. Los pronósticos puntuales (medias) se obtienen agregando linealmente las predicciones desagregadas mediante los ponderadores oficiales del INEC, lo que garantiza que sean coherentes con la estructura del índice: la agregación ponderada de los pronósticos de ciudad-división reproduce exactamente el pronóstico puntual del IPC nacional.

Sin embargo, es importante señalar que esta coherencia se limita exclusivamente a los pronósticos puntuales. Las bandas de incertidumbre que se presentan a continuación se construyen agregando linealmente los límites inferiores y superiores de los intervalos de confianza (95 %) obtenidos de los modelos ETS individuales para cada serie ciudad-división. Dicha agregación lineal no asegura que los intervalos resultantes sean probabilísticamente coherentes con la jerarquía (por ejemplo, que un intervalo de una división sea consistente con el intervalo de la ciudad o del total nacional). En rigor, la obtención de intervalos o distribuciones jerárquicamente reconciliadas requiere métodos avanzados (*bootstrapping* jerárquico, reconciliación de cuantiles o enfoques bayesianos) que quedan fuera del alcance de este trabajo. Por lo tanto, las bandas mostradas deben interpretarse como una referencia ilustrativa de la incertidumbre propia de cada nivel desagregado, no como intervalos formalmente reconciliados.

Dicha aclaración permite interpretar correctamente las figuras que siguen: las trayectorias puntuales son coherentes entre niveles, mientras que las bandas reflejan la agregación lineal de los intervalos individuales sin garantía de coherencia jerárquica.

En términos generales, se observa que las trayectorias puntuales no son homogéneas entre componentes. Algunas divisiones exhiben niveles más elevados y bandas de incertidumbre más amplias, mientras que otras muestran una evolución más estable y predecible. En ambos dominios regionales, la división *alojamiento, agua, electricidad, gas y otros combustibles* destaca por presentar la mayor amplitud en los intervalos agregados, lo que sugiere una mayor sensibilidad de este componente a cambios discretos y episodios de volatilidad. En contraste, divisiones como *salud*, *transporte*, *comunicaciones* o *prendas de vestir y calzado* muestran trayectorias puntuales más suaves y abanicos de predicción relativamente más contenidos.

Figura 6. Proyección del IPC por región y división

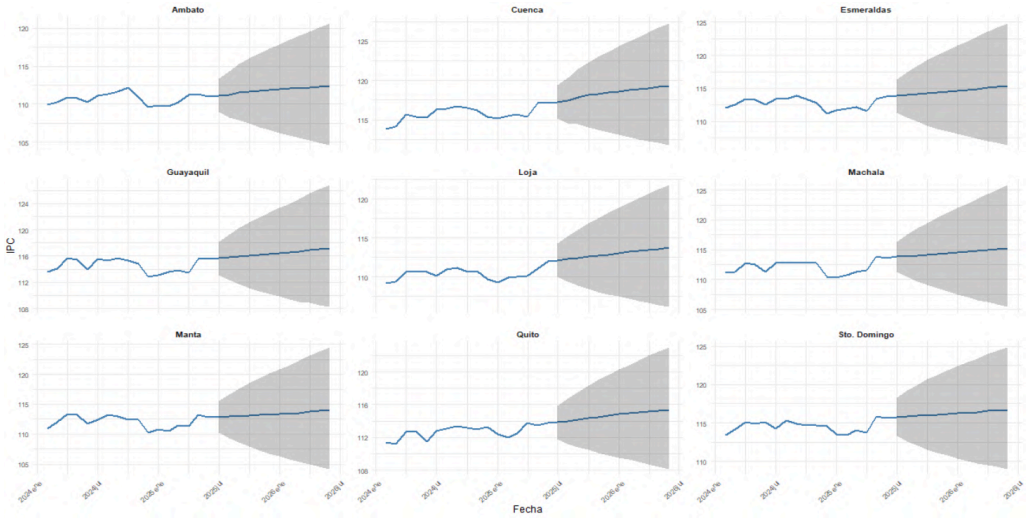


Fuente: INEC
Elaboración: Autor

Las proyecciones puntuales también sugieren diferencias entre Costa y Sierra. Si bien en ambas regiones predomina una trayectoria moderadamente ascendente en varios componentes, la intensidad del cambio no es idéntica. En algunos casos, la Costa presenta mayores niveles proyectados, mientras que en la Sierra ciertas divisiones mantienen una trayectoria más estable. Esta heterogeneidad confirma que la inflación no evoluciona de manera uniforme en el territorio ni entre categorías de gasto, y que un enfoque puramente agregado tiende a ocultar estas diferencias.

A nivel de ciudad, las nueve ciudades consideradas presentan una evolución puntual relativamente contenida, con una inclinación moderadamente positiva hacia el horizonte de pronóstico. No obstante, también aquí se observan diferencias en niveles y en amplitud de los intervalos agregados. Ciudades como Cuenca, Esmeraldas y Machala muestran niveles proyectados comparativamente más altos dentro del conjunto, mientras que Quito, Loja y Ambato exhiben trayectorias algo más moderadas. En todos los casos, las bandas de predicción se amplían conforme aumenta el horizonte, como es esperable en cualquier ejercicio de pronósticos, aunque sin perder una forma general ordenada y consistente con la dinámica reciente de cada serie.

Figura 7. Proyecciones del IPC por ciudad



Fuente: INEC
Elaboración: Autor

En conjunto, estas proyecciones desagregadas muestran que el enfoque *bottom-up* no aditivo aporta algo más que una mejora en la precisión del pronóstico puntual del IPC nacional. Su principal valor adicional radica en que permite producir **pronósticos puntuales coherentes** para niveles inferiores de la jerarquía, lo que facilita una lectura más rica de la inflación esperada. En lugar de disponer únicamente de una proyección agregada, el analista puede identificar qué regiones, ciudades o divisiones concentran mayores niveles proyectados, generando insumos útiles para el seguimiento económico y la interpretación sectorial de la trayectoria futura de los precios.

El análisis por divisiones de gasto revela que los componentes más volátiles, como *alojamiento* y *bebidas alcohólicas*, presentan los mayores desafíos predictivos a corto plazo, con intervalos individuales agregados más amplios. En contraste, divisiones con precios más administrados o regulados, como *alimentos*, t*ransporte* y s*alud*, muestran trayectorias puntuales más suaves y pronósticos más precisos (intervalos agregados más estrechos).

En la misma línea, la desagregación a nivel de ciudad permite identificar patrones que pueden quedar enmascarados si solo se proyecta el IPC agregado. Ciudades como Cuenca, Loja y Esmeraldas presentan una tendencia puntual superior a las demás ciudades consideradas por el INEC, donde la trayectoria es más moderada.

4.4 Limitaciones

A pesar de los resultados razonables obtenidos, el estudio presenta algunas limitaciones que deben considerarse al interpretar los hallazgos. En primer lugar, el análisis se restringe a una familia relativamente acotada de modelos univariantes, concretamente ETS y ARIMA, por lo que no incorpora otras alternativas potencialmente relevantes, como modelos con variables exógenas, enfoques bayesianos o métodos de aprendizaje automático. En segundo lugar, la evaluación se concentra en la experiencia ecuatoriana y en la estructura específica del IPC base 2014, de modo que la generalización de los resultados a otros contextos o cambios metodológicos del índice debe hacerse con cautela.

En tercer lugar, aunque la estrategia *rolling window* aporta una prueba de sensibilidad útil, el número de ejecuciones posibles sigue siendo reducido, dado que la combinación entre tamaño de ventana y horizonte de 12 meses limita la cantidad de bloques evaluables. Por ello, los resultados de esta sensibilización deben interpretarse como evidencia complementaria y no como una prueba definitiva en sí misma. Finalmente, al trabajar con ponderadores fijos, el ejercicio asume estabilidad en la estructura de gasto utilizada para la agregación, lo que simplifica el análisis, pero deja fuera posibles cambios en los patrones de consumo a lo largo del tiempo.

Aun con estas limitaciones, la evidencia obtenida sugiere que, dentro del conjunto de métodos considerados, los enfoques *bottom-up* no aditivos constituyen una alternativa empíricamente favorable frente al modelado directo del IPC agregado.

5 Conclusiones y discusión

Este estudio evaluó la capacidad predictiva de un enfoque jerárquico no aditivo para el pronóstico del índice de precios al consumidor del Ecuador, comparándolo con modelos directos estimados sobre el IPC nacional agregado. La evidencia empírica favorece de manera consistente a los enfoques *bottom-up*, tanto en el ejercicio principal de pronóstico desde un único punto de origen como en la sensibilidad realizada mediante ventana rodante.

En el esquema principal, el mejor desempeño correspondió a BU_ETS, que registró los menores valores de MAE, MAPE y RMSE frente a los modelos directos y frente a la alternativa *bottom-up* con ARIMA. Este resultado sugiere que el aprovechamiento de la información desagregada por ciudad y división de gasto mejora la precisión del pronóstico del índice agregado, en comparación con el modelado univariante directo del IPC nacional.

Los resultados de la estrategia *rolling window* refuerzan esta conclusión. Bajo un esquema más exigente, con ventana fija y horizonte de 12 meses, los modelos *bottom-up* continuaron mostrando menor error promedio que los modelos directos. En particular, BU_ETS volvió a ubicarse como la especificación con mejor desempeño global, lo que aporta evidencia adicional sobre la estabilidad del enfoque propuesto.

En términos metodológicos, el trabajo muestra que la combinación de modelamiento individual de series desagregadas y agregación mediante ponderadores oficiales constituye una alternativa empíricamente sólida para el pronóstico del IPC ecuatoriano. La ventaja del enfoque no radica únicamente en la mejora del índice agregado, sino también en su capacidad para conservar el detalle de los componentes subyacentes del sistema de precios.

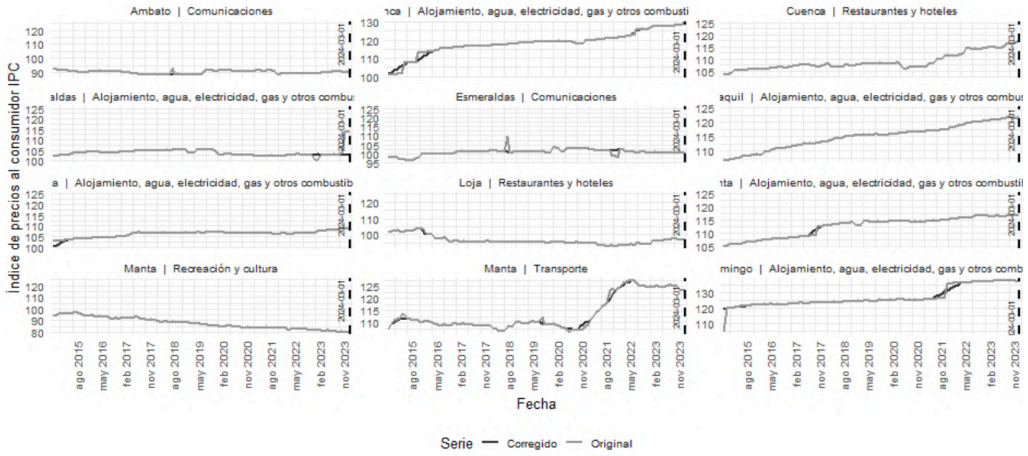
Finalmente, el enfoque propuesto ofrece un valor adicional al permitir generar pronósticos desagregados por ciudad y división, lo que amplía su utilidad para el análisis económico. Esta característica permite complementar el pronóstico del índice nacional con información más específica sobre la dinámica inflacionaria de sus componentes, abriendo espacio para futuras extensiones metodológicas y aplicaciones de política más focalizadas.

En síntesis, los hallazgos de esta investigación sugieren que, para el caso analizado, el enfoque *bottom-up* constituye una alternativa empíricamente competitiva para mejorar la precisión de los pronósticos del IPC frente a los modelos directos considerados. Además, permite generar proyecciones desagregadas coherentes a nivel de ciudad y división, lo que amplía su utilidad para el análisis económico. No obstante, la evidencia

reportada debe interpretarse a la luz del conjunto de modelos evaluados y de las limitaciones propias del ejercicio de validación.

Anexos

Anexo 1. Top de series originales y sus correcciones por valores atípicos



Fuente: INEC
Elaboración: Autor

Anexo 2. Distribución de familias y componentes de los modelos seleccionados

Familia	Componentes clave	Frecuencia	Porcentaje
ARIMA	Sin estacionalidad, con *drift*	39	36.11 %
ARIMA	Sin estacionalidad, sin *drift*	18	16.67 %
ARIMA	Con estacionalidad	27	25.00 %
ARIMA	Otros (no estacionales, órdenes altos)	24	22.22 %
Total		**108**	**100 %**
ETS	Aditivo (A,A,N; A,Ad,N; A,N,N)	54	50.00 %
ETS	Multiplicativo (M,N,N; M,A,N; M,Ad,N)	43	39.81 %
ETS	Con estacionalidad aditiva o multiplicativa	11	10.19 %
Total		**108**	**100 %**

Elaboración: autor

Anexo 3. Resultados del ejercicio de pronósticos estáticos

Método	MAE	MAPE	RMSE
BU_ETS	0.78	0.70 %	1.06
BU_ARIMA	1.34	1.19 %	1.57
DIR_ETS	1.89	1.67 %	2.12
DIR_ARIMA	2.04	1.81 %	2.22

Elaboración: autor
Nota: MAE y RMSE en unidades del índice; MAPE en porcentaje.

Bibliografía

Alarcón-Valverde, L., & Chuñir-Panjón, L. (2012). *Evaluación de modelos econométricos alternativos de series de tiempo para el pronóstico de la inflación en el Ecuador en el corto plazo: periodo 2000–2010* [Bachelor's thesis, Universidad de Cuenca]. https://dspace.ucuenca.edu.ec/handle/123456789/1042

Alonso Cifuentes, J. C., Díaz, J. G., Estrada, D., Figueroa, C. A., & Tamura, G. (2019). Empleando modelos jerárquicos para encontrar el mejor modelo para pronosticar los galones de gasolina corriente demandados en Bogotá (Colombia). *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, *28*, 113-123. https://doi.org/10.46661/revmetodoscuanteconempresa.3296

Alonso-Cifuentes, J., & Rivera, A. (2017). Pronosticando la inflación mensual en Colombia un paso hacia delante: una aproximación «de abajo hacia arriba». *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, *23*, 98-118. https://www.redalyc.org/pdf/2331/233151826005.pdf

Ayas-Ferrer, M. (2019). *Análisis estadístico de los accidentes ciclistas en España mediante el modelo de serie temporal jerárquica agrupada* [Master's thesis, Universidad Politécnica de Madrid]. https://oa.upm.es/55977/

Barkan, O., Benchimol, J., Caspi, I., Cohen, E., Hammer, A., & Koenigstein, N. (2023). Forecasting CPI inflation components with Hierarchical Recurrent Neural Networks. *International Journal of Forecasting*, *39*(3), 1145-1162. https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2022.04.009

Calderón-Brito, A., Quinde-Quinde, É., Orellana-Osorio, I., & Reyes-Clavijo, M. (2019). Determinantes de la inflación en Ecuador en el periodo 2000–2018. *UDA AKADEM*, *1*(3), 35-64. https://udaakadem.uazuay.edu.ec/article/view/202

Dahem, A. (2015). *Short term Bayesian inflation forecasting for Tunisia* (MPRA Paper No. 66702). Munich Personal RePEc Archive. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/66702/

Erráez, J. P. (2005). El proceso inflacionario en el Ecuador: un análisis de sus determinantes con modelos ARIMA y vectores autorregresivos. *Cuestiones Económicas*, *21*(3), 51-71. https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/8488743.pdf

Gachet, I., Maldonado, D., & Pérez, W. (2008). *Determinantes de la inflación en una economía dolarizada: el caso ecuatoriano* (Nota Técnica No. 19). Banco Central del Ecuador. https://repositorio.bce.ec/handle/32000/2910

Hendry, D. F., & Hubrich, K. (2010). *Combining disaggregate forecasts or combining disaggregate information to forecast an aggregate* (Working Paper Series No. 1155). European Central Bank. https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1155.pdf

Hyndman, R. J., Ahmed, R. A., Athanasopoulos, G., & Shang, H. L. (2011). Optimal combination forecasts for hierarchical time series. *Computational Statistics & Data Analysis*, *55*(9), 2579-2589. https://doi.org/10.1016/j.csda.2011.03.006

Hyndman, R. J., Lee, A. J., & Wang, E. (2016). Fast computation of reconciled forecasts for hierarchical and grouped time series. *Computational Statistics & Data Analysis*, *97*, 16-32. https://doi.org/10.1016/j.csda.2015.11.007

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2023). *Metodología del índice de precios al Cconsumidor (base: 2014 = 100)* [Documento Metodológico]. INEC. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/Inflacion/2023/enero/Metodologia_IPC(Base%202014%3D100).pdf

Lack, C. (2006). *Forecasting Swiss inflation using VAR models* (Economic Studies Nos. 2006-02). Swiss National Bank. https://www.snb.ch/en/publications/research/economic-studies/2006/12/economic_studies_2006_02

Morán-Chiquito, D. M. (2014). Determinantes de la inflación en Ecuador: Un análisis econométrico utilizando modelos VAR. *Economía y Sociedad*, *18*(31), 53-70. https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=5371175

Nyoni, T. (2019). *Time series modeling and forecasting of the consumer price index in Belgium* (MPRA Paper No. 92414). Munich Personal RePEc Archive. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/92414/

Sánchez, R., & Gavira-Durón, N. (2016). Pronóstico de la demanda de visitantes internacionales: el caso de México. *Revista de Investigación en Ciencias Contables y Administrativas*, *1*(2), 152-177. https://ricca.umich.mx/index.php/ricca/article/view/9

Serrano-Hernandez, R. M. (2024). *Un enfoque híbrido para la previsión jerárquica del consumo eléctrico industrial en Brasil* [Master's thesis, Universidad Peruana Unión]. https://hdl.handle.net/20.500.12840/8275

Wickramasuriya, S. L., Athanasopoulos, G., & Hyndman, R. J. (2018). Optimal Forecast Reconciliation for Hierarchical and Grouped Time Series Through Trace Minimization. *Journal of the American Statistical Association*, *114*(526), 804-819. https://doi.org/10.1080/01621459.2018.1448825

Datación de recesiones en Ecuador: un enfoque integrado (turning points, Markov-switching y state-space)

Emanuel Yaselga Alvarado[*], Karla Revelo[†] y Gregor Martínez[‡]

Este estudio construye una cronología cuantitativa de los períodos de recesión en Ecuador para el período 2000-2024 mediante un marco metodológico integrado. A diferencia de los enfoques institucionales basados en evaluación cualitativa, se combinan tres métodos complementarios: el algoritmo de Bry-Boschan para la identificación de puntos de giro (turning points), modelos de cambio de régimen de Markov (Markov-switching) para la estimación probabilística de fases expansivas y contractivas, y modelos de espacio de estados (state-space) para la extracción del componente cíclico mediante el filtro de Kalman. El aporte central radica en la implementación de una regla formal de consenso basada en la intersección de señales recesivas entre los métodos aplicados sobre 10 variables líderes, junto con métricas de robustez como porcentaje de acuerdo, índice de Jaccard, lead-lag y duración media, que permiten evaluar la sincronización entre enfoques. Los resultados identifican siete episodios recesivos, con alta convergencia metodológica en los eventos asociados a choques externos significativos, como la crisis financiera internacional y la pandemia de COVID-19. En conjunto, la propuesta reduce la discrecionalidad en la datación del ciclo económico y ofrece una herramienta replicable para caracterizar, de manera ex post, episodios recesivos y de debilidad cíclica en economías emergentes y dolarizadas.

Palabras clave: recesión, datación, turning points, Markov-switching, estado-espacio, indicadores líderes
Códigos JEL: C32, E32, O54
DOI: 10.47550/RCE/36.1.3
Recibido: 2026-03-17 · **Aceptado:** 2026-06-03

[*]Banco Central del Ecuador (BCE), Subgerencia de Estudios y Programación Macroeconómica (SEPM), Quito, Ecuador. ORCID: 0009-0003-4239-7499. CRediT: conceptualización, curación de datos, análisis formal, investigación, metodología, software, supervisión, validación, visualización, redacción - borrador original, redacción - revisión y edición. Correo electrónico: eyaselga@bce.ec.

[†]Banco Central del Ecuador (BCE), Subgerencia de Estabilidad Monetaria y Financiera (SEMF), Quito, Ecuador. ORCID: 0009-0000-9552-7937. CRediT: análisis formal, curación de datos, investigación, validación, redacción - borrador original, redacción - revisión y edición. Correo electrónico: krevelo@bce.ec.

[‡]Universidad de las Américas (UDLA), Carrera de Economía, Quito, Ecuador. ORCID: 0009-0002-4314-8470. CRediT: análisis formal, software, validación, visualización, redacción - borrador original. Correo electrónico: gregor.martinez@udla.edu.ec.

Copyright © 2026 Yaselga Alvarado, Revelo y Martínez. Los autores conservan los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License

Dating Recessions in Ecuador: An Integrated Approach (Turning Points, Markov-Switching, and State-Space)

Emanuel Yaselga Alvarado, Karla Revelo y Gregor Martínez

This study constructs a quantitative chronology of recession periods in Ecuador for 2000-2024 using an integrated methodological framework. Unlike institutional approaches based on qualitative assessment, the analysis combines three complementary methods: the Bry-Boschan algorithm for identifying turning points, Markov-Switching models for probabilistic estimation of expansionary and contractionary phases, and State-Space models for extracting the cyclical component through the Kalman filter. The main contribution lies in the implementation of a formal consensus rule based on the intersection of recession signals across methods applied to 10 leading variables, together with robustness metrics such as agreement rate, Jaccard index, lead-lag measures, and average duration that capture the synchronization of the approaches. The results identify seven recession episodes, with strong methodological convergence in events associated with major external shocks, such as the global financial crisis and the COVID-19 pandemic. Overall, the proposed framework reduces discretion in business cycle dating and provides a replicable framework for the ex post characterization of recessionary and cyclical-weakness episodes in emerging and dollarized economies.

Keywords: recession, dating, turning points, Markov-switching, state-space, leading indicators
JEL Codes: C32, E32, O54
DOI: 10.47550/RCE/36.1.3
Received: 2026-03-17 · **Accepted:** 2026-06-03

1 Introducción

La identificación rigurosa de los períodos de recesión constituye un problema central en la macroeconomía aplicada, debido a sus implicaciones para el análisis del ciclo económico, la evaluación de políticas públicas y el diseño de sistemas de monitoreo de la actividad. En la tradición institucional del National Bureau of Economic Research (NBER), una recesión se define como una contracción significativa, generalizada y persistente de la actividad económica, evaluada a partir de múltiples indicadores agregados (Burns & Mitchell, 1946; National Bureau of Economic Research, 2020). Si bien este enfoque ha sido influyente y operativamente útil, su dependencia del juicio discrecional de un comité dificulta la replicabilidad y limita su aplicación en tiempo real.

En respuesta a estas limitaciones, la literatura ha desarrollado herramientas cuantitativas para la datación de puntos de giro y cambios de régimen en la actividad económica. Entre los métodos más utilizados destacan: el algoritmo de Bry & Boschan (1971), que formaliza la detección no paramétrica de picos y valles; los modelos de cambio de régimen de Markov introducidos por Hamilton (1989) y ampliados por Krolzig (1997), que estiman probabilidades de transición entre fases, y los modelos *state-space*, desarrollados por Harvey (1989) y sistematizados por Durbin & Koopman (2012), que descomponen la serie en componentes no observables como tendencia y ciclo.

Estos enfoques se han aplicado extensamente al estudio del ciclo en economías avanzadas (Chauvet & Hamilton, 2005; Claessens et al., 2012; Harding & Pagan, 2002). Conceptualmente, las recesiones no se reducen a la simple caída del PIB: su caracterización contemporánea es multidimensional, al considerar simultáneamente profundidad, duración y difusión (esto es, cuántas variables se contraen a la vez) en indicadores como producción, empleo, ingreso, ventas y producción industrial (Bry & Boschan, 1971; Burns & Mitchell, 1946; Zarnowitz, 1992). Además, la evidencia documenta asimetrías cíclicas: las recesiones suelen ser más cortas, abruptas y costosas que las expansiones (Harding & Pagan, 2002; Sichel, 1994). Ignorar estas asimetrías introduce sesgos en las proyecciones macroeconómicas —por ejemplo, sobreestimar el crecimiento en fases descendentes o subestimar la velocidad de recuperación— cuando los modelos no incorporan explícitamente episodios recesivos (Stock & Watson, 2010).

Estos desafíos se intensifican en economías emergentes y abiertas como la ecuatoriana, caracterizadas por una mayor exposición a choques externos, restricciones institucionales y posibles rupturas estructurales. Bajo un régimen de dolarización, la ausencia de instrumentos de política monetaria convencionales y la sensibilidad a los términos de intercambio y a los flujos financieros externos amplifican la volatilidad y la profundidad de las contracciones (Aguiar & Gopinath, 2007; Frankel & Rose, 1996). En el caso ecuatoriano, los episodios de crecimiento moderado y contracción se han asociado a crisis financieras internacionales, choques petroleros, crisis energética y perturbaciones internas, sin que exista hasta ahora una cronología cuantitativa, sistemática y replicable de recesiones que integre múltiples metodologías bajo una regla formal de consenso (Yaselga Alvarado & Pilacuán Erazo, 2024).

Este estudio aborda dos vacíos en la literatura aplicada: (i) la tendencia a aplicar los métodos de datación de manera aislada, lo que genera posibles discrepancias en la cronología según el enfoque elegido; y (ii) la escasez de evidencia sistemática para economías emergentes —en particular para economías dolarizadas—, donde la combinación de choques externos, cambios estructurales y limitaciones de datos dificulta la identificación precisa de puntos de giro (Aguiar & Gopinath, 2007; Frankel & Rose, 1996).

Se propone un marco metodológico integrado que combina tres enfoques complementarios —(i) *turning points* (Bry & Boschan, 1971), (ii) *Markov-switching* (Hamilton, 1989; Krolzig, 1997) y (iii) *state-space* (Durbin & Koopman, 2012; Harvey, 1989)— dentro de un diseño empírico unificado. Sobre esta base, se introduce una regla cuantitativa de consenso basada en la intersección de señales recesivas entre metodologías, reduciendo la discrecionalidad propia de los enfoques cualitativos. Adicionalmente, se incorporan métricas formales de robustez —porcentaje de trimestres de acuerdo (PTA), índice de Jaccard y *lead–lag* promedio— para evaluar la consistencia temporal entre métodos, aportando transparencia, replicabilidad y trazabilidad a la datación.

Se aplica este marco a datos trimestrales de Ecuador (2000-2024), se identifican siete episodios recesivos con distinta intensidad y duración, observándose alta convergencia metodológica en episodios asociados a choques externos e internos significativos. Los resultados muestran que la integración de enfoques deterministas, probabilísticos y estructurales mejora la precisión temporal de la datación sin sacrificar robustez.

Es importante precisar que el alcance de este estudio es principalmente *ex post*. La metodología propuesta utiliza información histórica y series revisadas para construir una cronología cuantitativa de episodios recesivos. Por tanto, los resultados no deben interpretarse como un ejercicio de detección en tiempo real ni como un sistema de alerta temprana. Si bien la cronología obtenida puede servir como insumo para futuras herramientas de monitoreo macroeconómico, la evaluación de desempeño en tiempo real requeriría un diseño empírico distinto.

A lo largo del artículo se distingue entre recesión estricta, entendida como contracción significativa y difundida de la actividad, y debilidad cíclica, referida a períodos en los que la actividad crece por debajo de su tendencia o presenta señales metodológicas de deterioro sin necesariamente registrar variaciones negativas del PIB.

El resto del artículo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 presenta la revisión de la literatura sobre los enfoques conceptuales e institucionales relacionados con las recesiones y su aplicación a economías emergentes. La sección 3 describe el marco metodológico y la regla formal de consenso utilizada para la identificación de episodios recesivos. La sección 4 expone los resultados y sus limitaciones, incorporando las métricas de robustez y los principales hallazgos empíricos. Finalmente, la sección 5 presenta las conclusiones, así como sus implicaciones para el análisis del ciclo económico y la formulación de política económica.

2 Revisión de la literatura

2.1 Conceptualización de recesión económica

La recesión constituye un fenómeno recurrente dentro del ciclo económico, caracterizada por una disminución generalizada y sostenida de la actividad agregada. Se manifiesta a través de la contracción de variables clave como el producto interno bruto (PIB), el ingreso real, el empleo y la producción industrial (Claessens et al., 2012). Su conceptualización resulta fundamental para el análisis macroeconómico, ya que permite anticipar sus efectos y diseñar políticas orientadas a mitigar sus impactos sobre la estabilidad y la trayectoria de crecimiento de largo plazo. Sin embargo, para comprender plenamente el origen y la dinámica de las recesiones, es necesario situarlas dentro del marco más amplio del ciclo económico.

En este sentido, Mitchell (1923) planteó que la dinámica de la actividad económica

está impulsada por la búsqueda del lucro[1], lo que genera fluctuaciones recurrentes en la producción, el empleo y el ingreso. Posteriormente Burns & Mitchell (1946) fueron determinantes en la definición y medición del ciclo, al establecer las bases teóricas y metodológicas para su análisis empírico. Desde esta perspectiva, los ciclos económicos se suceden de forma continua: la crisis conduce a la depresión, la cual, a su vez, conduce a la recuperación y, posteriormente, a la prosperidad, fase que, al agotarse, da origen a una nueva crisis. Así, el ciclo económico puede iniciar en cualquiera de sus etapas, pero una vez en marcha, cada fase tiende a desarrollarse de manera acumulativa (Avella & Fergusson, 2004).

La continuidad de los estudios sobre los ciclos económicos permitió que Burns & Mitchell (1946) publiquen el primer análisis sistemático basado en series temporales. El propósito central fue desarrollar una metodología estadística para rastrear el comportamiento de dichas series a lo largo del ciclo económico. Desde una perspectiva teórica, los autores sostuvieron que un ciclo económico se compone de fases de expansión que se presentan casi de manera simultánea en múltiples actividades productivas. Por lo general, estas expansiones dan paso a periodos de recesión, contracción y posterior recuperación, hasta enlazarse con una nueva etapa expansiva del ciclo siguiente. Esta sucesión de movimientos se repite en el tiempo, aunque no con una periodicidad fija. En consecuencia, la duración de los ciclos puede fluctuar ampliamente: desde poco más de un año hasta alrededor de diez o doce años.

De acuerdo con lo anterior, una característica inherente de las economías de mercado modernas es que cada fase del ciclo económico contiene, en sí misma, los elementos que darán origen a la siguiente fase. En este contexto, se denomina recesión al período en que la actividad agregada se sitúa por debajo de su senda de crecimiento de largo plazo, alcanzando su punto más bajo en el valle, desde el cual la economía inicia su recuperación. Por el contrario, la expansión corresponde al período en que la actividad supera dicha senda, alcanzando su nivel máximo en el pico, tras lo cual el crecimiento comienza a desacelerarse. Esta sucesión de fases refleja la naturaleza dinámica y autorregulada del ciclo económico, en el que los procesos de auge y contracción conforman la base del comportamiento macroeconómico.

2.1.1 Criterios institucionales

La noción de recesión económica ha sido objeto de diversas interpretaciones institucionales, dependiendo del enfoque metodológico y del ámbito de aplicación. A pesar de la ausencia de una definición universalmente aceptada, varias instituciones económicas de referencia han establecido criterios para identificar las fases contractivas del ciclo económico. Con el propósito de sistematizar estas aproximaciones, la Tabla 1 presenta un resumen comparativo para cada institución, el criterio operativo y los indicadores clave considerados en su evaluación.

[1]De acuerdo con el autor, el lucro alude a la relación entre las expectativas de ganancia y la dinámica económica: cuando mejoran las perspectivas de obtener utilidades, la actividad económica se expande; en cambio, cuando estas perspectivas se tornan desfavorables, el ritmo de los negocios se ralentiza o entra en un estado de letargo.

Tabla 1. Comparación de criterios institucionales de la definición de recesión

Institución	Criterio	Indicadores clave
National Bureau of Economic Research (NBER)	Declive significativo de la actividad económica, extendido en el mercado, que dura más de unos pocos meses.	PIB, ingreso personal real, empleo, desempleo, producción industrial, ventas mayoristas y minoristas
Fondo Monetario Internacional (FMI)	Período sostenido en el que la producción económica cae y el desempleo aumenta.	PIB, empleo, consumo, inversión
Office for National Statistics (ONS)	Dos trimestres consecutivos de caída del PIB real.	PIB
Euro Area Business Cycle Dating Committee (EABCDC)	Declive significativo en el nivel de actividad económica usualmente visible en dos o más trimestres consecutivos de crecimiento negativo del PIB, empleo y otros indicadores agregados de la actividad económica.	PIB, empleo, otras medidas de actividad económica agregada
Business Cycle Council del C.D. Howe Institute	Disminución pronunciada, persistente y generalizada de la actividad económica real.	PIB, empleo, ingreso y producción industrial

Elaboración: autores

El NBER (2020) constituye la referencia más influyente en la identificación y datación de los ciclos económicos en Estados Unidos. De acuerdo con su definición institucional, una recesión se concibe como una disminución significativa de la actividad económica en toda la economía, observable en la producción, el empleo, el ingreso real y otros indicadores, que dura más de unos pocos meses.

La labor del Comité de Datación de Ciclos de Negocios del NBER se orienta a identificar los puntos de pico (máximo nivel de expansión previo al inicio de la contracción) y de valle (mínimo nivel de actividad antes de la recuperación), los cuales delimitan con precisión las fases recesivas y expansivas del ciclo económico. Este proceso analítico se sustenta en tres criterios fundamentales: (i) profundidad, que evalúa la magnitud de la contracción; (ii) difusión, que considera el grado de propagación del declive entre sectores productivos y en el mercado laboral, y (iii) duración, que determina la persistencia temporal del fenómeno (NBER, 2020).

La interacción de estos tres elementos constituye el núcleo del enfoque metodológico del NBER, al permitir distinguir entre fluctuaciones transitorias y verdaderas recesiones. De este modo, el análisis del ciclo económico no se limita a la observación de una caída puntual del PIB, sino que requiere la convergencia simultánea de múltiples indicadores que reflejen una contracción generalizada y sostenida de la actividad económica.

El Fondo Monetario Internacional (FMI) adopta una perspectiva similar a la del NBER al considerar la recesión como un período prolongado de contracción de la actividad económica, caracterizado por la caída de la producción y el aumento del desempleo. El organismo subraya la importancia de considerar un conjunto más amplio de indicadores, más allá del PIB, como el empleo, el consumo y la inversión, para determinar si una economía enfrenta una recesión (IMF, 2009, 2012).

Por su parte, en el Reino Unido, la Office for National Statistics (ONS) no adopta una definición institucional formal de recesión, aunque reconoce el uso extendido del criterio técnico de dos trimestres consecutivos de contracción del PIB real como una convención ampliamente aceptada (Morgan, 2022). La institución indica que no declara oficialmente cuándo la economía británica entra en recesión, sino que provee las estadísticas del PIB utilizadas por otras entidades, como el Banco de Inglaterra o el Tesoro Británico, para realizar tal evaluación. Asimismo, la ONS subraya que, además de la evolución del PIB, otros factores como el empleo, el ingreso y la profundidad del descenso de la producción deben considerarse para determinar la existencia de una recesión.

En el caso de la eurozona, el análisis del ciclo económico se encuentra a cargo del Euro Area Business Cycle Dating Committee (EABCDC); comité de expertos vinculado al Centre for Economic Policy Research (CEPR) y la Euro Area Business Cycle Network (EABCN) (CEPR-EABCN Euro Area Business Cycle Dating Committee, 2023). Dicha instancia caracteriza la recesión como una disminución considerable del nivel de actividad económica que se expande al conjunto de la economía de la zona del euro. Por lo general, esta situación se evidencia en dos o más trimestres seguidos de crecimiento negativo del PIB y se manifiesta también en el debilitamiento del empleo y de otros indicadores agregados de la actividad económica. Este enfoque, basado en la metodología del NBER, pone énfasis en la amplitud y la persistencia del deterioro económico, considerando múltiples indicadores macroeconómicos y no únicamente la evolución del PIB. El comité advierte que períodos breves de crecimiento ligeramente negativo pueden no constituir recesiones si no se observa un deterioro generalizado en variables como el empleo o la producción, subrayando así la importancia de evaluar la intensidad y extensión de la contracción económica en toda la región.

En Canadá, el seguimiento de los ciclos económicos está a cargo del Business Cycle Council del C.D. Howe Institute, una entidad independiente de investigación económica reconocida como la principal referencia en la identificación de los períodos de recesión del país. El Consejo define una recesión como una disminución pronunciada, persistente y generalizada de la actividad económica real, y establece que su determinación no se basa exclusivamente en la evolución del PIB, sino que incorpora varios indicadores adicionales, como el empleo, el ingreso y la producción industrial (C.D. Howe Institute Business Cycle Council, 2023). Además, precisa que la evaluación de una recesión considera tres dimensiones esenciales: (i) la magnitud del descenso, (ii) la duración del período y (iii) su alcance sectorial, con el fin de captar de manera más integral el comportamiento de la economía canadiense y evitar interpretaciones basadas únicamente en fluctuaciones puntuales del PIB (C.D. Howe Institute Business Cycle Council, 2020).

La convergencia de criterios entre los organismos internacionales demuestra un consenso teórico esencial: una recesión no puede reducirse a una secuencia de variaciones negativas del PIB, sino que debe entenderse como un proceso integral de contracción económica que afecta simultáneamente a diversos ámbitos de la actividad productiva y social. La insistencia en evaluar la amplitud, duración y profundidad del deterioro (a través de indicadores como el empleo, el ingreso, la producción industrial y las ventas) confirma que la recesión es un fenómeno estructural y multidimensional.

2.2 Determinación empírica de los períodos de recesión

La identificación empírica de los períodos de recesión ha sido un desafío central en la macroeconomía aplicada, pues exige distinguir las fluctuaciones normales del crecimiento de los períodos de contracción generalizada de la actividad económica. A lo largo

de la literatura, se observa una evolución metodológica desde los enfoques descriptivos clásicos hasta los modelos estocásticos y estructurales contemporáneos, cada uno con diferentes supuestos sobre la naturaleza del ciclo y la dinámica de la producción.

Los primeros aportes en la identificación empírica de los ciclos económicos provienen de la escuela empírica del NBER, encabezada por Burns & Mitchell (1946). Estos autores desarrollaron un enfoque inductivo basado en la observación conjunta de múltiples indicadores agregados (producción, empleo, ingreso y ventas) con el fin de determinar los puntos de giro del ciclo económico. Su método se sustenta en la premisa de que una recesión debe reflejar una contracción generalizada y persistente de la actividad económica, visible en diversos sectores. Este enfoque se consolidó como el primer intento sistemático de datación cronológica de los ciclos, posteriormente formalizado por Bry & Boschan (1971) mediante un algoritmo no paramétrico que automatiza la detección de picos y valles bajo criterios de duración mínima de las fases y alternancia entre ellas.

En la actualidad, el NBER continúa siendo la institución de referencia en la identificación de las recesiones en Estados Unidos. Su Comité de Datación del Ciclo Económico combina evidencia cuantitativa y cualitativa de distintos indicadores para determinar los períodos de expansión y contracción (NBER, 2020). Este procedimiento evita depender de un solo criterio, permitiendo una evaluación integral del comportamiento de la economía. Dicha flexibilidad resulta esencial ante eventos atípicos, como crisis financieras o choques externos, que podrían no ser captados plenamente por modelos puramente econométricos (Hamilton, 1989).

Sin embargo, este carácter discrecional también ha suscitado críticas. Diversos autores, como Romer (1990) y Stock & Watson (2010), señalan que el proceso puede implicar retrasos temporales en la identificación de las recesiones, ya que la confirmación oficial de un punto de giro suele publicarse meses después del inicio efectivo de la contracción. Aun así, la metodología del NBER se mantiene como el estándar de referencia internacional, y sus principios han sido adoptados, con ajustes, por otras economías y organismos estadísticos.

Según el NBER (2020), la identificación de una recesión se basa en la evolución de varios indicadores macroeconómicos clave, entre los que destacan: (i) el PIB real; (ii) el ingreso personal real, excluyendo transferencias y beneficios gubernamentales; (iii) el empleo total y tasa de desempleo, cuya contracción suele acompañar los períodos recesivos; (iv) la producción industrial, especialmente en el sector manufacturero, y (v) las ventas mayoristas y minoristas, que reflejan la dinámica de la demanda agregada.

La principal ventaja del método del NBER radica en su carácter integral y flexible, que le permite adaptarse a las particularidades de cada recesión y considerar múltiples fuentes de información (Stock & Watson, 2010). A diferencia de los modelos econométricos estrictos, este enfoque posibilita incorporar choques estructurales o períodos excepcionales que pueden alterar la trayectoria normal del ciclo económico (Blanchard, 2021). No obstante, su dependencia de la interpretación de un comité especializado y la ausencia de una regla cuantitativa exacta implican un grado inevitable de subjetividad (Hamilton, 1989). En consecuencia, aunque el proceso de datación pueda demorarse respecto al inicio real de la recesión, la metodología del NBER continúa siendo la más ampliamente reconocida y adoptada para la identificación de los ciclos económicos, tanto en economías avanzadas como en estudios comparativos internacionales (Romer, 1990).

Con el avance de la econometría no lineal, Hamilton (1989) propuso los modelos de cambio de régimen de Markov, en los cuales la economía se concibe como un proceso que alterna entre estados (expansión y recesión), gobernados por probabilidades de

transición estimadas a partir de los datos. Este enfoque permite incorporar la naturaleza estocástica del ciclo económico, describiendo de forma probabilística la duración, persistencia y profundidad de cada fase. Las extensiones de Krolzig (1997) y Kim & Nelson (1999) generalizaron el modelo a sistemas multivariados, aplicables a indicadores coincidentes del ciclo, y demostraron su efectividad para predecir recesiones en tiempo real.

De forma complementaria, los modelos *state-space* ofrecen un marco más flexible y estructural, capaz de descomponer una serie macroeconómica en componentes no observables: tendencia, ciclo y ruido. En la literatura, este enfoque se asocia inicialmente con las formulaciones de Harvey (1989) y formalizados por Durbin & Koopman (2012). A partir de la aplicación del filtro de Kalman, estos modelos permiten estimar el componente cíclico y examinar la dinámica subyacente de la actividad económica sin imponer la existencia de regímenes discretos. Asimismo, su uso se ha consolidado en aplicaciones institucionales orientadas a la estimación del producto potencial y la brecha del producto, particularmente en el ámbito de organismos internacionales como el FMI y la OCDE (Claessens et al., 2012; Gómez, 2001).

En síntesis, la literatura muestra una transición desde métodos deterministas y de reglas fijas, como Bry-Boschan, hacia modelos probabilísticos y estructurales, como los de *Markov-switching* y los *state-space*. Mientras los primeros aportan simplicidad y transparencia, los segundos permiten capturar la no linealidad, las rupturas estructurales y los cambios graduales en la dinámica del ciclo. Por ello, el presente estudio adopta una estrategia metodológica integrada que combina estas tres aproximaciones, aprovechando su complementariedad analítica para lograr una datación más precisa y una interpretación más robusta de las recesiones en la economía ecuatoriana.

3 Materiales y métodos

3.1 Fundamentación metodológica

El enfoque metodológico de esta investigación está orientado a la identificación y caracterización de las fases recesivas de la economía ecuatoriana. Se emplea una estrategia de triangulación metodológica, basada en tres técnicas complementarias: (i) *turning points*, (ii) los modelos de cambio de régimen de *Markov-switching* y (ii) los modelos *state-space*. Esta combinación permite un análisis robusto que refleja la secuencia del ciclo y sus características estocásticas y estructurales.

La elección de estas metodologías se sustenta en la evidencia de que las recesiones son fenómenos complejos, con transiciones abruptas y comportamientos asimétricos. El algoritmo Bry-Boschan (*turning points*) ofrece una datación replicable de los puntos de giro; los modelos *Markov-switching* introducen la probabilidad de cambio entre regímenes, y los modelos *state-space* permiten estimar el componente cíclico no observable, proporcionando una medida continua de la dinámica económica (Durbin & Koopman, 2012; Hamilton, 1989). Este diseño no garantiza resultados comparables con la práctica internacional necesariamente para Ecuador, pues en línea con los procedimientos del NBER y del CEPR se tiene una cronología definida por los expertos del comité y aproximaciones cuantitativas son contrastadas a este resultado.

Adicionalmente, este estudio propone una metodología de carácter cuantitativo para la identificación de recesiones, en línea con el enfoque de NBER descrito en la sección anterior, pero en contraste con su enfoque cualitativo, que prioriza el juicio experto y la evaluación conjunta de múltiples indicadores con rezagos (Business Cycle Dating

Committee, National Bureau of Economic Research, 2003). Si bien dicho enfoque es reconocido por su flexibilidad, también introduce subjetividad y rezagos en la datación (Blanchard, 2021; Hamilton, 1989; Stock & Watson, 2010). Para reducir esta discrecionalidad, se combinan tres aproximaciones econométricas: *turning points*, modelos *state-space* y modelos *Markov-switching* que proveen una estructura probabilística en tiempo real (Chauvet & Hamilton, 2005). La integración de estos métodos permite construir un consenso con los resultados finales de estos métodos bajo indicadores seleccionados, los cuales se encuentran alineados este tipo de estudios.

3.1.1 *Turning points* y el algoritmo de Bry-Boschan

El algoritmo de Bry-Boschan constituye una de las metodologías clásicas y más ampliamente utilizadas para la identificación empírica de los puntos de giro del ciclo económico. Desarrollado inicialmente por Bry & Boschan (1971) a partir de los principios establecidos por Burns & Mitchell (1946), este procedimiento no paramétrico permite determinar de manera sistemática los momentos de pico y valle en series temporales macroeconómicas, a partir de reglas explícitas sobre duración mínima, alternancia de fases y suavización de la serie.

En particular, el algoritmo busca máximos y mínimos locales dentro de una ventana móvil de cinco períodos, lo que permite filtrar fluctuaciones de muy corto plazo y evitar la identificación espuria de puntos de giro. Asimismo, se impone una duración mínima de aproximadamente seis meses entre un pico y el valle siguiente (o viceversa), garantizando que cada fase del ciclo tenga una extensión temporal suficiente para ser considerada económicamente relevante. Finalmente, se establece una duración mínima del ciclo completo, desde pico a pico o desde valle a valle, de alrededor de quince meses, con el objetivo de excluir oscilaciones de alta frecuencia y concentrar el análisis en fluctuaciones asociadas al ciclo económico propiamente dicho. Estos criterios aseguran que los puntos de giro identificados respondan a movimientos persistentes de la actividad económica y no a variaciones transitorias o ruidosas de la serie.

El procedimiento identifica un punto de pico cuando la serie alcanza un máximo local previo al inicio de una fase de contracción y un punto de valle cuando registra un mínimo local antes del comienzo de una recuperación. Para garantizar la consistencia temporal del ciclo, el algoritmo impone reglas de alternancia entre picos y valles, así como criterios de amplitud mínima, de modo que cada fase represente una variación económicamente significativa de la actividad. Estas restricciones permiten distinguir entre verdaderos períodos de recesión y simples desaceleraciones transitorias.

Este algoritmo se aplica a la serie desestacionalizada del PIB real y, cuando corresponde, suavizado mediante un promedio móvil, así como a indicadores coincidentes de la actividad económica. Siguiendo la adaptación de Harding & Pagan (2002) para datos trimestrales, el procedimiento identifica un pico (t_p) cuando $y_{t_p-1} < y_{t_p} > y_{t_p+1}$ y un valle (t_v) cuando $y_{t_v-1} > y_{t_v} < y_{t_v+1}$. Asimismo, se impone una duración mínima de dos trimestres por cada fase del ciclo, de acuerdo con los supuestos operativos descritos, con el fin de asegurar que los movimientos identificados correspondan a fluctuaciones persistentes. Este procedimiento permite establecer una primera cronología de recesiones y expansiones, que servirá de referencia para validar los resultados de los modelos econométricos posteriores.

3.1.2 Modelos de cambio de régimen de *Markov-switching*

Los modelos de cambio de régimen de *Markov-switching* constituyen una herramienta econométrica ampliamente utilizada para la identificación y caracterización de las fases del ciclo económico, particularmente en el análisis de períodos de recesión. Introducidos por Hamilton (1989), estos modelos permiten describir la evolución de una variable macroeconómica como un proceso estocástico que alterna entre distintos estados no observables, comúnmente interpretados como fases de expansión y contracción económica. La transición entre dichos estados se rige por probabilidades que siguen una cadena de Markov, lo que posibilita capturar de manera flexible la naturaleza no lineal y asimétrica de las fluctuaciones económicas.

Estos modelos describen la evolución del crecimiento económico como una combinación de regímenes latentes:

$$y_t = \mu_{S_t} + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2_{S_t}) \tag{1}$$

Donde y_t corresponde a la variable observada en el período t; $S_t \in \{1, 2\}$ representa los estados de expansión y recesión, respectivamente; ε_t es el término de error, y $\sigma^2_{S_t}$ corresponde a la varianza del *shock* en cada régimen.

Las probabilidades de transición se modelan mediante una cadena de Markov de primer orden, lo que implica que la probabilidad de transición depende únicamente del período anterior. La matriz de transición se define como:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{11} \\ 1 - p_{22} & p_{22} \end{bmatrix} = p_{ij}, \qquad i, j \in \{1, 2\} \tag{2}$$

Donde $p_{ij} = P(S_t = j \mid S_{t-1} = i)$ representa la probabilidad de transición desde el régimen i al régimen j.

La estimación del modelo se realiza mediante máxima verosimilitud que permite inferir simultáneamente los parámetros estructurales del modelo y la secuencia más probable de regímenes no observados (Krolzig, 1997). Este enfoque posibilita obtener la probabilidad condicional de estar en recesión en el período t: $P(S_t = 2 \mid \Omega_t)$, donde Ω_t denota la información disponible hasta el período t. Su principal aporte es la capacidad para identificar transiciones no observadas entre fases y evaluar la persistencia de los regímenes.

Se estiman modelos *Markov-switching* univariados de dos regímenes para cada indicador líder, utilizando probabilidades suavizadas para clasificar períodos recesivos. A partir de estas probabilidades, la datación de las fases del ciclo económico se obtiene asignando cada período al régimen con mayor probabilidad condicional suavizada. En particular, un período se clasifica como recesivo cuando el umbral base en el régimen de contracción supera el 50 %, es decir, cuando $P(S_t = 2 \mid \Omega_t) > 0.5$ y como expansivo en caso contrario.

No obstante, se reconoce que umbrales más exigentes —por ejemplo 0.65 o 0.80— podrían reducir episodios marginales. La sensibilidad a dichos umbrales se reporta como extensión de robustez. De esta forma, este criterio permite construir una cronología discreta de recesiones y expansiones, comparable con la obtenida mediante el algoritmo de Bry-Boschan, y facilita el análisis de la duración y persistencia de los regímenes identificados por el modelo.

3.1.3 Modelos *state-space*

Los modelos *state-space* constituyen un enfoque flexible y ampliamente utilizado para el análisis de series temporales macroeconómicas, particularmente adecuado para la identificación de componentes no observables asociados a la dinámica de la actividad económica. Este enfoque resulta adecuado para el análisis del ciclo económico y de las recesiones, dado que permite capturar cambios graduales, rupturas estructurales y dinámicas persistentes que no siempre se manifiestan de forma abrupta. Su formulación se encuentra desarrollada en los trabajos de Harvey (1989) y Durbin & Koopman (2012), mientras que su estimación se apoya en el filtro de Kalman.

Formalmente, un modelo *state-space* se compone de dos ecuaciones fundamentales: (i) la ecuación de observación y (i) la de transición (o de estado). La primera relaciona la variable observada con los estados latentes, mientras que la segunda describe la dinámica temporal de dichos estados. Las ecuaciones se expresan como:

$$\begin{aligned} y_t &= Z_t \alpha_t + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t \sim N(0, H_t) \\ \alpha_{t+1} &= T_t \alpha_t + R_t \eta_t, \qquad \eta_t \sim N(0, Q_t) \end{aligned} \tag{3}$$

Donde y_t representa la variable observable en el período t; Z_t es la matriz de diseño, que vincula los estados latentes con la variable observada; α_t es un vector de estados no observados; ε_t es el término de error de medición; H_t es la varianza del error de observación; T_t es la matriz de transición, que describe cómo evolucionan los estados latentes de un período a otro; R_t es la matriz de selección, que determina qué estados son afectados por los *shocks* estructurales; η_t es el vector de perturbaciones estructurales, con distribución normal, y Q_t es la matriz de varianzas y covarianzas de los *shocks*.

Operativamente, se utiliza una representación de componentes no observables en la que la serie observada se descompone en tendencia, ciclo y componente irregular. El estado latente incluye la tendencia y el ciclo, estimados mediante el filtro de Kalman. La clasificación recesiva se deriva del signo y persistencia del componente cíclico estimado, no de una transición discreta de régimen.

El componente cíclico estimado mediante el filtro de Kalman permite medir la amplitud y duración de las fluctuaciones económicas. A diferencia de los modelos *Markov-switching*, los *state-space* asumen una transición continua del ciclo, permitiendo identificar cambios estructurales o de tendencia. Este enfoque ha sido empleado por el FMI y la OCDE para estimar el producto potencial y la brecha del producto (Durbin & Koopman, 2012; Harvey, 1989; Morley, 2010).

La datación de las fases del ciclo económico a partir del modelo *state-space* se obtiene utilizando el componente cíclico estimado mediante el filtro de Kalman. Conviene distinguir dos etapas analíticas: primero, la extracción del componente cíclico; segundo, la clasificación temporal de episodios recesivos. En este estudio, *state-space* no se interpreta como un algoritmo de datación equivalente a Bry-Boschan, sino como un marco de estimación de estados latentes que permite obtener una medida continua del ciclo. La señal recesiva derivada de *state-space* se define posteriormente a partir de valores negativos persistentes del componente cíclico. De manera análoga, los períodos con valores positivos del componente cíclico se interpretan como fases expansivas. Este criterio permite construir una cronología continua de recesiones y expansiones, que puede compararse con las dataciones discretas obtenidas mediante el algoritmo de Bry-Boschan y los modelos de cambio de régimen de Markov, facilitando la evaluación de la consistencia entre metodologías.

El uso combinado de estas tres metodologías proporciona un marco analítico robusto y complementario. El algoritmo Bry-Boschan establece la cronología inicial de los puntos de giro; los modelos *Markov-switching* permiten calcular la probabilidad de recesión y caracterizar la dinámica estocástica, y los modelos *State-Space* extraen el componente cíclico y tendencial. La comparación de resultados entre métodos permite validar las fechas de inicio y fin de las recesiones, así como evaluar la coherencia entre las estimaciones deterministas, probabilísticas y estructurales. Este enfoque de triangulación metodológica refuerza la confiabilidad empírica y reduce el sesgo asociado a la elección de una sola técnica (Chauvet & Hamilton, 2005; Claessens et al., 2012).

3.1.4 Criterio de consenso para la datación de episodios recesivos

La regla de consenso se plantea como un criterio operativo de agregación de señales recesivas, y no como una prueba definitiva de la existencia de una recesión. Esta distinción es relevante porque el estado recesivo de una economía no es directamente observable, sino que debe ser inferido a partir del comportamiento conjunto de distintas variables macroeconómicas y de metodologías que aproximan, desde diferentes supuestos, la dinámica del ciclo económico. En este contexto, cada enfoque utilizado en el estudio proporciona una señal parcial: el algoritmo de *turning points* identifica cambios en la dirección del ciclo; los modelos *Markov-switching* estiman la probabilidad de cambio entre regímenes de expansión y contracción, y los modelos *state-space* permiten extraer un componente cíclico no observable asociado a la posición de la actividad económica respecto de su tendencia.

Bajo esta lógica, la coincidencia entre metodologías no se interpreta como evidencia automática de que se ha identificado el «verdadero» estado recesivo, sino como una señal de difusión metodológica del deterioro cíclico. Es decir, cuando al menos dos enfoques distintos clasifican un mismo intervalo como recesivo, se reduce la probabilidad de que la señal provenga exclusivamente de una particularidad del método, de ruido estadístico o de la sensibilidad de una especificación individual. Por tanto, el consenso busca limitar la dependencia de una única metodología y fortalecer la trazabilidad del proceso de datación.

La elección de una regla de al menos dos de tres metodologías responde, además, a un criterio de balance entre sensibilidad y especificidad. Una regla basada en la unión de señales —es decir, clasificar un período como recesivo cuando al menos una metodología lo identifica como tal— aumentaría la capacidad de detección, pero también elevaría el riesgo de falsos positivos, al incorporar episodios que podrían reflejar fluctuaciones transitorias o señales idiosincráticas de un único método. Por el contrario, una regla de intersección estricta, que exija la coincidencia simultánea de las tres metodologías, reduciría ese riesgo, pero podría generar falsos negativos al excluir episodios relevantes en los que existan desfases razonables en las fechas de inicio o finalización, o en los que una metodología reaccione con mayor rezago ante cambios graduales del ciclo económico.

En consecuencia, la regla de consenso de dos de tres metodologías se ubica en un punto intermedio entre ambos extremos. Su objetivo es exigir confirmación cruzada entre enfoques, sin imponer una coincidencia total que podría resultar excesivamente restrictiva en presencia de asincronías metodológicas. Esta característica es particularmente importante en economías emergentes y dolarizadas, donde los choques externos, las restricciones de información y los cambios estructurales pueden afectar de manera diferenciada a los indicadores macroeconómicos y generar desfases entre las señales captadas por cada método.

Asimismo, la regla de consenso debe interpretarse como una herramienta de clasificación *ex post* de episodios recesivos o de debilidad cíclica, construida a partir de datos revisados y de señales históricas. Por ello, su propósito no es anticipar recesiones en tiempo real, sino proporcionar una cronología cuantitativa, replicable y transparente de períodos en los que existe evidencia metodológica compartida de deterioro del ciclo económico.

Finalmente, la clasificación obtenida mediante la regla de consenso se complementa con indicadores agregados de actividad, tales como la duración del episodio, el componente cíclico del PIB y las variaciones interanuales e intertrimestrales del producto. Esta comparación permite distinguir entre recesiones estrictas, caracterizadas por una contracción más clara de la actividad agregada, y episodios de debilidad cíclica, en los que la señal metodológica puede reflejar crecimiento por debajo de tendencia, desaceleración persistente o deterioro sectorial difundido. De esta manera, el consenso no sustituye la interpretación económica de los resultados, sino que constituye un punto de partida sistemático para ordenar y evaluar la evidencia empírica.

Formalmente, la regla de consenso se implementa a partir de la intersección de los intervalos recesivos identificados por cada metodología, la cual identifica un conjunto de intervalos recesivos, definidos por sus fechas de inicio y finalización. El consenso se construye cuando al menos dos metodologías presentan una intersección temporal no vacía en sus señales recesivas.

La regla planteada se adopta como compromiso entre sensibilidad y especificidad: frente a la unión de señales reduce la probabilidad de falsos positivos, y frente a la intersección estricta evita descartar episodios relevantes por desfases metodológicos razonables. A continuación, se explica el proceso a seguir para la construcción de la metodología propuesta para la datación de las recesiones.

Sea $M = \{m_1, m_2, m_3\}$ el conjunto de metodologías (*turning points, Markov-switching y state-space*). Cada m_i identifica intervalos recesivos $I_i = \{[s_{i,k}, e_{i,k}] : k = 1, ..., K_i\}$ en cada metodología i. Donde $s_{i,k}$ y $e_{i,k}$ son los trimestres de inicio y fin del k-ésimo período recesivo. Para dos metodologías $i \neq j$, se define la intersección de sus intervalos como:

$$J_{ij} = \bigcup_{k=1}^{K_i} \bigcup_{l=1}^{K_j} \left([s_{i,k}, e_{i,k}] \cap [s_{j,l}, e_{j,l}] \right) \tag{4}$$

La intersección resultante marca el punto de inicio y el punto de fin del período consensuado; K_i y K_j corresponden al número de períodos recesivos en la metodología i. El conjunto de períodos consensuados es la unión de todas las intersecciones pareadas:

$$\varepsilon = \bigcup_{1 \leq i < j \leq 3} J_{ij} \tag{5}$$

Se amplía el período recesivo con un margen de ± 1 trimestre hacia adelante o atrás cuando alguna metodología aún indica recesión. Este ajuste genera un intervalo más realista que captura la persistencia de señales en los bordes debido a la asincronía de las metodologías en los inicios y finales. Una extensión más flexible ampliaría hasta ± 2 trimestres.

3.2 Datos

Las metodologías escogidas para definir los períodos de recesión requieren partir de un conjunto amplio de indicadores que reflejen las fluctuaciones cíclicas de la actividad económica. Como referencia, se seleccionó el componente cíclico del PIB encadenado ajustado estacionalmente, siguiendo recomendaciones metodológicas de organismos internacionales (Fulop & Gyomai, 2012). Este indicador sirve como punto de referencia para evaluar la capacidad de las series candidatas de replicar los patrones recesivos.

Inicialmente se consideraron 71 variables representativas de los sectores real, externo, fiscal, monetario y financiero, con frecuencia mensual y trimestral. Además, se incorporaron indicadores adicionales identificados en la literatura económica y similares a los utilizados por organismos que monitorean recesiones (anexo 1). Las series mensuales fueron ajustadas estacionalmente en `JDemetra+`, utilizando procedimientos `TRAMO/SEATS` o `X-13` según disponibilidad y diagnóstico de cada serie. Se revisaron efectos calendario y valores atípicos cuando fueron identificados por el procedimiento. Posteriormente, las series mensuales se agregaron a frecuencia trimestral según su naturaleza en el lenguaje `R`: suma para flujos, promedio para tasas o índices y valor de cierre para saldos. Luego, se obtuvo el componente cíclico.

En el caso de *turning points* y *Markov-switching* se aplicó un filtro HP con doble banda con pronóstico que utiliza de manera oficial el Banco Central del Ecuador y en el *state-space* el modelo definió la estimación del ciclo. Esta decisión permitió mantener trazabilidad operativa entre variables y metodologías; sin embargo, se reconoce que la datación puede ser sensible al método de extracción tendencia-ciclo, especialmente en los extremos de la muestra, aunque esta estrategia ha sido utilizada previamente en aplicaciones comparables para economías dolarizadas como Yaselga Alvarado & Pilacuán Erazo (2024). Por ello, los resultados deben interpretarse como una cronología *ex post* basada en una estrategia específica de filtrado. La comparación con filtros alternativos —Hamilton, Christiano-Fitzgerald y Baxter-King— y con especificaciones *state-space* adicionales se plantea como una extensión natural de robustez. Este procedimiento permitió separar la tendencia (componente de largo plazo) del ciclo (fluctuaciones alrededor de la tendencia), previo a la estimación univariada en cada metodología. Finalmente, se aplicó la metodología para cada serie y se agruparon variables en conjuntos temáticos —externas, expectativas, empleo, financieras, sector real y externo— con el fin de identificar los períodos de recesión definidos por cada grupo. Se evitó redundar el poder explicativo en caso de similitud entre los resultados de las variables o su explicación macroeconómica.

Para obtener fechas de recesión en cada metodología para un grupo, se aplicó una agregación ponderada basada en la disponibilidad histórica de las variables. Esto responde a que, dentro de un conjunto de indicadores, algunas variables cuentan con mayor extensión temporal y, por ello, reciben mayor peso en la agregación durante los períodos en que están disponibles. Conforme se incorporan nuevas variables a lo largo del tiempo, los pesos relativos se ajustan, influyendo en la definición del estado recesivo y en las diferencias al marcar el inicio y la finalización de los períodos.

Con base en la información antes mencionada, se implementaron los métodos de *turning points, Markov-switching* y *state-space* para cada una de las 71 variables macroeconómicas y sectoriales y ajustadas estacionalmente (anexo 1). Para la reducción del conjunto inicial, se aplicaron criterios de convergencia orientados a identificar aquellas series que replican el comportamiento recesivo del PIB en mayor o menor medida. La selección de los 10 indicadores líderes se basó en cuatro criterios: i) disponibilidad histórica; ii) sincronización con episodios del ciclo del PIB; iii) menor desfase promedio

en inicios y finales, y iv) baja redundancia económica dentro de cada bloque. La ponderación por disponibilidad asigna mayor peso a series con cobertura temporal más extensa; cuando nuevas series ingresan al panel, los pesos se renormalizan para evitar pérdida de comparabilidad.

Tabla 2. Variables para la estimación de los períodos de recesión

Variables	Frecuencia	Fuente
Depósitos totales (empresas + hogares) OSD	Mensual	BCE
Monto de operaciones activas totales del SFN	Mensual	BCE
Ingreso disponible	Trimestral	BCE
Ventas (manufactura de productos no alimenticios)	Mensual	BCE
Ventas (construcción)	Mensual	BCE
Ventas (comercio)	Mensual	BCE
Empleo registrado	Mensual	INEC
Ingresos petroleros (SPNF)	Mensual	MEF
Importación de materias primas y productos intermedios para la industria (sin construcción)	Mensual	BCE
Importaciones de bienes de consumo duradero	Mensual	BCE

Elaboración: autores

Las variables líderes para la estimación están alineadas al sistema de indicadores líderes compuestos del ciclo económico descritos en Pilacuán Erazo et al. (2024). Sin embargo, se complementan con variables económicas que aportan en la datación histórica de periodos de expansión y recesión por parte de la NBER, por tanto, constituyen un punto de partida valioso para el análisis histórico y la caracterización *ex post* del ciclo económico.

4 Resultados y limitaciones

A continuación, se presentan los resultados que cada enfoque produce. Se construye un calendario de recesiones con fechas de inicio y fin. Adicionalmente, se presenta una figura que presenta el ciclo con áreas sombreadas en los períodos de recesión al estilo NBER; estos se integran mediante el esquema de consenso definido previamente. Esto permite evidenciar acuerdos y cercanía temporal entre métodos.

4.1 Resultados por enfoque

El enfoque de *turning points* es una estimación univariada que permitió identificar puntos de giro: picos (máximos) y valles (mínimos) en las series temporales. A partir de esta metodología se identificaron como períodos de recesión: 2001-2003, 2005-2007, 2008-2009, 2011-2012, 2014-2016, 2018-2020 y 2022-2024. Si bien el método se caracteriza por su transparencia y reproducibilidad, presenta limitaciones asociadas a su rigidez, lo que puede restringir la identificación de choques estructurales, así como a su dependencia de revisiones en las series estadísticas utilizadas.

La Figura 1a presenta los períodos de recesión identificados a lo largo del horizonte de análisis (sección gris), observándose que, durante la dolarización, el inicio de la recesión se detecta con un desfase relativo frente a otros enfoques, reflejando la sensibilidad del algoritmo a períodos de alta volatilidad.

Paralelamente, se aplicó la metodología de *Markov-switching* de manera univariada en variables líderes. Posteriormente, se consolidó los resultados para evidenciar los cambios de régimen de expansión y recesión en la economía de manera agregada. Los resultados mostraron que los períodos de recesión fueron: 2002-2004, 2006-2007, 2008-2010, 2012-2013, 2014-2016, 2018-2020 y 2022-2024 (Figura 1b). Este método permite un análisis en tiempo real, pero su sensibilidad a la especificación y variable principal puede generar discrepancias con respecto a las metodologías semejantes dentro de este estudio.

Por último, se aplicó la metodología de *state-space* al separar la dinámica económica en un estado latente y en un proceso de medición, para estimar un componente cíclico común en cada indicador. A través de esta metodología, la Tabla 3 y la Figura 1 se identificaron los siguientes períodos de recesión: 2000, 2003-2005, 2009-2010, 2013-2015, 2018-2020 y 2023-2024. Este enfoque ofrece ventajas frente a métodos deterministas, al incorporar la incertidumbre. Sin embargo, enfrenta desafíos como la dependencia de supuestos distribucionales y la complejidad computacional.

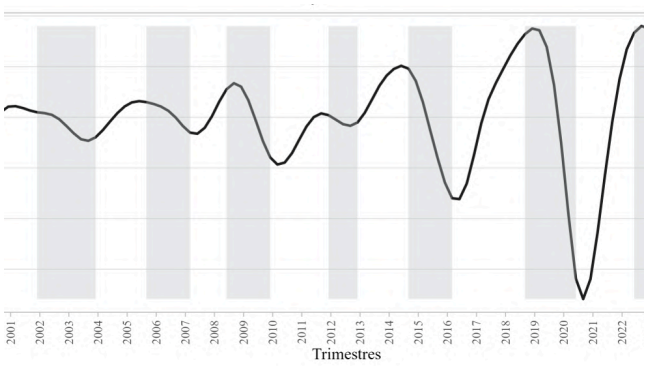
Tabla 3. Fechas de inicio y fin de la recesión con diferentes metodologías

Turning Points		Markov-Switching		State-Space	
Inicio	Final	Inicio	Final	Inicio	Final
2001-IV	2003-IV	2002-II	2004-II	2000-II	2000-III
2005-III	2007-I	2006-I	2007-III	2003-II	2005-III
2008-II	2009-IV	2008-IV	2010-II	2009-I	2010-III
2011-IV	2012-IV	2012-II	2013-I	2013-I	2015-IV
2014-III	2016-I	2014-IV	2016-III	2018-II	2020-IV
2018-III	2020-II	2018-IV	2020-IV	2023-II	2024-IV
2022-II	2024-I	2022-III	2024-IV		

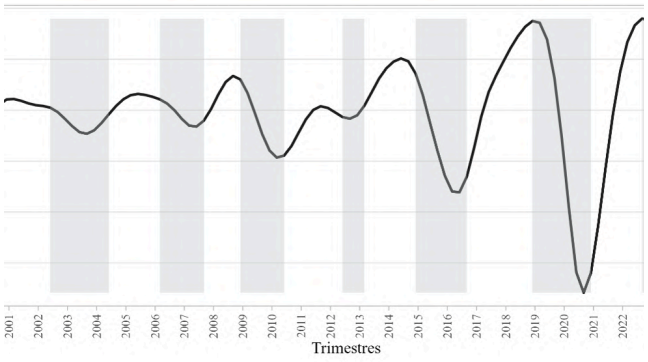
Elaboración: autores

Figura 1. Períodos de recesión según diferentes metodologías

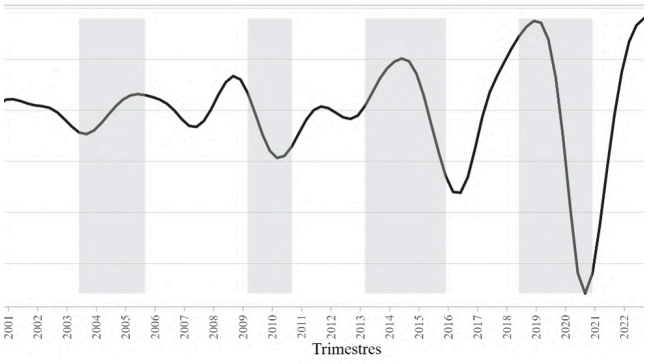
(a) Turning points



(b) Markov-switching



(c) State-space



Elaboración: autores

4.2 Comparación transversal y métricas de concordancia

La comparación entre metodologías revela dos escenarios diferenciados. En primer lugar, se identifican períodos con alta convergencia en los resultados, donde las tres técnicas coinciden en la delimitación temporal de la recesión. Estos corresponden a los períodos 2006-I-2007-I, 2008-IV-2010-II, 2014-III-2016-I, 2018-III-2020-IV y un ciclo iniciado en 2022-III que se mantiene hasta 2024-IV en dos metodologías, exceptuando el enfoque de

turning points. En segundo lugar, se observan períodos con desfases debido a la metodología, caracterizados por diferencias significativas en las fechas de inicio y finalización de los períodos, lo que genera discrepancias en la identificación del ciclo recesivo.

Se puede observar que los tres enfoques identifican que la economía ecuatoriana estaba en recesión al inicio del período de la dolarización. Los modelos de *Markov-switching* y *state-space* proponen que la recesión ya estaba presente desde el primer trimestre de 2000, en contraste con el método de *turning points* que identifica dicho inicio a finales de 2000.

El período 2015-2017 es otro momento en el que las metodologías coinciden en identificarlo como recesión. Los enfoques de *turning points* y *state-space* muestran que la recesión inició entre el último trimestre de 2014 y el primer trimestre de 2015, mientras que el modelo de *Markov-switching* propone que la recesión comenzó en el tercer trimestre de 2015. Esta última metodología identifica que la recesión finalizó en el cuarto trimestre de 2017, aunque los otros enfoques muestran que este período terminó en el primer semestre de 2017.

Un período adicional en el que convergen los tres enfoques corresponde a los años 2019 a 2021. Cabe señalar que las metodologías coinciden en que la economía ecuatoriana inició su proceso de recesión en 2019, previo al período de la pandemia por COVID-19. Así, los resultados a partir de *turning points* y *state-space* definen el inicio en el segundo trimestre de 2019, mientras que, modelo *Markov-switching* lo identificó en el cuarto trimestre de ese año. No existe consenso exacto entre las distintas metodologías respecto a la fecha de cierre de este proceso recesivo. El enfoque de *turning points* señala que finalizó en el segundo trimestre de 2022, mientras que el modelo *Markov-switching* lo sitúa en el segundo trimestre de 2021 y la metodología *state-space* indica su conclusión en el último trimestre de 2021.

Existen fechas de inicio y finalización en distintos períodos sobre las cuales las metodologías aplicadas no alcanzan consenso. Aunque esto impide señalar con certeza algunos episodios de recesión, la información disponible sigue siendo relevante para el análisis económico. Cabe destacar que los distintos enfoques metodológicos aportan valor al permitir la comparación y la identificación de los períodos recesivos detectados.

4.3 Datación de períodos de recesión

4.3.1 Resultados consenso

Aplicando la regla definida —coincidencia de al menos dos de tres metodologías (*turning points, Markov-switching* y *state-space*) y definición temporal en el inicio y el fin desde la intersección—, se definió un consenso para definir los periodos de recesión reduciendo la discrecionalidad frente al enfoque cualitativo tradicional e integrando criterios cuantitativos y agregación ponderada para construir una cronología única y robusta. Bajo este contexto, se identifican siete episodios recesivos en la economía ecuatoriana entre 2000 y 2024.

Tabla 4. Fechas de inicio y fin de los períodos de recesión junto con indicadores

				Indicadores		
	Consenso			Magnitud (desde el PIB)		
Periodo	Inicio	Fin	Duración (trimestres)	Ciclo	Var. interanual	Var. intertrimestral
1	2002-II	2004-II	9	−0.2	4.3	1.2
2	2006-I	2007-I	5	0.0	3.9	0.7
3	2008-IV	2010-II	7	−0.3	2.0	0.4
4	2012-II	2013-I	4	−0.1	5.6	1.5
5	2014-III	2016-I	7	−0.3	0.6	−0.2
6	2018-III	2020-IV	10	−0.5	−3.3	−0.6
7	2022-III	2024-IV	10	0.3	0.9	0.2

Elaboración: autores

La Tabla 4 presenta los períodos identificados junto con indicadores clave: la duración (en trimestres) y medidas macroeconómicas que permiten cuantificar su magnitud, como la variación intertrimestral del PIB. Se consideran estos dos criterios para evaluar que tan grave fue un episodio: (a) la persistencia temporal, medida por la duración del episodio, y (b) la magnitud de la contracción, reflejada en la variación del PIB.

Debe precisarse que no todos los episodios consensuados corresponden a recesiones estrictas entendidas como contracción absoluta del PIB. En particular, los episodios con variaciones interanuales e intertrimestrales positivas se interpretan como fases de debilidad cíclica o crecimiento por debajo de tendencia, detectadas por la convergencia de señales metodológicas. Esta distinción evita equiparar mecánicamente señales estadísticas con recesiones macroeconómicas en sentido estricto.

Estos períodos coinciden con eventos macroeconómicos relevantes, como la transición hacia la dolarización, el colapso de los precios de los *commodities* y la crisis por COVID-19. La duración oscila entre 4 y 10 trimestres, lo que evidencia diferencias en la persistencia de los choques y en la capacidad de recuperación de la economía. La Tabla 5 resalta eventos en periodos de recesión seleccionados.

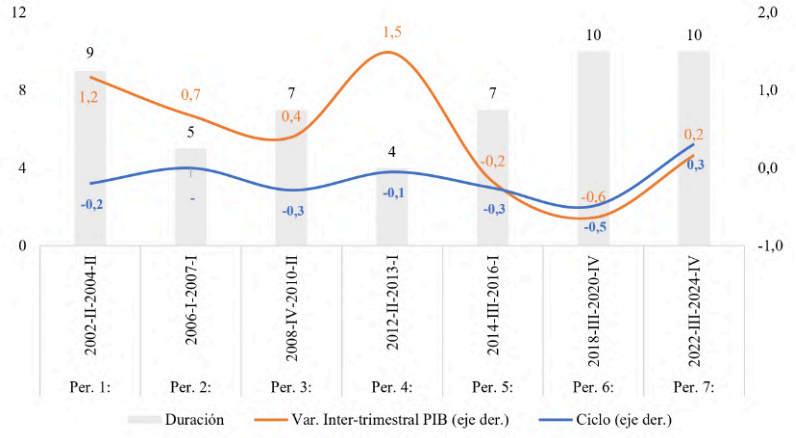
Tabla 5. Hechos destacados de periodos de recesión

Período	Inicio	Fin	Hechos destacados
3	2008-IV	2010-II	Con 7 trimestres y un crecimiento positivo moderado de 0.4 %, refleja el impacto de la crisis financiera global.
5	2014-III	2016-I	Duración de 7 trimestres y variación negativa (-0.2 %), asociada al colapso de los precios de los *commodities*, evidencia un ajuste estructural complejo.
6	2018-III	2020-IV	Con 10 trimestres y la mayor contracción intertrimestral promedio (-0.6 %), este período coincide con la crisis de la COVID-19 y sus efectos prolongados.
7	2022-III	2024-IV	Presenta una duración prolongada (10 trimestres) y una variación intertrimestral promedio positiva moderada (0.2 %), lo que evidencia una debilidad cíclica.

Elaboración: autores

La evidencia muestra que la recesión producida en 2022-2024 ha sido más prolongada, pero menos abrupta, posiblemente por políticas de contención y eventos externos como el *boom* de los *commodities*. Por su parte, las crisis globales y los choques externos han caracterizado contracciones más intensas, pero de menor duración como 2008-2010. El período 2018-2021 combinó duración y severidad (Figura 2).

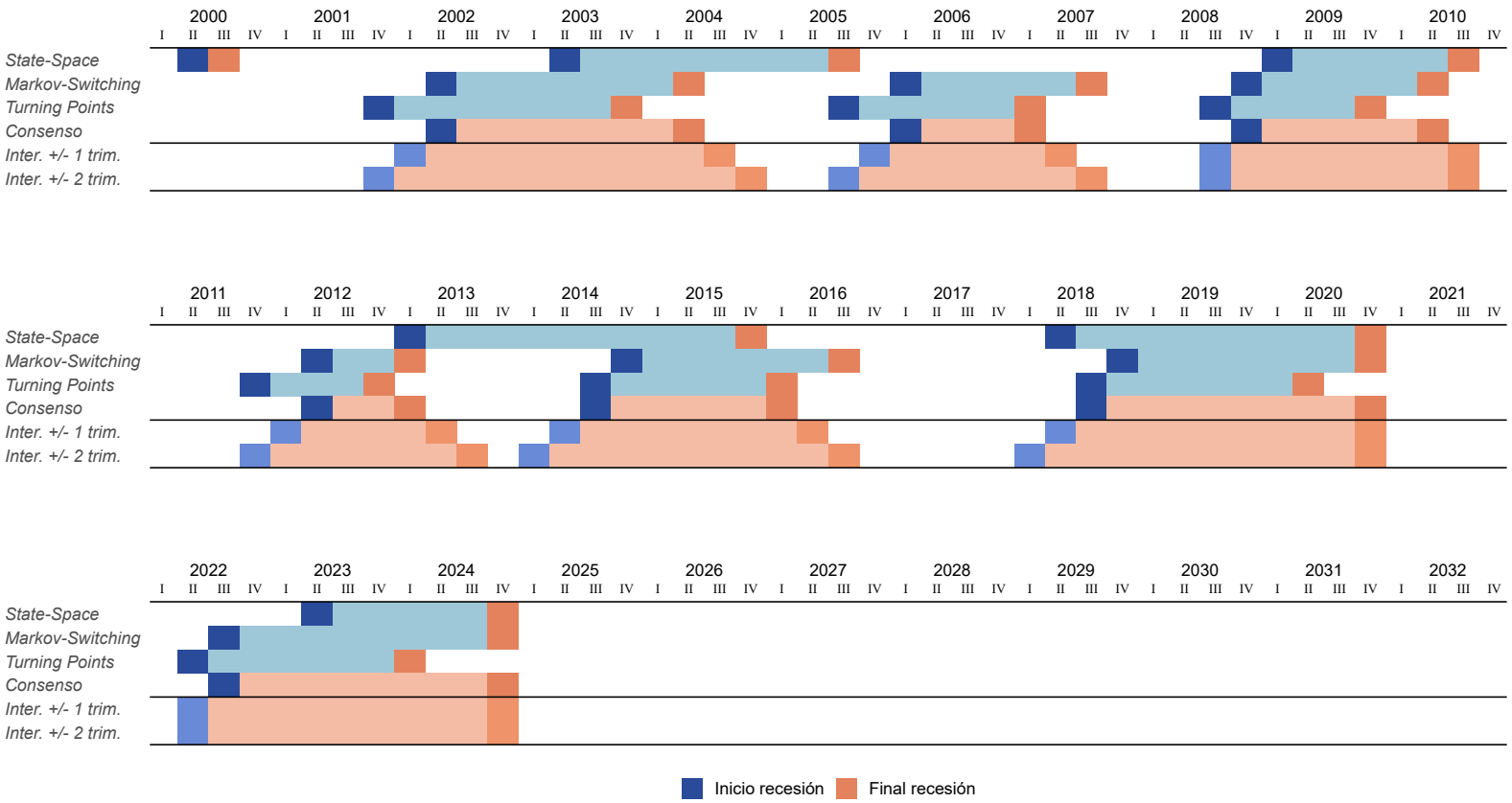
Figura 2. Magnitud (ciclo y variación t/t-1 del PIB) y duración de los períodos de recesión



Elaboración: autores

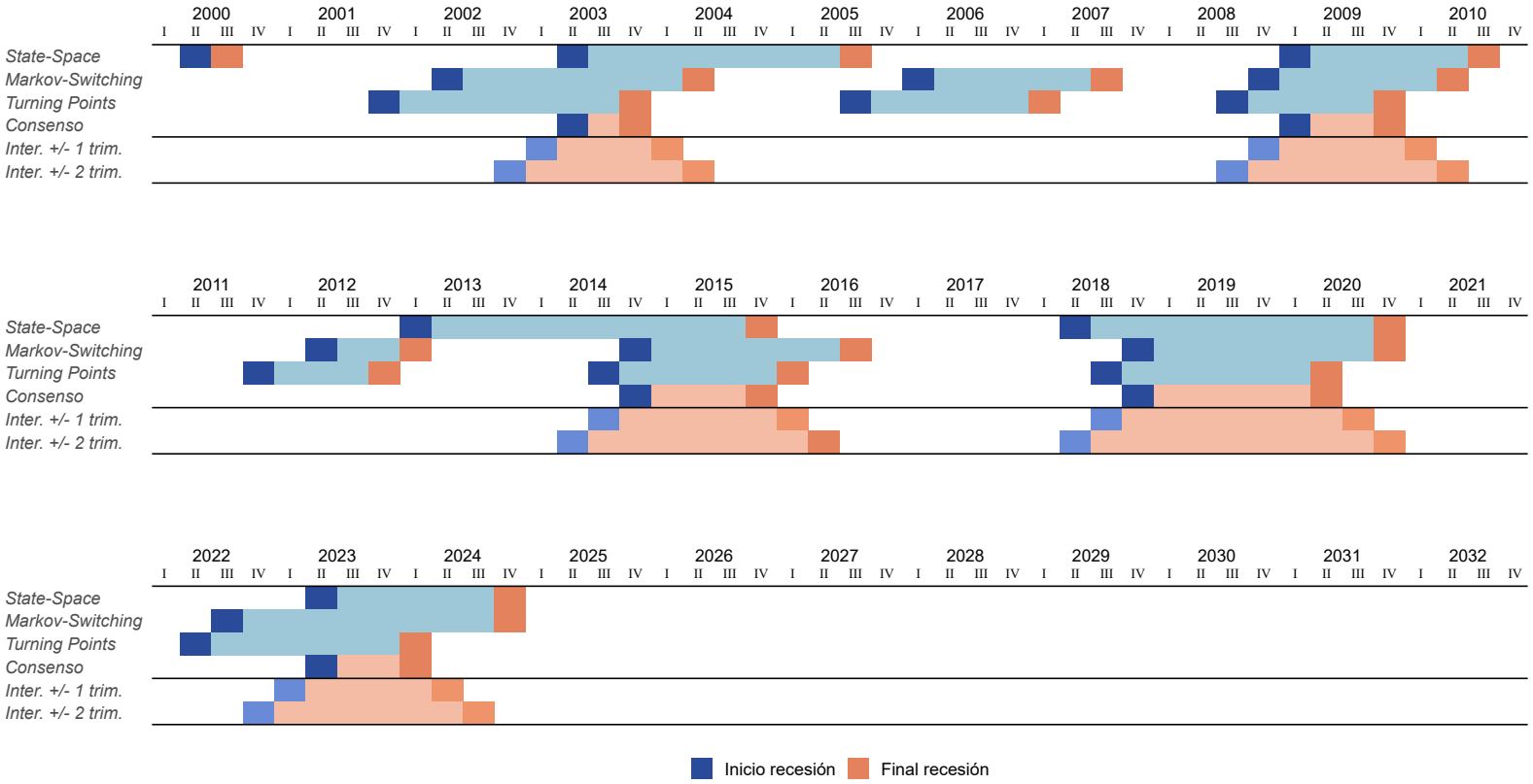
La Figura 3 indica como las estimaciones desde los distintos enfoques convergen, es decir, coinciden en los períodos de recesión. Sin embargo, los desfases asociados a los puntos de inicio y final del período recesivo no siempre coinciden y difieren en función de la metodología aplicada, considerando que se utiliza el mismo conjunto de datos. El sexto período recesivo marcado de 2018-III hasta 2020-IV muestra asincronía en las tres metodologías en definir el punto de inicio, pero en el punto de fin existen coincidencias. Se destaca que los desfases son de corta duración, dejando, en la intersección, un mayor cruce en los períodos marcados como recesivos. La Figura 4 por su parte presenta una intersección más estricta al vincular la intersección de los tres métodos donde resaltan los períodos recesivos con mayor gravedad.

Figura 3. Períodos de recesión del consenso utilizando *turning points*, *Markov-switching* y *state-space*



Nota: *Inter.* es la abreviatura de *intervalo*.
Elaboración: autores

Figura 4. Períodos de recesión intersección estricta utilizando *turning points*, *Markov-switching* y *state-space*



Nota: *Inter.* es la abreviatura de *intervalo*.
Elaboración: autores

4.3.2 Contexto macroeconómico de los períodos de recesión identificados

Los períodos de recesión estimados mediante los modelos econométricos coinciden, en términos generales, con episodios de choques externos adversos, restricciones fiscales y perturbaciones internas que afectaron la actividad económica.

El período 2002-II-2004-II se desarrolló en un contexto de fragilidad institucional y limitaciones estructurales posteriores a la crisis financiera de finales de los años noventa, caracterizado por bajo dinamismo productivo y restricciones fiscales. Posteriormente, la fase 2006-I-2007-I estuvo asociada a un entorno de elevada incertidumbre política y ajustes en el sector petrolero, que incidieron sobre la inversión y la confianza empresarial.

La recesión 2008-IV-2010-II coincide con la crisis financiera internacional, que afectó simultáneamente el precio del petróleo, las remesas y la demanda externa, reduciendo el crecimiento económico. De forma similar, el período 2012-II-2013-I refleja un crecimiento moderado a condiciones externas menos favorables y restricciones en el financiamiento.

El intervalo 2014-III-2016-I se explica principalmente por la fuerte caída de los precios internacionales del petróleo, que redujo significativamente los ingresos fiscales y la inversión pública, situación agravada en 2016 por el impacto económico del terremoto de abril. Posteriormente, la recesión 2018-III-2020-IV estuvo marcada por un contexto de consolidación fiscal, tensiones sociales y, especialmente, por la contracción sin precedentes provocada por la pandemia de COVID-19, que generó una caída abrupta del producto y del empleo.

Finalmente, el período 2022-III-2024-IV se desarrolló en un entorno de debilidad estructural, crisis energética y deterioro de la seguridad interna, factores que afectaron la producción, la inversión y la confianza económica.

En conjunto, los episodios identificados evidencian que las fases recesivas de la economía ecuatoriana han estado asociadas principalmente a choques externos (especialmente petroleros) y a perturbaciones internas que amplificaron sus efectos sobre la actividad económica, lo que resulta consistente con la evidencia empírica obtenida.

4.4 Robustez en métricas de concordancia en recesiones

Para evaluar la concordancia entre metodologías, se proponen métricas cuantitativas que permiten medir el grado de acuerdo, la similitud temporal y la duración de los períodos. Esta sección documenta métricas cuantitativas como el índice de Jaccard (similitud entre conjuntos de trimestres recesivos), el porcentaje de trimestres con acuerdo, el *lead--lag* promedio para medir los desfases y la duración en las diversas metodologías. A continuación, se detalla la forma de cálculo y la interpretación para cada métrica para las metodologías de recesión estimadas.

4.4.1 Porcentaje de trimestres de acuerdo (PTA)

Esta métrica mide la proporción de trimestres en los que al menos dos metodologías coinciden en clasificar recesión. A continuación, se expone su construcción:

Se estima los indicadores por trimestre:

$$I_{i,t} = \begin{cases} 1, \text{si } \ t \ \text{ es recesivo según la metodología } \ i, \\ 0, \text{en caso contrario .} \end{cases}$$

Luego se obtiene el porcentaje de acuerdo total (≥ 2 metodologías):

$$A = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \mathbf{1}\left(\sum_{i=1}^{3} I_{i,t} \geq 2 \right) \times 100\% \tag{6}$$

De manera sucesiva, se estima el acuerdo condicionado en recesión:

$$A_{\text{rec}} = \frac{T \cdot A}{\sum_{t=1}^{T} R_t} \tag{7}$$

Donde R_t implica que al menos una metodología índica recesión: $R_t = \mathbf{1}\left(\sum_{i=1}^{3} I_{i,t} \geq 1\right)$.

Tabla 6. Porcentaje de trimestres de acuerdo

% de períodos en recesión			PTA	
State-Space	Turning Points	Markov-Switching	Total	En recesión
49 %	51 %	54 %	52%	67%

Cada metodología clasifica aproximadamente la mitad del horizonte como recesivo (49 %-54 %). El acuerdo de consenso (≥ 2 metodologías) alcanza el 52 % del total de trimestres y el 67 % de los trimestres que alguna metodología considera recesivos. Esto evidencia que los períodos consensuados no son idiosincráticos ante un solo método. Además, sugiere que los bordes del consenso pueden beneficiarse del intervalo de confianza temporal (± 1 trimestre) para capturar el desfase entre metodologías.

4.4.2 Índice de Jaccard

El índice de Jaccard mide la similitud entre dos conjuntos, calculando la proporción entre la intersección y la unión de los elementos comparados. En este caso, indica qué tan coincidentes son los períodos recesivos (conjunto de trimestres) detectados por distintos métodos. A continuación, se expone su construcción:

$$J(A, B) = \frac{\mid A \cap B \mid}{\mid A \cup B \mid} \tag{8}$$

La mayor similitud se observa entre *turning points* y *Markov-switching* (0.62), lo que refleja una alta consistencia en la identificación de períodos. En contraste, la menor similitud se da entre *state-space* y *turning points* (0.35), sugiriendo diferencias en la dinámica latente que capta el modelo de espacio frente a los puntos de giro. Finalmente, *state-space* vs. *Markov-switching* muestra una similitud intermedia (0.47), lo que indica cierta convergencia, aunque con diferencias debido a los desfases de inicio y fin.

Tabla 7. Índice de Jaccard

Método	State-space	Turning points	Markov-switching	Consenso
State-space	1.00	0.35	0.47	0.55
Turning points	0.35	1.00	0.62	0.70
Markov-switching	0.47	0.62	1.00	0.88
Consenso	0.55	0.70	0.88	1.00

Elaboración: autores

4.4.3 *Lead-lag* promedio

El indicador *lead-lag* cuantifica el desfase promedio, expresado en trimestres, entre las fechas de inicio y finalización de períodos de recesión identificados por diferentes metodologías. Este desfase se calcula como la media aritmética de las diferencias absolutas en la posición temporal (medida en trimestres) entre dos métodos para cada período comparable:

$$\text{Lead-Lag} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \left| t_{A,i} - t_{B,i} \right|}{n} \tag{9}$$

Donde $t_{A,i}$ y $t_{B,i}$ representan el trimestre de inicio (o fin) del período i según los métodos A y B, y n es el número de períodos comparados.

Para un análisis integral, se proponen tres tablas:

Tabla 8. Desfase promedio de los períodos de recesión en trimestres

	State-space	Turning points	Markov-switching
Turning points	0.43		
Markov-switching	0.29	0.24	
Consenso	0.24	0.19	0.06

Elaboración: autores

Tabla 9. Desfase promedio en la finalización de los períodos

	State-space	Turning points	Markov-switching
Turning points	0.48		
Markov-switching	0.38	0.20	
Consenso	0.33	0.16	0.04

Elaboración: autores

Tabla 10. Desfase global del período de recesión

	State-space	Turning points	Markov-switching
Turning points	0.38		
Markov-switching	0.19	0.29	
Consenso	0.14	0.22	0.08

Elaboración: autores

Consenso presenta los menores desfases frente a todos al ser definido como la intersección de los enfoques; el mínimo global se alcanza al compararlo con *Markov-switching* (0.08). En la finalización, la mayor asincronía se mantiene en el par *turning points--state-space* (0.48). En el desfase de los enfoques de base, *Markov-switching* conserva la mejor alineación (0.19 con *state-space*), lo que sugiere una mayor coincidencia en la ubicación/duración del período, aunque difiera en fechas puntuales. En términos operativos, *consenso* y *Markov-switching* ofrecen las fechas más estables. Al final, el desfase promedio no supera los 0.5 trimestres, evidenciando cercanía entre las metodologías al datar recesiones.

4.4.4 Duración media por método

Esta métrica mide la duración promedio de las recesiones detectadas por cada metodología en cada período. Se calcula como la media aritmética de las longitudes (en trimestres) de todos los períodos detectados por un método específico:

$$\text{Duración media} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} d_i \tag{10}$$

Donde d_i es la duración (en trimestres) del período i, y n el número total de períodos identificados por el método.

Tabla 11. Duración promedio de los períodos de recesión

Período	State-space	Turning points	Markov-switching	Consenso	Promedio por período
1	10	9	9	9	9.25
2		6	7	5	6.00
3	7	5	7	7	6.50
4	3	5	4	4	4.00
5	8	7	8	7	7.50
6	11	8	9	10	9.50
7	7	8	10	10	8.71
Promedio metodología	**7.67**	**6.86**	**7.71**	**7.43**	**7.42**

Elaboración: autores

La duración promedio de los períodos de recesión varía según la metodología. *Markov-switching* (7.71 trimestres) y *state-space* (7.67) presentan las mayores duraciones promedio, mientras que *turning points* (6.86) delimita períodos relativamente más cortos uniformes. El *consenso* resultante (7.43) se ubica en una posición intermedia producto de la intersección, reduciendo extremos. A nivel temporal, el período 6 es el más prolongado (9.5 trimestres), y el período 4 el más breve (4 trimestres) para todos los métodos. Estas diferencias sugieren que los métodos con dinámica latente de regímenes tienden a ampliar la ventana de recesión, en tanto que los enfoques de puntos de giro favorecen delimitaciones más acotadas.

4.4.5 Robustez: intersección de las tres metodologías

Como prueba adicional de robustez, se aplicó la metodología del consenso bajo un criterio más estricto: la intersección de los tres métodos (*turning points, Markov-switching* y *state-space*). Este enfoque busca identificar únicamente aquellos episodios en los que las tres metodologías coinciden plenamente en la delimitación temporal, reduciendo al mínimo la discrecionalidad y acentuando la magnitud del período recesivo.

La aplicación de esta regla reduce el número de episodios recesivos a cinco períodos, lo que evidencia que la coincidencia total entre métodos es menos frecuente. Los períodos identificados son:

Tabla 12. Fechas de inicio y fin de los períodos de recesión junto con indicadores

				Indicadores		
	Consenso			Magnitud (desde el PIB)		
Periodo	Inicio	Fin	Duración (trimestres)	Ciclo	Var. interanual	Var. intertrimestral
1	2003-II	2003-IV	3	−0.4	2.5	0.8
3	2009-I	2009-IV	4	−0.2	1.1	−0.4
5	2014-IV	2015-IV	5	−0.2	0.8	−0.3
6	2018-IV	2020-II	7	0.0	−2.6	−2.5
7	2023-II	2024-I	4	0.2	1.1	−0.3

Elaboración: autores

El episodio 2018-IV a 2020-II se mantiene como el más grave, incluso bajo este criterio estricto, con 7 trimestres y una contracción intertrimestral promedio de −2.5 %, lo que confirma la magnitud del impacto de la crisis COVID-19. Este resultado refuerza la robustez del consenso original, ya que el episodio más crítico persiste en todos los escenarios. Otros episodios relevantes son 2014-IV a 2015-IV, asociados al colapso de los precios de los *commodities*, y 2009-I a 2009-IV, vinculados a la crisis financiera global. Aunque su duración es menor (4 trimestres), presentan variaciones intertrimestrales negativas que reflejan ajustes significativos en la actividad económica (Tabla 12).

Por el contrario, episodios como 2003-II a 2003-IV y 2023-II a 2024-I presentan variaciones intertrimestrales positivas o moderadas, lo que sugiere recesiones de menor profundidad. Sin embargo, este ejercicio no descarta que la duración real pueda ser mayor si se consideran las colas de los intervalos temporales. En el caso del período 2023-II a 2024-I, al ampliar un trimestre adicional —dado que dos metodologías definen

recesión en ese margen— se incrementa la profundidad y la relevancia del período (Figura 3).

Este hallazgo evidencia que la coincidencia total entre los tres métodos tiende a capturar únicamente los episodios más severos, pero puede dejar fuera períodos donde la recesión persiste con menor intensidad. Por ello, se sustenta la utilidad del consenso original, que permite incorporar señales parciales y construir una cronología más representativa del ciclo económico, equilibrando rigor metodológico y cobertura temporal.

No obstante, una validación externa estricta requeriría aplicar el procedimiento a una economía con cronología oficial ampliamente aceptada —por ejemplo, Estados Unidos frente al NBER— y evaluar sesgos de adelanto, rezago, sobreidentificación o subidentificación. Dado que este ejercicio excede el alcance empírico del presente artículo, se plantea como prueba de validación futura. En esta versión, la plausibilidad externa se evalúa contrastando los episodios identificados con choques macroeconómicos conocidos de la economía ecuatoriana donde no existe un consenso oficial.

5 Conclusiones y discusión

La revisión de la literatura económica y la aplicación conjunta de tres metodologías —*turning points, Markov-switching y state-space*— permiten construir una metodología robusta reduciendo sesgos y la discrecionalidad, lo cual define una cronología sólida de los periodos de recesión en Ecuador. El resultado muestra los desfases en los métodos en la determinación de fechas de inicio y de fin, así como en la duración de los periodos. Si bien cada enfoque aporta ventajas específicas, los resultados muestran convergencia en la identificación de los principales períodos recesivos, lo que refuerza la validez de la metodología empleada para la determinación del consenso propuesto.

El método *turning points* destaca por su transparencia al definir claramente los períodos de recesión y reproducibilidad, pero su rigidez genera desfases en períodos con alta volatilidad e incertidumbre frente a otros métodos. Por su parte, *Markov-switching* ofrece una visión probabilística y flexible para capturar cambios de régimen, aunque su sensibilidad a la especificación del modelo puede introducir discrepancias. Finalmente, los modelos de *state-space* definen la estructura con base en probabilidades, aportando una herramienta adicional para monitoreo, aunque con mayor complejidad computacional.

El análisis comparativo entre las tres metodologías —*turning points, Markov-switching y state-space*— evidencia dos escenarios relevantes. Por un lado, se identifican períodos con alta convergencia metodológica, lo que refuerza la validez de los resultados: 2006-I-2007-I, 2008-IV-2010-II, 2014-III-2016-I, 2018-III-2020-IV y un ciclo iniciado en 2022-III aún sin cierre. Por otro lado, existen períodos con discrepancias en el inicio y el fin, reflejando las diferencias en los supuestos y la sensibilidad de cada enfoque.

La coincidencia en los períodos más críticos —como la dolarización, el colapso de los precios de los *commodities* y la crisis COVID-19— confirma la severidad de los choques y su impacto transversal en la economía ecuatoriana. Sin embargo, los desfases observados (por ejemplo, inicio en 2000-I para *Markov-switching* y *state-space* frente a finales de 2000 para TP) muestran que la elección metodológica influye en la delimitación temporal y, por ende, en la interpretación económica.

El consenso propuesto, basado en reglas cuantitativas y agregación ponderada, reduce la dispersión de señales y aporta transparencia. Este consenso preserva la lógica *ex post*, evitando declaraciones prematuras y minimizando falsos positivos, lo que facilita la

comunicación. El enfoque metodológico adoptado constituye una referencia confiable para estudios futuros y para el diseño de sistemas de alerta temprana.

La aplicación del criterio más estricto —la intersección de las tres metodologías— confirma la solidez del enfoque original, pero también revela sus limitaciones. Si bien este método reduce la discrecionalidad y garantiza máxima coincidencia, el resultado es una cronología más corta que concentra únicamente los episodios de mayor severidad, como 2018-IV a 2020-II, que persiste como el más crítico por su duración y la contracción intertrimestral más profunda. Esto valida que los choques más graves son robustos frente a cualquier regla de consenso.

Sin embargo, el análisis muestra que episodios como 2023-II a 2024-I y 2003-II a 2003-IV, aunque menos intensos, podrían prolongarse si se consideran las colas temporales donde dos metodologías coinciden. Esto evidencia que la intersección estricta tiende a excluir recesiones moderadas, lo que podría limitar la comprensión completa del ciclo económico. Por ello, se justifica el uso del consenso original, que equilibra rigor metodológico con cobertura temporal, permitiendo capturar tanto episodios severos como fases de ajuste prolongado.

El análisis de las métricas de validación —PTA, Jaccard, *lead-lag* y duración—confirma una alta coincidencia entre las metodologías en los períodos más relevantes, reforzando la robustez del consenso propuesto. Los valores del índice Jaccard y PTA mostraron similitudes significativas entre pares de métodos sobre todo en los períodos de mayor gravedad, lo que indica que las metodologías convergen en la identificación de las fases recesivas más severas.

Por su parte, el *lead-lag* promedio revela desfases mínimos en los inicios y cierres de los episodios consensuados, como máximo alcanzó 0.5 trimestres en el período analizado, lo que sugiere sincronización metodológica y reduce el riesgo de errores en la delimitación temporal. Finalmente, la duración media de los episodios es consistente entre métodos, con diferencias marginales que no alteran la interpretación económica, destacando la persistencia de las recesiones más graves.

En síntesis, el consenso propuesto constituye una herramienta metodológica para la datación *ex post* de episodios recesivos en Ecuador. Su aporte principal consiste en sistematizar señales provenientes de distintos enfoques cuantitativos y construir una cronología histórica replicable, basada en información revisada y criterios explícitos de clasificación. Los resultados ofrecen una referencia para el análisis retrospectivo del ciclo económico y para futuras investigaciones, aunque no deben interpretarse como evidencia de capacidad predictiva, detección en tiempo real o alerta temprana, aspectos que requerirían un diseño empírico adicional. Su utilidad principal reside en ordenar evidencia histórica y proveer una base replicable para futuras herramientas de monitoreo, cuya evaluación requeriría datos *vintage* y ejercicios pseudo tiempo real. La coherencia con prácticas internacionales se refiere al diseño metodológico y no implica validación empírica frente a una cronología oficial externa, pues no se dispone para Ecuador.

La contribución del artículo no reside en proponer un indicador líder alternativo per se, sino en construir una cronología cuantitativa *ex post* basada en señales provenientes de métodos con supuestos distintos. Frente a trabajos previos centrados en indicadores líderes o monitoreo del ciclo, este estudio enfatiza la datación histórica, la trazabilidad del consenso y la comparación de señales metodológicas complementada con variables económicas de interés.

Anexos

Anexo 1. Variables seleccionadas para el análisis

No.	Variable	Frecuencia	Agregación
1	Crédito al sector privado (empresas y hogares) OSD	Mensual	Valor final
2	Crédito al sector privado (empresas y hogares) OSF	Mensual	Valor final
3	Crédito al sector privado (empresas y hogares) Total	Mensual	Valor final
4	Depósitos de ahorro totales - OSD	Mensual	Valor final
5	Depósitos del sector público no financiero (SPNF) en el BCE	Mensual	Valor final
6	Depósitos totales (empresas y hogares) OSD	Mensual	Valor final
7	Empleo registrado	Mensual	Valor final
8	Formación bruta de capital fijo del Gobierno central para el sector público no financiero (SPFN)	Mensual	Suma
9	Gasto de capital de la formación bruta de capital fijo del sector público no financiero (SPNF)	Mensual	Suma
10	Importaciones bienes de capital FOB	Mensual	Suma
11	Importaciones de bienes de capital para la agricultura FOB	Mensual	Suma
12	Importaciones de bienes de capital para la industria FOB	Mensual	Suma
13	Importaciones de bienes de consumo duradero	Mensual	Suma
14	Importaciones de bienes de consumo FOB	Mensual	Suma
15	Importaciones de bienes de consumo no duradero	Mensual	Suma
16	Importaciones de combustibles, lubricantes y productos conexos	Mensual	Suma
17	Importaciones de equipo de transporte	Mensual	Suma
18	Importaciones de materiales de construcción	Mensual	Suma
19	Importaciones de materias primas FOB	Mensual	Suma
20	Importaciones de materias primas y productos intermedios para la agricultura	Mensual	Suma
21	Importaciones totales FOB	Mensual	Suma
22	Importaciones totales no petroleras FOB	Mensual	Suma
23	Importaciones totales petroleras FOB	Mensual	Suma

No.	Variable	Frecuencia	Agregación
24	Índice de energía	Mensual	Promedio
25	Índice de expectativas de la economía (IEE) Comercio	Mensual	Promedio
26	Índice de expectativas de la economía (IEE) Construcción	Mensual	Promedio
27	Índice de expectativas de la economía (IEE) Global	Mensual	Promedio
28	Índice de expectativas de la economía (IEE) Manufactura	Mensual	Promedio
29	Índice de expectativas de la economía (IEE) Servicios	Mensual	Promedio
30	Índice de precios a la construcción (IPCO)	Mensual	Promedio
31	Índice de precios al consumidor (IPC)	Mensual	Promedio
32	Índice de precios al consumidor (IPC) de China	Mensual	Promedio
33	Índice de precios al consumidor (IPC) de USA	Mensual	Promedio
34	Indice de precios al productor (Disponibilidad Nacional)	Mensual	Promedio
35	Índice de términos de intercambio	Mensual	Promedio
36	Índice términos de intercambio sin petróleo	Mensual	Promedio
37	Ingreso disponible	Trimestral	Valor final
38	Ingresos petroleros del sector público no financiero (SPNF)	Mensual	Suma
39	Liquidez total (depósitos a la vista + ahorro) OSD	Mensual	Valor final
40	Masa salarial empleo registrado	Mensual	Promedio
41	Monto de operaciones activas totales del sector público no financiero (SFNF)	Mensual	Suma
42	PIB real China	Trimestral	Valor final
43	PIB real USA, sa	Trimestral	Valor final
44	Plazas de empleo	Mensual	Valor final
45	Precio del petróleo crudo - WTI	Mensual	Promedio
46	Precios crudo Ecuador	Mensual	Promedio
47	Precios crudo Napo	Mensual	Promedio
48	Precios crudo Oriente	Mensual	Promedio
49	Producción nacional de derivados	Mensual	Suma
50	Producto interno bruto	Trimestral	Valor final

No.	Variable	Frecuencia	Agregación
51	Promedio de horas trabajadas nacional interpolado	Trimestral	Promedio
52	Promedio ingreso laboral nacional interpolado	Trimestral	Promedio
53	Recaudación del impuesto a la renta (IR)	Mensual	Suma
54	Recaudación del impuesto a la renta del sector público no financiero (SPNF)	Mensual	Suma
55	Recaudación del impuesto al valor agregado (IVA)	Mensual	Suma
56	Recaudación del impuesto al valor agregado (IVA) del sector público no financiero (SPNF)	Mensual	Suma
57	Remesas de trabajadores (crédito)	Trimestral	Suma
58	Salario promedio empleo registrado	Mensual	Promedio
59	Sector informal nacional interpolado	Trimestral	Promedio
60	Tasa de desempleo nacional	Mensual	Valor final
61	Tasa de empleo adecuado nacional interpolado	Trimestral	Promedio
62	Tasa de empleo nacional interpolado	Trimestral	Promedio
63	Tasa de subempleo nacional interpolado	Trimestral	Promedio
64	Tasa de variación de la remuneración de empleados	Trimestral	Promedio
65	Venta de vehículos en unidades	Mensual	Suma
66	Ventas del sector comercio: ajustadas por estacionalidad	Trimestral	Suma
67	Ventas del sector construcción: ajustadas por estacionalidad	Trimestral	Suma
68	Ventas del sector manufacturas: ajustadas por estacionalidad	Trimestral	Suma
69	Ventas del sector petróleo y minerales: ajustadas por estacionalidad	Trimestral	Suma
70	Ventas del sector primario: ajustadas por estacionalidad	Trimestral	Suma
71	Ventas del sector servicios: ajustadas por estacionalidad	Trimestral	Suma

Elaboración: autores

Bibliografía

Aguiar, M., & Gopinath, G. (2007). Emerging Market Business Cycles: The Cycle Is the Trend. *Journal of Political Economy*, *115*(1), 69-102.

Avella, M., & Fergusson, L. (2004). *El ciclo económico: enfoques e ilustraciones. Los ciclos económicos de Estados Unidos y Colombia*. https://doi.org/10.32468/be.284

Blanchard, O. (2021). *Macroeconomics* (8th ed.). Pearson Education.

Bry, G., & Boschan, C. (1971). *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs* (Technical Paper No. tech7). National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/books-and-chapters/cyclical-analysis-time-series-selected-procedures-and-computer-programs

Burns, A. F., & Mitchell, W. C. (1946). *Measuring Business Cycles* (Studies in Business Cycles Nos. burn46-1). National Bureau of Economic Research.

Business Cycle Dating Committee, National Bureau of Economic Research. (2003). *The NBER's Business-Cycle Dating Procedure* [Methodological Report]. National Bureau of Economic Research. https://web.stanford.edu/~rehall/BusCycle%204-10-03.pdf

C.D. Howe Institute Business Cycle Council. (2020). *C.D. Howe Institute Business Cycle Council Declares Canada Entered Recession in the First Quarter of 2020* [Communique]. C.D. Howe Institute. https://cdhowe.org/publication/canada-entered-recession-first-quarter-2020-cd-howe-institute-business-cycle-council/

C.D. Howe Institute Business Cycle Council. (2023). *So Far, So Good: C.D. Howe Institute Business Cycle Council Declares Recession Avoided in 2022, 2023* [Communique]. C.D. Howe Institute. https://cdhowe.org/publication/so-far-so-good-cd-howe-institute-business-cycle-council-declares-recession/

CEPR-EABCN Euro Area Business Cycle Dating Committee. (2023). *The latest findings of the CEPR-EABCN Euro Area Business Cycle Dating Committee (EABCDC) – June 2023* [Findings Report]. Centre for Economic Policy Research (CEPR). https://cepr.org/data/euro-area-business-cycle-dating-committee

Chauvet, M., & Hamilton, J. D. (2005). Dating business cycle turning points in real time. *International Journal of Forecasting*, *21*(2), 277-295.

Claessens, S., Kose, M. A., & Terrones, M. E. (2012). How do business and financial cycles interact? *Journal of International Economics*, *87*(1), 178-190. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.11.008

Durbin, J., & Koopman, S. J. (2012). *Time Series Analysis by State Space Methods* (2nd ed.). Oxford University Press. https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199641178.001.0001

Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1996). Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment. *Journal of International Economics*, *41*(3-4), 351-366. https://doi.org/10.1016/s0022-1996(96)01441-9

Fulop, G., & Gyomai, G. (2012). *Transición del sistema CLI de la OCDE a un objetivo de ciclo económico basado en el PIB* [{Nota Técnica de la OCDE}]. Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos. http://www.oecd.org/std/leading-indicators/49985449.pdf

Gómez, V. (2001). *The Use of Unobserved Component Models to Estimate Potential Output* (Documento de Trabajo No. 0108). Banco de España. https://repositorio.bde.es/handle/123456789/7714

Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, *57*(2), 357. https://doi.org/10.2307/1912559

Harding, D., & Pagan, A. (2002). Dissecting the cycle: a methodological investigation. *Journal of Monetary Economics*, *49*(2), 365-381. https://doi.org/10.1016/s0304-3932(01)00108-8

Harvey, A. C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9781139173544

International Monetary Fund. (2009). What Is a Recession? *Finance & Development*, *46*(1). https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2009/03/basics.htm

International Monetary Fund. (2012). Recession: When Bad Times Prevail. *Finance & Development*, *49*(1). https://www.imf.org/en/Publications/fandd/issues/Series/Back-to-Basics/Recession

Kim, C.-J., & Nelson, C. R. (1999). *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. MIT Press. https://mitpress.mit.edu/9780262112383/state-space-models-with-regime-switching/

Krolzig, H.-M. (1997). *Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis* (Vol. 454). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-51419-7

Mitchell, W. C. (1923). Business Cycles. En Committee of the President's Conference on Unemployment (Ed.), *Business Cycles and Unemployment* (pp. 7-20). National Bureau of Economic Research; McGraw-Hill. https://www.nber.org/books/comm23-1

Morgan, D. (2022). *Uncertainty and the "R" word: What exactly is a "recession"?* Office for National Statistics (ONS) Blog. https://blog.ons.gov.uk/2022/11/11/uncertainty-and-the-r-word-what-exactly-is-a-recession/

Morley, J. C. (2010). The Two Interpretations of the Beveridge–Nelson Decomposition. *Macroeconomic Dynamics*, *15*(3), 419-439. https://doi.org/10.1017/S1365100510000118

National Bureau of Economic Research. (2020). *US Business Cycle Expansions and Contractions* [Report]. National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/research/business-cycle-dating

Pilacuán Erazo, G., Yaselga Alvarado, E. D., Dávila, C., Bunce, A., & Cevallos, E. (2024). *Indicadores líderes compuestos del ciclo económico para una economía dolarizada: el caso de Ecuador* (Nota Técnica No. 87). Banco Central del Ecuador. https://contenido.bce.fin.ec/documentos/PublicacionesNotas/Catalogo/NotasTecnicas/nota87.pdf

Romer, C. D. (1990). The Great Crash and the Onset of the Great Depression. *The Quarterly Journal of Economics*, *105*(3), 597. https://doi.org/10.2307/2937892

Sichel, D. E. (1994). Inventories and the Three Phases of the Business Cycle. *Journal of Business & Economic Statistics*, *12*(3), 269-277. https://doi.org/10.1080/07350015.1994.10524542

Stock, J. H., & Watson, M. W. (2010). *Introduction to Econometrics* (3rd ed.). Pearson Education.

Yaselga Alvarado, E. D., & Pilacuán Erazo, G. (2024). Revelando el ciclo económico en Ecuador a través de un filtro óptimo en una economía dolarizada. *Cuestiones Económicas*, *34*(2). https://doi.org/10.47150/34.2.2

Zarnowitz, V. (1992). *Business Cycles: Theory, History, Indicators, and Forecasting*. The University of Chicago Press.

From the Census to Satellites: New Tools for Measuring Poverty in Ecuador

Michael Peñafiel*

In this study, an econometric model was developed to quantify the effects of employment and economic activity on parish-level poverty in Ecuador, explaining 63% of its variability. Geospatial data and census sources were used for this purpose, revealing that employment and economic activity have negative effects of 27.5% and 6%, respectively, on poverty. Another important finding was the identification of spatial dependence in poverty rates. In addition, an index was constructed to analyze the degree of urbanization of parishes.

Keywords: poverty, geospatial data, spatial models, econometrics, urbanization, machine learning
JEL Codes: I32, C21, C45, R11, R14, O18
DOI: 10.47550/RCE/36.1.4
Received: 2025-09-02 · **Accepted:** 2026-06-03

*Independent Researcher, Quito, Ecuador. ORCID: 0009-0000-1150-9185. CRediT: data curation, formal analysis, investigation, methodology, resources, software, validation, visualization, writing – original draft, writing – review & editing. Email: michaeljo112@gmail.com.

Copyright © 2026 Peñafiel. Los autores conservan los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License

Del censo a los satélites: nuevas herramientas para medir la pobreza en el Ecuador

Michael Peñafiel

En este estudio se desarrolló un modelo econométrico para cuantificar los efectos del empleo y la actividad económica sobre la pobreza a nivel parroquial en Ecuador, logrando explicar el 63 % de su variabilidad. Para ello, se utilizaron datos geoespaciales y fuentes censales, lo que permitió evidenciar que el empleo y la actividad económica tienen efectos negativos sobre la pobreza, de 27.5 % y 6 %, respectivamente. Otro hallazgo relevante fue la identificación de dependencia espacial en las tasas de pobreza. Adicionalmente, se construyó un índice para analizar el grado de urbanización de las parroquias.

Palabras clave: pobreza, datos geoespaciales, modelos espaciales, econometría, urbanización, aprendizaje automático
Códigos JEL: I32, C21, C45, R11, R14, O18
DOI: 10.47550/RCE/36.1.4
Recibido: 2026-09-02 · **Aceptado:** 2026-06-03

1 Introduction

Poverty remains one of the main social and economic challenges in Latin America. Despite some progress in recent decades, a significant portion of the population still lives under conditions that limit their access to basic services, education, and economic opportunities. According to the Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC) (2024), 25.5% of the population was poor and 9.8% lived in extreme poverty in 2024, reflecting persistent structural inequalities and vulnerabilities aggravated by economic and global crises such as the COVID-19 pandemic.

In the case of Ecuador, these figures reached 21.4% and 8.3%, respectively, in December 2025, according to the National Institute of Statistics and Censuses (INEC) (2025), which provides detailed and updated data on poverty and inequality at different administrative levels. These statistics show that, although Ecuador has made efforts in social protection and poverty reduction, challenges remain, especially in rural areas and among vulnerable groups such as Indigenous populations, women, and children.

Accurate poverty measurement is therefore essential for designing effective and territorially targeted public policies. Yet traditional sources of poverty information, such as household surveys and population censuses, often face important limitations related to cost, frequency, geographic coverage, and timeliness. These constraints become especially relevant for small-area analysis, where policy decisions require detailed territorial information that official statistics do not always provide at the desired spatial scale.

In this context, geospatial data offer a promising complement to traditional statistical systems. They can approximate socioeconomic conditions with greater spatial granularity and, in some cases, higher temporal frequency. Rather than replacing censuses or household surveys, these sources can extend their analytical reach by providing additional signals on territorial development, infrastructure, urbanization, accessibility, and economic activity.

The growing availability of geospatial data has transformed the way poverty can be measured, mapped, and monitored. Over the past two decades, satellite imagery, remote sensing, geographic information systems (GIS), and open geographic data have become increasingly important tools for socioeconomic analysis. These sources make it possible to observe territorial characteristics that are closely related to poverty, such as access to infrastructure, urban expansion, environmental conditions, population concentration, and the intensity of nighttime economic activity.

Geospatial data help address some of the limitations of traditional sources by offering spatially detailed, frequently updated, and relatively low-cost information. In this way, they do not replace traditional statistical sources but rather complement them by providing additional territorial signals that can improve poverty mapping and monitoring.

This paper studies poverty in Ecuador at the parish level by combining census and geospatial data. Poverty is measured through Unsatisfied Basic Needs (NBI, abbreviated from Spanish *Necesidades Básicas Insatisfechas*). In Latin America, the NBI method has been widely used since the 1980s following the recommendations of the ECLAC (2007). This approach differs from other poverty-related indicators—such as extreme poverty or general poverty indices—in that it does not rely on income to infer living standards. While the latter are based on monetary thresholds and thus considered indirect methods, the UBN method is classified as a direct measure, as it evaluates whether specific minimum living conditions are met.

In Ecuador, this type of poverty was 39.8% (6,713,750 people) in 2022 (INEC, 2024). Although this represented a decrease of around 20% compared to 2010, poverty remained

substantially higher in rural areas. In rural areas, NBI poverty stands at 61%. In fact, 42% of Ecuador's provinces report poverty rates of at least 50%.

Considering this background, this study examines the relationship between poverty and nighttime radiance as a proxy for economic activity; variables related to the degree of urbanization, such as road infrastructure and its connectivity, as explored in works such as Donaldson (2018), Aggarwal (2018), and Asher & Novosad (2020); the number of built structures, the number of schools, and the percentage of urban area; environmental factors such as water and vegetation; and demographic variables such as population. To this end, the methodology combines machine learning techniques, econometrics, and spatial analysis.

By integrating official census information with satellite and open geospatial data, this paper shows how new data sources can strengthen poverty measurement in contexts where traditional statistics are costly, infrequent, or spatially limited. The results are particularly relevant for countries such as Ecuador, where strong territorial heterogeneity requires more granular tools for diagnosis, monitoring, and policy intervention.

In this sense, this study makes three main contributions. First, it provides empirical evidence at the parish level, a granular administrative scale that has been largely overlooked in existing research but is crucial for designing territorially targeted poverty reduction strategies. Subnational analysis at this level is especially relevant in countries like Ecuador, where geographic, social, and economic heterogeneity exists even within a single province.

Second, it examines the spatial dependence of poverty. A parish's poverty level depends on unobserved factors from its neighboring parishes. This is important because it calls for the design of policies and strategies conceived spatially and comprehensively for parish clusters.

Finally, it proposes the use of a per capita light consumption index, adjusted for urban--type spaces and constructions, to summarize the degree of urbanity of the parishes. This approach enables the use of publicly accessible and virtually cost-free data to classify urbanity without relying on expensive survey and census data.

Building upon these motivations, it is important to examine the existing evidence on the use of geospatial data and spatial analytical techniques for poverty estimation. The following review highlights the main methodological developments and empirical findings that have shaped this growing research agenda.

2 Literature Review

Early pioneering work by Elvidge et al. (2009) demonstrated the potential of using nighttime lights detected by the Defense Meteorological Satellite Program (DMSP) of the U.S. Air Force as a proxy for economic activity and poverty. By integrating these nighttime lights with spatially disaggregated population data, they produced the first global high-resolution (1 km^2) map of population living in extreme poverty, opening new avenues for spatial poverty assessment that circumvent some of the limitations of traditional survey data.

Building on this foundation, Andreano et al. (2021) leveraged the DMSP-OLS nighttime light dataset, covering a 22-year period (1992-2013), to create detailed subnational poverty maps for 20 Latin American and Caribbean countries. Their work not only provided insights into spatial patterns of poverty over time but also illustrated how remote sensing data could complement and enhance the geographic and temporal coverage of existing poverty statistics.

More recently, advances in machine learning have further expanded the set of analytical tools available for poverty mapping. Jean et al. (2016) employed convolutional neural networks (CNNs) trained on satellite imagery and survey data from five African countries—Nigeria, Tanzania, Uganda, Malawi, and Rwanda—to identify image features predictive of local-level economic outcomes. Notably, their model succeeded in explaining up to 75% of local economic outcomes, using only publicly available data sources. This study highlighted the potential of combining deep learning with geospatial data to generate accurate and scalable poverty estimates, especially in data-scarce contexts.

In addition to these approaches, other researchers have integrated multiple layers of geospatial data to improve the accuracy and coverage of poverty prediction. For instance, Masaki et al. (2020) used data from Sri Lanka and Tanzania to assess the benefits of combining household surveys with geospatial indicators of broad geographic coverage in order to generate non-monetary poverty estimates for small areas. The resulting estimates are highly correlated with non-monetary poverty calculated from the full census in both countries, and the gain in precision is comparable to increasing the sample size by a factor of three in Sri Lanka and five in Tanzania. Their results demonstrate that combining household survey data with geospatial indicators at the sub-regional level can significantly increase the precision of survey-based non-monetary poverty estimates at a comparatively low cost.

Zhao et al. (2019) used a random forest regression model to estimate poverty by combining features extracted from multiple data sources, including night-time light data, Google satellite imagery, land cover maps, road networks, and administrative headquarters location data. The wealth index, obtained from the Demographic and Health Surveys Program, was used as an indicator of the poverty level. The method they proposed increased the accuracy of the estimates. Furthermore, given that the data used are publicly available and have global coverage, the methodology presented in this study is also applicable to other countries or regions to estimate the magnitude of poverty.

Puttanapong et al. (2022) combined data from Thailand on night-time lights, land cover, vegetation index, and land surface temperature, among others, with econometric and machine learning methods, such as generalized least squares, neural networks, random forests, and support vector machine regression. Their results showed that the intensity of night-time lights and other variables approximating population density are strongly associated with the proportion of an area's population living in poverty. Furthermore, they highlighted the potential of using publicly accessible geospatial data and machine learning methods for the timely monitoring of poverty distribution.

Urban poverty mapping has also benefited from technological advances and improvements in analysis techniques. Wang et al. (2023) mapped spatial urban poverty at a small scale through the use of multi-source big data, including social sensing and remote sensing data. The urban core of Zhengzhou was selected as the study area. They utilized a spatial urban poverty index model that captured spatial patterns of typical urban poverty with relatively high accuracy, offering a comprehensive, cost-effective, and efficient method for the refined management of urban poverty spaces and the improvement of the built environment quality.

Other applications are illustrated by works such as those of Li et al. (2023), who constructed a poverty index for the Pearl River Delta using satellite data and housing prices. The authors compared their index with the traditional multidimensional poverty index, based on socioeconomic indicators. They found that both indices identified similar impoverished counties. They concluded that, in areas lacking accurate socioeco-

nomic statistics, their index can be effectively used to achieve a timely and small-scale assessment of poverty.

Taken together, these studies demonstrate that geospatial data, when combined with sophisticated statistical and machine learning techniques, enable a more granular and dynamic understanding of poverty patterns than traditional surveys alone, while also complementing them. Likewise, they underscore the versatility of geospatial approaches in addressing the multifaceted challenges of poverty measurement—whether in remote rural areas or densely populated urban settings—and across various geographic scales.

3 Materials and Methods

3.1 Data

Various data sources were used for this study. Table 1 summarizes each source and the variables extracted.

The year 2022 was chosen as the reference point for the analysis, as it is the most recent year with available poverty data at the desired parish-level disaggregation. Poverty is measured using the Unmet Basic Needs method, as calculated by the INEC. Its methodology (INEC, 2023) considers five key dimensions: i) household economic dependency; ii) school attendance of children; iii) physical characteristics of the dwelling; iv) access to basic services; and v) household overcrowding. This multidimensional approach captures structural deprivations that go beyond monetary income.

The parish boundary polygons in shapefile format were obtained from the Humanitarian Data Exchange (United Nations Office for the Coordination of Humanitarian Affairs, 2024). These vector files define the geographic boundaries of each administrative parish in Ecuador, enabling the integration of spatial information with socioeconomic data.

The *pop* variable was extracted from WorldPop, an international initiative that estimates population distribution using satellite imagery, census data, and probabilistic models. This high-resolution spatial data is essential for subnational-level studies.

The *er* variable represents the percentage of employed persons within the labor force. The data were obtained from the 2022 Population Census conducted by INEC.

The *crts* variable—representing the number of road segments tagged as *highways*—was retrieved using the OpenStreetMap (OSM) API. A query was made for December 31, 2022, to ensure temporal consistency with the other variables. OSM is a valuable data source due to its global coverage, collaborative nature, and continuous updates, although potential mapping biases in rural areas should be taken into account.

The variable *edi* represents the total number of buildings. The count was retrieved using the OpenStreetMap (OSM) API, based on a query conducted on December 31, 2022. This specific date was chosen to ensure temporal alignment with the rest of the dataset. The use of OSM data offers several advantages, including global coverage, open access, and regular updates contributed by a broad community of users. Nevertheless, it is important to acknowledge potential limitations, such as underrepresentation or mapping biases in rural and less densely populated areas.

The variable *edu* represents the number of schools, including primary, secondary, technical schools, and high schools, whilw excluding universities. The data were obtained from the OHsome API (OpenStreetMap History Analytics) by filtering for the last day of the year under analysis.

The variable $m2_auo$ was queried via the Google Earth Engine API using the MODIS Land Cover image collection (MCD12Q1). Subsequently, the occupied urban area (auo, from the Spanish *área urbana ocupada*) was obtained by dividing $m2_auo$ by the total area, in square kilometers, of the corresponding parish. This variable captures the proportion of land that shows signs of consolidated urbanization.

Table 1. Data Sources and Variables Used in the Study

Source(s)	Variable	Description	Data URL
INEC	nbi	Poverty measured through unsatisfied basic needs	https://www.censoecuador.gob.ec/resultados-censo/
	er	Employment rate	
Google Earth Engine	$viirs$	Nighttime radiance (VIIRS)	https://eogdata.mines.edu/nighttime_light/
	$ndvi$	NDVI vegetation index	https://developers.google.com/earth-engine/datasets/catalog/COPERNICUS_S2_HARMONIZED
	$mndwi$	Urban water index (MNDWI)	
WorldPop	pop	Estimated population (by pixel)	https://data.worldpop.org/GIS/Population/Global_2000_2020
OpenStreetMap (via OHSome API)	$crts$	Road count	https://api.ohsome.org/v1/elements/count
	edi	Building count	
	$m2_auo$	Square meters of occupied urban area	https://developers.google.com/earth-engine/datasets/catalog/MODIS_006_MCD12Q1?hl=es-419
	ct, dt	Polygons for component and road density analysis	https://api.ohsome.org/v1/elements/geometry
	ds, cs	Polygons for density and service infrastructure components	
	edu	Educational facility polygons	

The variable $viirs$ represents the observed radiance and was constructed in two stages: first, the daily radiance average was calculated for each parish; then, the annual maximum value was selected. This approach aims to capture the peak level of nocturnal light activity recorded throughout the year, which may serve as a better proxy for the installed electrical infrastructure than alternative statistics (such as the mean or median), particularly in contexts where artificial light use shows seasonal peaks due to festivities, agricultural cycles, or intensified urban activity. In addition, VIIRS sensor data were retrieved using the Google Earth Engine API, applying a parish-level geographic clip from the image collection VIIRS Stray Light Corrected Nighttime Day/Night Band Composites Version 1.

Additionally, two spectral indices derived from remote sensing data were included. The first is the normalized difference vegetation index (NDVI), which assesses vegetation health and density using the red and near-infrared spectral bands. This index is

widely validated for monitoring forest cover, agriculture, and ecosystem changes. The second is the modified normalized difference water index (MNDWI), which uses green and shortwave infrared (SWIR) bands to detect water bodies in urban or vegetated environments. Unlike the original NDWI, MNDWI improves water discrimination by reducing the influence of buildings and dense vegetation, making it especially useful in mixed-use areas such as peri-urban or rural parishes near water systems.

All data—except *nbi* and *pop*—were extracted and computed using APIs.

These variables were extracted and adjusted directly; however, an additional variable was constructed: the light consumption index (*ICL*, from the Spanish *índice de consumo lumínico*). Conceptually, it is defined by the following expression[1]:

$$ICL = \frac{(\frac{viirs[m^2]}{pop})}{(\frac{edi}{m^2_auo})} = \frac{viirs[m^2]}{pop} \cdot \frac{m^2_auo}{edi} \tag{1}$$

Its rationale is threefold: 1) to distribute light per person; 2) to obtain the number of buildings per square meter of occupied urban area; and 3) to weight light per person by the number of buildings per square meter.

In practice, because the number of buildings is considerably small relative to the total amount of urban square meters in the parish where they are located, it is not appropriate to construct an expression for the ICL as written above this paragraph. A similar issue arises when calculating radiance per capita; therefore, the calculation of the index must be modified. In this way, the appropriate formula for the index will be:

$$ICL = \frac{\ln(\frac{viirs[m^2]}{pop})}{\ln(\frac{edi}{m^2_auo})} = \frac{ln(rpc)}{ln(de)} \tag{2}$$

The *rpc* is calculated by dividing the radiance by the population ($viirs/pop$), while *de* is obtained from the quotient of the number of buildings (edi) and the square meters of urbanized-type area (m^2_auo).

Additionally, road networks were analyzed as graphs, and their components and density were studied to understand connectivity and accessibility. The resulting values from these analyses are the transport density (*dt*, from the Spanish *densidad de transporte*) and transport components (*ct*, from *componentes de transporte*). Service polygons were also used to compute network density (*ds*) and network components (*cs*), corresponding to *densidad de servicio* and *componentes de servicio*, respectively.

Analyzing network components helps identify the degree of fragmentation in the road system, where a higher number of disconnected components may indicate reduced accessibility within a given area. Meanwhile, measuring the density of the network reflects how extensively the road infrastructure covers the territory. Furthermore, centrality measures—although not explicitly included here—are also commonly used to capture the relative importance or strategic location of specific nodes or road segments within the network. Together, these graph-based indicators provide a deeper understanding of spatial connectivity, which is essential for assessing potential constraints in transportation and access to services, particularly in remote or underserved regions.

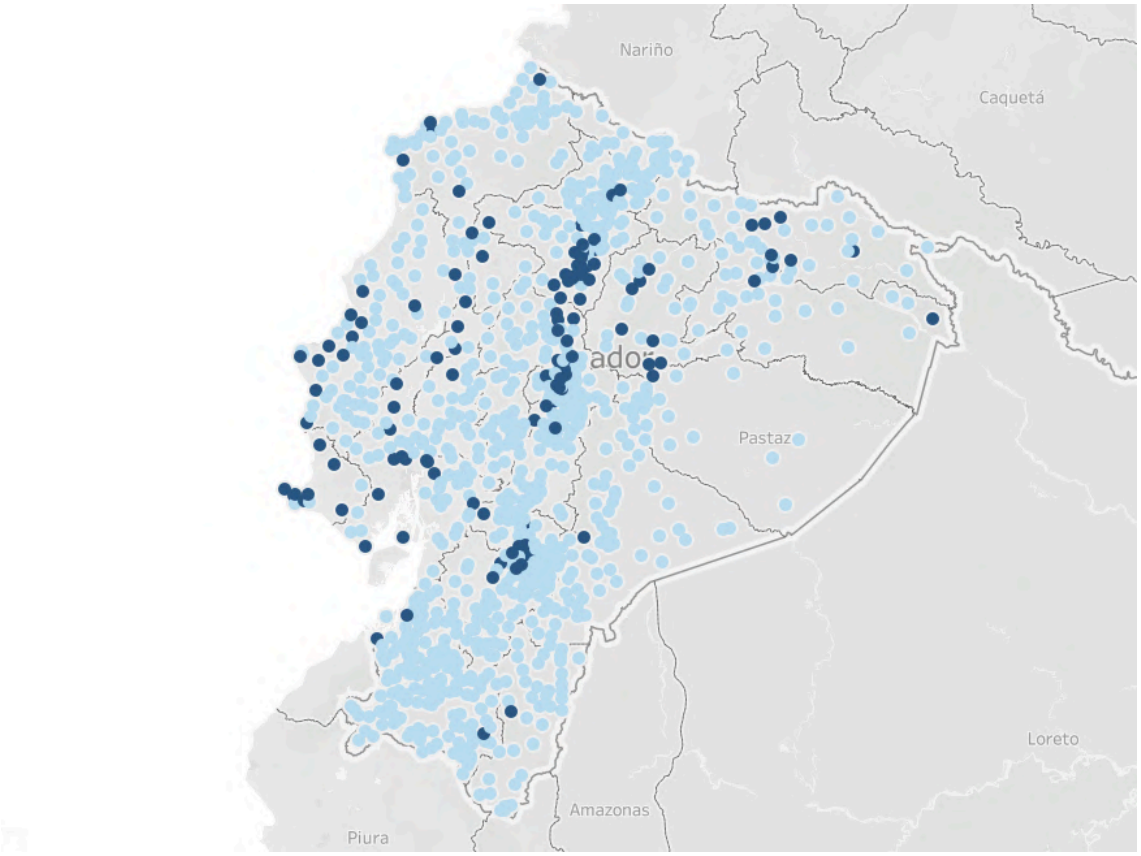
Finally, the resulting data table—after merging all the described sources—consists of 1041 rows, one for each parish in Ecuador, except Montalvo (postal code 160156), for

[1]VIIRS is converted from square centimeters to square meters for comparability with square meters of occupied urban area

which data could not be retrieved from most sources. This is because its details are not captured in standard 500-meter pixel resolutions—or any nearby scale—in the available image collections queried via API. The resulting dataset includes 23 columns, which hold codes, descriptions, and variables. However, the number of rows is reduced when the following data treatment is applied.

Since the study focus reduces the number of parishes analyzed, it is necessary to examine the potential existence of selection bias. Figure 1 below presents a map where each blue point represents one of the 123 parishes included in the study, while the remaining 919 parishes are shown as light blue points.

Figure 1. Spatial Distribution of the Study Sample



Note: Elaborated in Tableau, showing the detail of the 123 selected parishes relative to the national total.

As observed in the map, the parishes are not exclusively concentrated in a single zone, province, or city. However, they are more frequent around the north-central highlands (*sierra*) and the southwestern coast, with a relatively smaller number concentrated in the northeastern Amazon. Nevertheless, the distribution is not exclusive to any single region of the country. Furthermore, it is appropriate to compare the poverty distributions between the total population and the study sample; Figure 2 shows the poverty distribution of the total population, while Figure 3 presents separate distributions for the parishes included and excluded from the study.

Figure 2. NBI Distribution in the Population

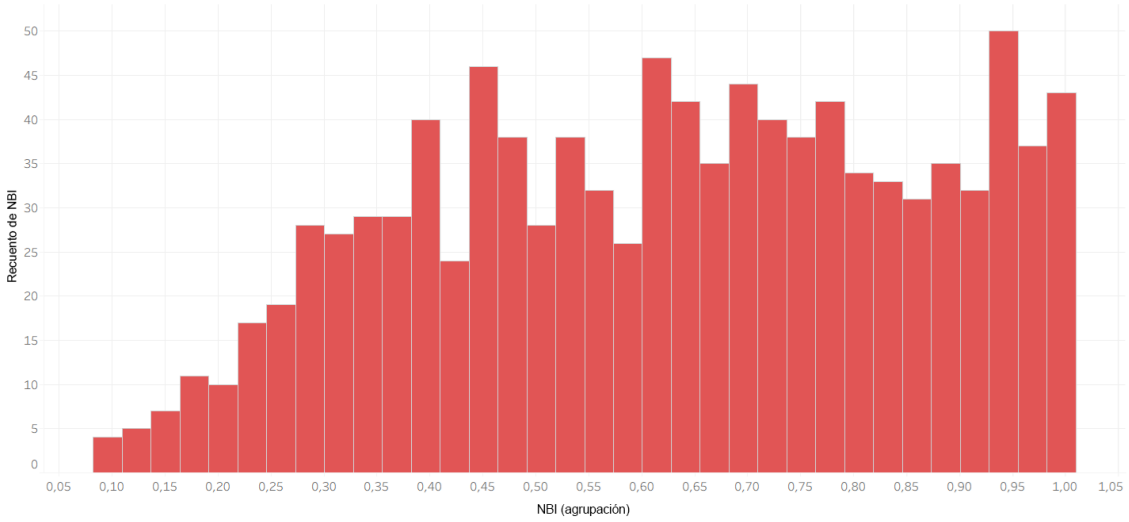
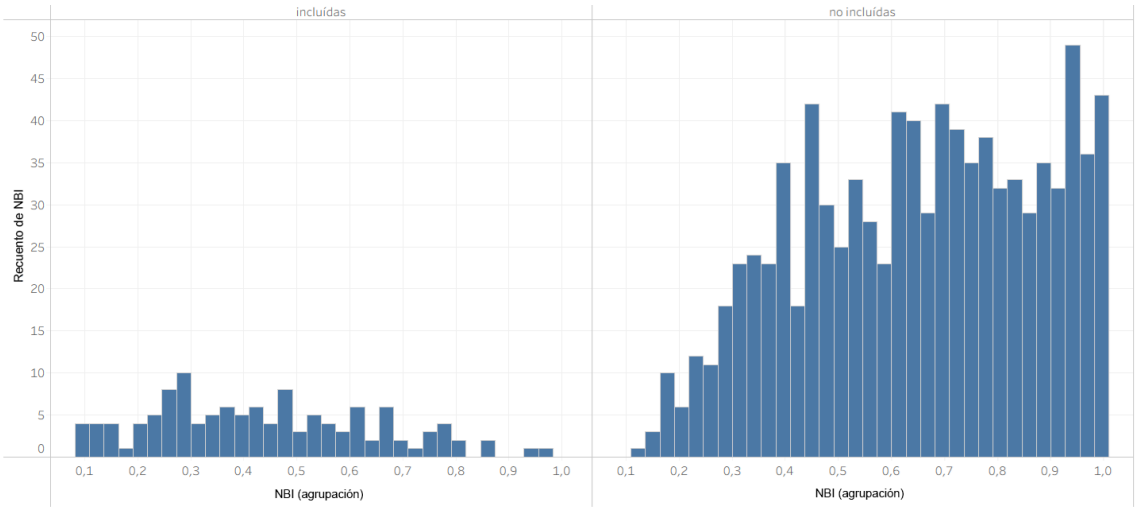


Figure 3. NBI Distribution Separated by Inclusion in the Study



It can be observed that in both the total population and the excluded group, there is a clear left-skewed distribution, revealing a pronounced presence of poverty in the country. In the case of the included parishes, there is a better balance. While this is useful for drawing inferences, it limits the extent to which results from the study sample can be generalized to the entire country. The population variance of the NBI variable is ≈ 0.05 (resulting in a standard deviation of ≈ 0.23), whereas the variance for the study sample is ≈ 0.04 (standard deviation of ≈ 0.2). This indicates that the selected sample maintains a high diversity of poverty values, even though they are relatively lower than those of the total population.

The fact that our sample has a lower mean poverty level than the overall NBI makes sense, as this is where data availability was highest. It is likely that areas with higher poverty suffer from greater infrastructure deficiencies, which limits data collection and labeling. Finally, it is pertinent to compare the concentration of urban variables in our sample to determine if they are well-balanced or overly concentrated. Nevertheless,

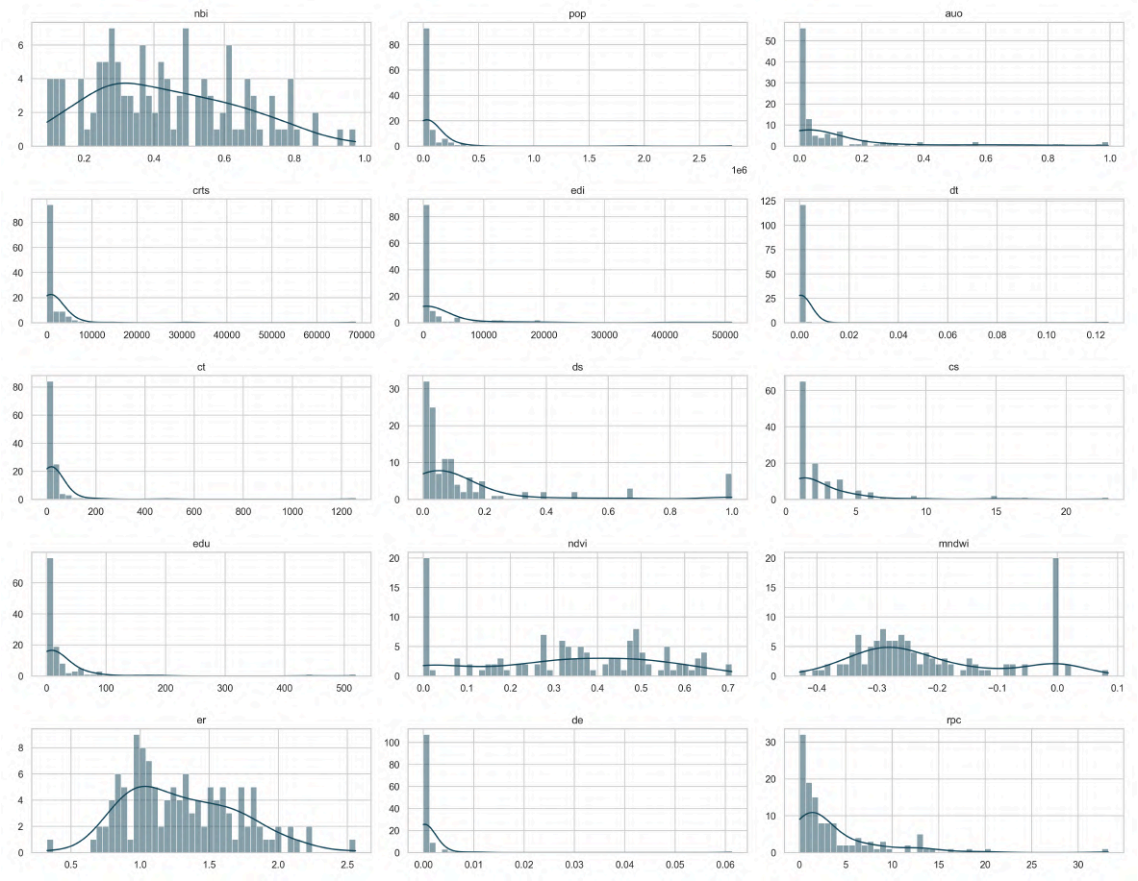
despite their limitations, the data allow for the extraction of important conclusions. In this context, it appears preferable to analyze the available data rather than refrain from analysis altogether.

3.2 Models

3.2.1 Variable Transformation

From the initial set of columns available in the dataset, 15 candidate variables were identified with the potential to explain variations in poverty. To better understand their statistical properties, an exploratory analysis of the variable distributions was conducted using histograms (see Figure 4). This visual inspection revealed a marked disparity in the scales of the variables, as well as the presence of clustering. Such characteristics can negatively affect the performance and interpretability of models, especially those that assume linear relationships, as is the case in this study.

Figure 4. Distributions of the Study Variables

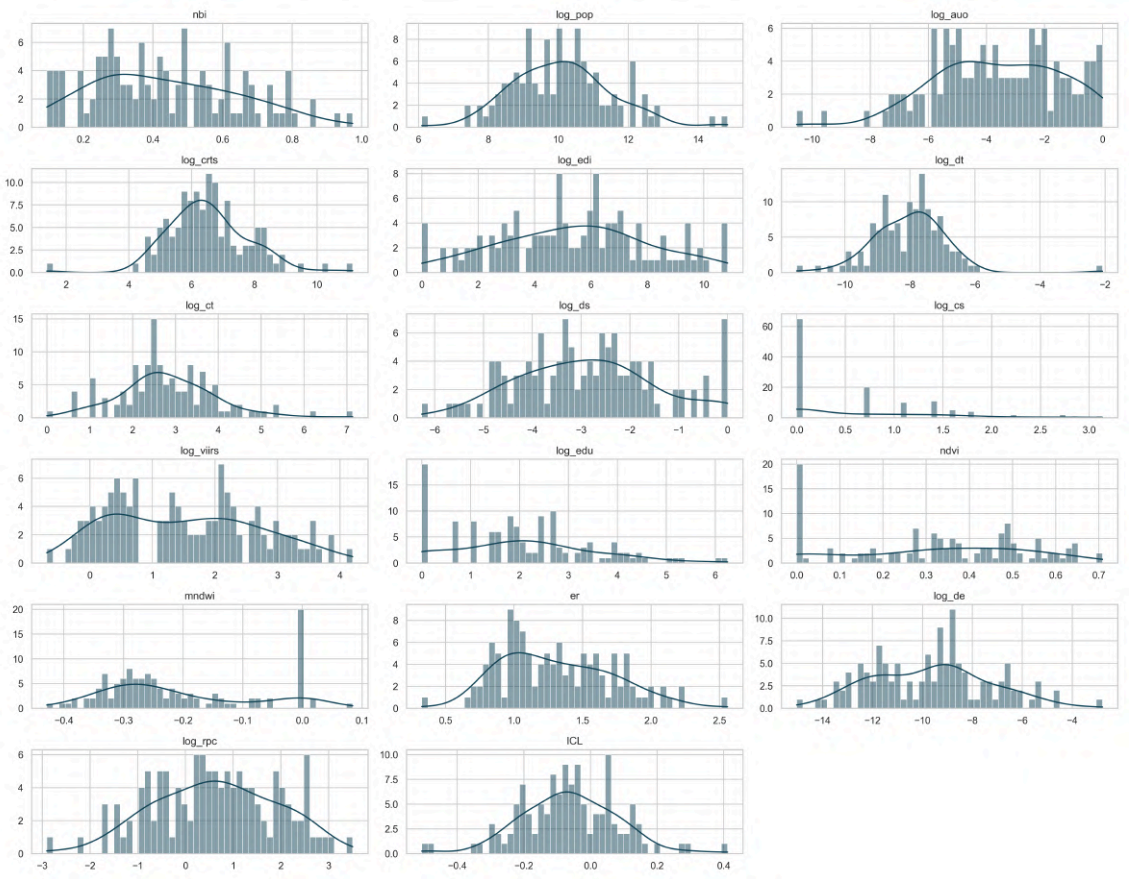


Note: The y-axis shows the frequency of each variable, and the x-axis shows their intervals.

Consequently, natural logarithmic transformations were applied to the variables that required scale adjustment. These transformed variables are denoted by adding the prefix «log_» to the original variable name; for example, *log_pop* refers to $\ln(pop)$. The adjusted distributions are shown below (see Figure 5). Logarithmic transformation is a common technique used to reduce skewness, stabilize variance, and linearize relationships between variables. By compressing the scale of variables with large values

and expanding those concentrated near zero, this transformation tends to produce more symmetric variables that are closer to a normal distribution, thereby enhancing the robustness and interpretability of regression models.

Figure 5. Adjusted Distributions



Note: The x-axis displays the intervals of the NBI variable.

3.2.2 Variable Selection and Specification

Seven variable selection methods were employed to specify regressions where the dependent variable is *nbi*. Each model specification corresponds to the linear combination of variables selected by each method, plus a constant term. Table 2 presents the results of the variable selection process carried out using seven distinct methodologies, each grounded in different statistical or machine learning frameworks.

Table 2. Variable Selection Results

Method	Variables	Model
Backward Selection	er, log_auo, log_crts, log_ct, ICL, $ndvi$, $mndwi$, log_edu, log_de, log_ds, log_pop, log_cs, log_viirs, log_dt	1
Forward Selection	log_pop, log_auo, log_crts, log_ct, log_ds, log_cs, log_viirs, log_edu, $ndvi$, $mndwi$, er, log_de, ICL	2
Lasso and ElasticNetCV Regularization	log_auo, log_crts, log_dt, log_ct, log_ds, log_viirs, log_edu, er	3
Recursive Feature Elimination (RFE)	log_ct, log_viirs, $ndvi$, $mndwi$, er	4
Tree-based Feature Importance	log_pop, log_auo, log_crts, log_dt, log_ct, log_ds, log_cs, log_viirs, log_edu, $ndvi$, $mndwi$, er, log_de, ICL	5
SelectKBest	log_pop, log_auo, log_crts, log_viirs, log_edu, $ndvi$, er	6
Boruta	log_auo, log_viirs, $mndwi$, er	7

The backward selection method starts from the full set of candidate variables and iteratively removes the predictor with the lowest statistical significance at each step. This procedure retained a relatively large set of predictors, including indicators of infrastructure (log_ct, log_crts, log_ds, log_cs, log_de, ICL), economic activity (log_viirs), environmental conditions ($ndvi$, $mndwi$), and demographic and labor variables (log_pop, er).

In contrast, the forward selection method begins with an empty model and progressively incorporates the variables that generate the greatest improvement in model fit. Under this approach, a diverse set of covariates was selected, combining proxies for urbanization and economic activity (log_ct, log_auo, log_de, log_viirs), environmental indicators ($ndvi$, $mndwi$), and labor variables (er).

On the other hand, the Lasso and ElasticNetCV regularization methods introduce penalties on the model coefficients in order to reduce complexity and address multicollinearity. This approach selected a smaller subset of variables than the previous two methods, highlighting measures of urban infrastructure (log_ct, log_crts, log_ds, log_dt), economic activity (log_viirs), and employment (er).

For both Lasso and ElasticNetCV, a five-fold cross-validation scheme was employed. In the case of ElasticNetCV, a predefined grid of $l1_ratio$ values $[0.1, 0.5, 0.7, 0.9, 0.95, 0.99, 1]$ was considered. In both models, the regularization parameter was selected automatically via cross-validation, and variables with non-zero coefficients were retained for subsequent analysis.

The RFE method selects variables by recursively removing those with the lowest relative importance according to model performance. This procedure identified five key predictors: log_ct, log_viirs, $ndvi$, $mndwi$, and er, capturing dimensions of urbanization, economic activity, environmental conditions, and employment. The underlying algorithm was based on an ordinary least squares linear regression framework targeting

a fixed subset of five optimal features. Variables were iteratively eliminated based on the statistical magnitude and significance of their estimated coefficients.

The tree-based feature importance approach uses decision tree ensembles to evaluate the relative contribution of each variable to the model's overall explanatory power. The results highlight the importance of variables associated with urbanization and infrastructure (log_ct, log_crts, log_dt, log_ds, log_cs, ICL), economic activity (log_viirs), educational services (log_edu), environmental indicators ($ndvi$, $mndwi$), and labor and institutional conditions (log_de). A random forest regression architecture was implemented, where variables were ranked according to their mean decrease in impurity, prioritizing those that maximize the reduction of residual variance across the estimated trees.

The SelectKBest method evaluates each variable independently using univariate statistical tests and selects those with the highest explanatory power, given a fixed number of predictors. Configured to retain the seven most relevant variables, this method selected indicators of economic activity (log_viirs), urbanization (log_auo, log_crts), environmental conditions ($ndvi$), educational services (log_edu), and employment (er). The selection utilized univariate linear regression tests, prioritizing variables that exhibited the highest F-scores and lowest p-values.

Finally, the Boruta algorithm is a robust ensemble-based method that identifies relevant variables by comparing their structural importance against randomized reference attributes. This approach selected a reduced set of predictors—log_auo, log_viirs, $mndwi$, and er—representing metrics of urbanization level, economic activity, environmental conditions, and employment. The selection mechanism relied on an iterative random forest procedure, statistically testing variable importance against permuted shadow features to ensure that only significantly relevant predictors were retained in the final specification.

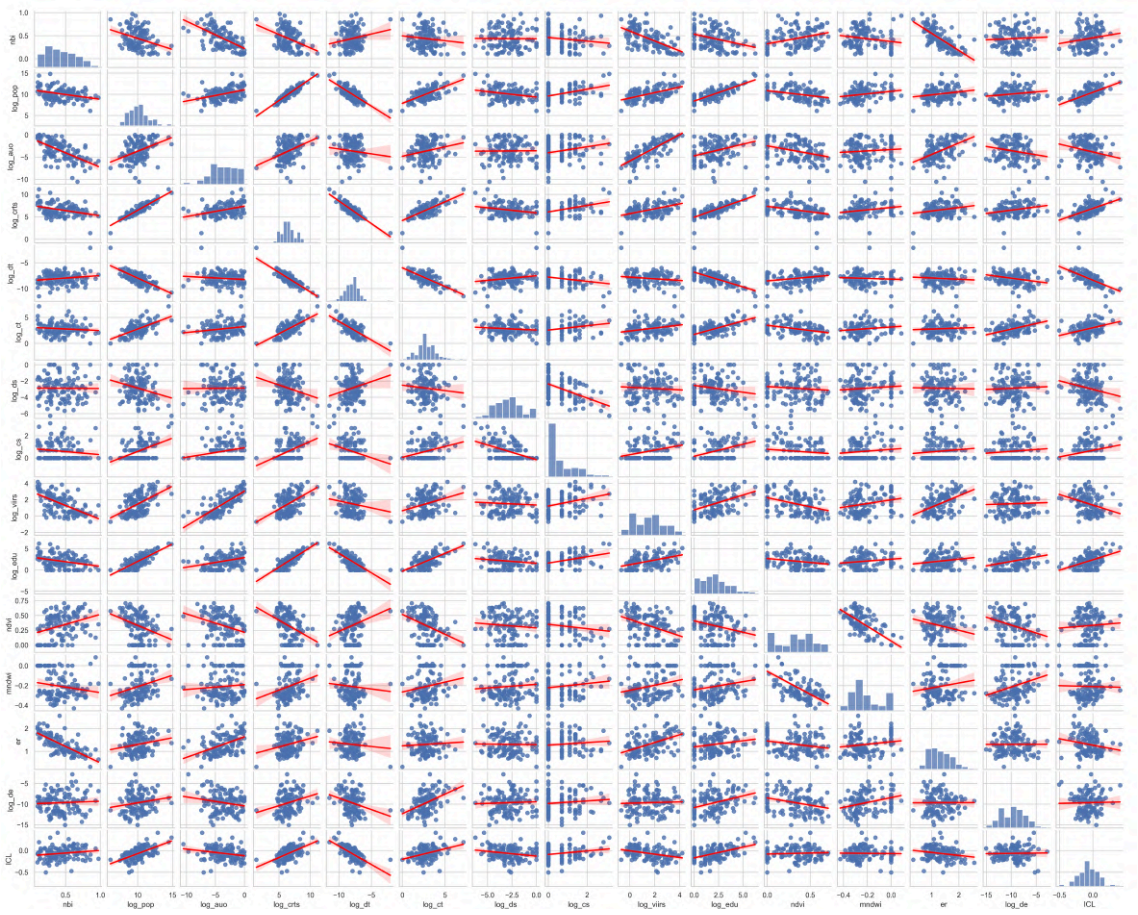
3.3 Assumption Testing

For the specified regression models,, it is essential to verify that the classical assumptions underlying linear regression are adequately met to ensure the validity of statistical inferences, unbiasedness of estimators, and the overall reliability of the models. The following standard assumptions were systematically tested:

1. linearity;
2. independence of errors;
3. homoscedasticity;
4. normality of residuals; and
5. no multicollinearity among independent variables.

Linearity was assessed graphically, as shown in Figure 6. Since logarithmic transformations were applied, the relationships that remain to be verified are those of the variables not log-transformed. These, in fact, exhibit linear relationships.

Figure 6. Relationships and Linearity



The remaining classical assumptions were evaluated using formal statistical tests selected for their wide acceptance and diagnostic capacity in regression analysis. Table 3 specifies the statistical test employed for each assumption and the threshold used to conduct the corresponding hypothesis test.

Table 3. Classical Regression Assumptions, Statistical Tests, and Recommended Thresholds

Assumption	**Statistical Test**	**Recommended Threshold**
Independence of errors	Durbin-Watson (DW)	Between 1.5 and 2.5*
Homoscedasticity	Breusch-Pagan (BP)	p-value $>$ 0.05
Normality of residuals	Jarque-Bera (JB)	p-value $>$ 0.05
No multicollinearity	Variance inflation factor (VIF)	VIF $<$ 10 (ideally $<$ 5)

Note: (*) In fact, the goal is for the value to be close to 2 in the ideal scenario, which indicates that the residuals are independent and that there are no correlation patterns among them. However, in practice, this interval is used.

Following the implementation of these diagnostic tests, the results revealed that the models do not fully satisfy all classical assumptions. Table 4 provides a concise summary of the specific assumption violations or concerns detected for each model. Additionally,

this table reports the results of the overall model significance tests through the F-test, including both the p-value and the F-statistic. These metrics help evaluate whether the explanatory variables jointly contribute significantly to explaining the variance of the dependent variable and thus assess the overall explanatory power and adequacy of each specified model.

Table 4. Assumption Evaluation and Metrics by Model

Model	DW	BP	JB p	Max VIF	F-stat	F p-val
1	1.75 ✅	0.482 ✅	0.728 ✅	667.21 ❌	16.61 ✅	0.000 ✅
2	1.74 ✅	0.663 ✅	0.714 ✅	432.49 ❌	18.05 ✅	0.000 ✅
3	1.74 ✅	0.663 ✅	0.714 ✅	432.49 ✅	18.05 ✅	0.000 ✅
4	1.62 ✅	0.527 ✅	0.856 ✅	9.17 ❌	41.17 ✅	0.0000 ✅
5	1.75 ✅	0.482 ✅	0.728 ✅	667.21 ❌	16.61 ✅	0.000 ✅
6	1.65 ✅	0.217 ✅	0.660 ✅	319.87 ❌	31.28 ✅	0.000 ✅
7	1.63 ✅	0.280 ✅	0.638 ✅	10.06 ✅	52.77 ✅	0.000 ✅

Validation criteria: $1.5 \leq DW \leq 2.5$, $BP > 0.05$, $JB > 0.05$, Max VIF < 10, high F-statistic, and F p-val < 0.01.

Although all models pass the normality and homoskedasticity tests, there is a critical issue of severe multicollinearity in models 1, 2, 3, 5, and 6 (VIF > 300). This makes their coefficients unstable and unreliable. Models 4 and 7 substantially mitigate this problem, reducing the VIF to much more manageable levels (≈ 9–10) and improving overall model fit (F-statistic).

The model exhibits a satisfactory overall fit, as can be seen in the results reported in Table 5, with a coefficient of determination (R^2) of 0.638, indicating that the independent variables explain 63.8% of the variability in NBI. The overall significance of the model was confirmed by the F-statistic ($F = 47.37$, $p < 0.001$).

Table 5. OLS Regression Results for NBI

Model summary							
Dep. Variable:	nbi	R-squared:	0.638				
Model:	OLS	Adj. R-squared:	0.622				
Method:	Least Squares	F-statistic:	47.37				
Date:	Mon, 02 Feb 2026	Prob (F-statistic):	1.48e-26				
Time:	12:23:49	Log-Likelihood:	81.591				
No. Observations:	123	AIC:	−151.2				
Df Residuals:	117	BIC:	−134.3				
Df Model:	5						
Covariance Type:	HC1						
Coefficient estimates							
const	0.8324	std err	0.072	11.583	0.000	0.692	0.973
log_ct	0.0123	std err	0.010	1.238	0.216	−0.007	0.032
log_viirs	−0.0523	std err	0.014	−3.798	0.000	−0.079	−0.025
ndvi	0.2252	std err	0.091	2.465	0.014	0.046	0.404
mndwi	0.2267	std err	0.153	1.478	0.140	−0.074	0.527
er	−0.2884	std err	0.043	−6.650	0.000	−0.373	−0.203
Diagnostic statistics							
Omnibus:	18.961	Durbin-Watson:	1.622				
Prob(Omnibus):	0.000	Jarque-Bera (JB):	24.194				
Skew:	0.856	Prob(JB):	5.58e-06				
Kurtosis:	4.338	Cond. No.:	53.9				

Note: Standard errors are by default heteroscedasticity-robust (HC1).

Regarding the individual coefficients, logarithmic nighttime light intensity (log_viirs) shows a negative and statistically significant relationship at the 1% level ($p < 0.001$), suggesting that areas with higher luminous activity tend to exhibit lower levels of NBI. Similarly, the variable er presents a negative and highly significant coefficient ($\beta = -0.288$, $p < 0.001$). In contrast, the vegetation index ($ndvi$) displays a positive and statistically significant association at the 5% level ($\beta = 0.225$, $p = 0.014$).

It is worth noting that the control variables log_ct and $mndwi$ are not statistically significant ($p > 0.05$); therefore, there is insufficient evidence to conclude that they influence the dependent variable in this specification.

3.4 Spatial Autocorrelation and Spatial Error Model

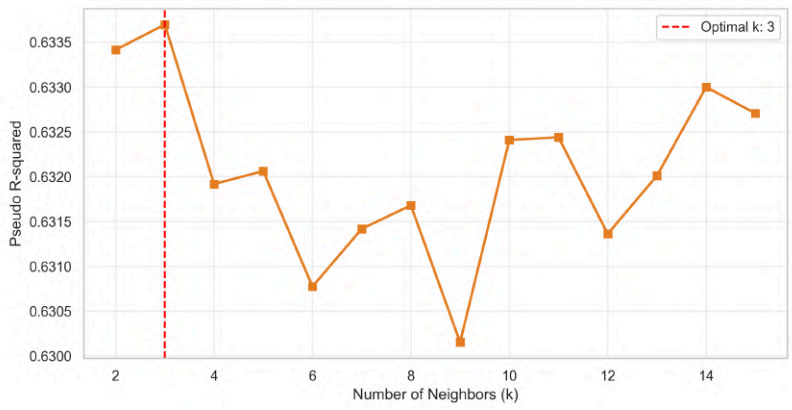
Given the spatial nature of the data, in which the units of observation correspond to geographically defined parishes, spatial autocorrelation may be present. To formally test for its existence, a spatial autocorrelation test based on Moran's I index was applied. Moran's I is a widely used statistical measure to identify patterns of spatial dependence. This index generally takes values between -1 and 1: values close to zero indicate the absence of spatial autocorrelation, positive values reflect the presence of spatial clustering of similar values, and negative values suggest spatial dispersion patterns.

The estimated value of Moran's I was 0.217, accompanied by a highly significant p--value ($p = 0.018$), implying that the observed pattern is not random and that there is a 98.2% level of confidence. This result provides evidence of positive spatial autocorrelation of weak-to-moderate magnitude, indicating that geographically proximate parishes tend to exhibit residuals with similar values more frequently than would be expected under a random process. Consequently, the classical assumption of error independence is violated due to the presence of underlying spatial patterns, and ignoring this dependence may compromise both the validity of statistical inference and the precision of the estimators.

In light of this evidence, a spatial error model (SEM) was estimated. This model extends the classical linear regression framework by explicitly incorporating the spatial structure into the error term. This approach allows for capturing and correcting unobserved spatial dependence in the residuals, thereby improving model specification and the robustness of the resulting conclusions.

The SEM requires a spatial weights matrix, which reflects the geographical neighborhood structure by assigning weights to nearby observations that may influence one another. By incorporating this matrix into the SEM formulation, the model explicitly accounts for how spatial autocorrelation affects the error term, allowing for a better model fit. The matrix was constructed using a k-nearest neighbors approach. The optimal number of neighbors was determined by iterating through a range of k values ($k \in [2, 15]$) and selecting the one that maximized the pseudo R-squared of the GM error model. The optimal result corresponded to three nearest neighbors. The outcome of this exercise is illustrated in Figure 7.

Figure 7. Optimal Number of Neighbors for the Spatial Weights Matrix



Therefore, the SEM was specified using a 3-nearest-neighbors spatial weights matrix:

$$nbi = \beta_0 + \beta_1 \cdot log_viirs + \beta_2 \cdot ndvi + \beta_3 \cdot mndwi + \beta_4 \cdot er + \epsilon,$$

where $\epsilon = \lambda W\epsilon + u$. W is the spatial weights matrix and λ is the spatial autoregressive parameter in the error term.

The estimation was conducted using the generalized method of moments (GM) with spatially weighted least squares to correct for spatial autocorrelation and the heteroskedasticity inherent in the geographic NBI data. Unlike maximum likelihood methods, the GM approach provides greater robustness by not requiring the assumption of normally distributed errors, allowing for consistent and efficient estimation of the spatial interaction parameter (λ) and the coefficients of the explanatory variables.

4 Results and Limitations

The results of the model, presented in Tabla 6, indicate a satisfactory overall fit, with a pseudo R^2 of 0.6337, suggesting that the model explains 63.3% of the variability in the NBI variable.

Table 6. Generalized Method of Moments SEM Estimates

Panel A: Parameter Estimates				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	p-value
Constant	0.85320	0.06467	13.19368	0.00000
log_ct	0.00884	0.01094	0.80839	0.41887
log_viirs	−0.06450	0.01263	−5.10654	0.00000
ndvi	0.16276	0.11078	1.46918	0.14178
mndwi	0.18908	0.16114	1.17339	0.24064
er	−0.27559	0.03644	−7.56242	0.00000
λ	0.31242			
Panel B: Model Diagnostics				
Observations	123			
Dependent variable	NBI			
Mean dependent var.	0.4366			
Std. dependent var.	0.2079			
Pseudo R^2	0.6337			
Degrees of freedom	117			

4.1 Analysis of Statistically Significant Predictors

- **Elasticity of economic activity** (log_viirs): The coefficient associated with radiance ($\beta = -0.06450$; $p < 0.001$), a proxy for economic activity, demonstrates a negative and highly significant impact on NBI. Under this log-linear specification, the result suggests that increases in radiance are associated with a modest reduction in poverty.

- **Impact of the variable** er: The variable er is identified as the determinant with the largest relative magnitude ($\beta = -0.27559$; $z = -7.56$). The strength of its z-statistic allows us to infer that for each additional unit in er, poverty is reduced by approximately 0.27 units, holding all other variables constant. This coefficient represents the core of the model's predictive capacity.
- **Spatial interaction parameter (**λ): The estimation yielded a value of $\lambda = 0.31242$. The positive magnitude of this parameter confirms the existence of diffusion processes and territorial dependence. Poverty in a parish is not independent of its surroundings; rather, there is a contiguity effect: neighboring parishes tend to share poverty patterns that are not explained by the included variables. This finding justifies the use of a SEM, which corrects for residual autocorrelation and prevents biased estimates. Furthermore, it confirms that poverty is not randomly distributed; there is spatial dependence in the errors. This indicates that unobserved factors that increase poverty in one parish are likely to affect neighboring parishes as well.

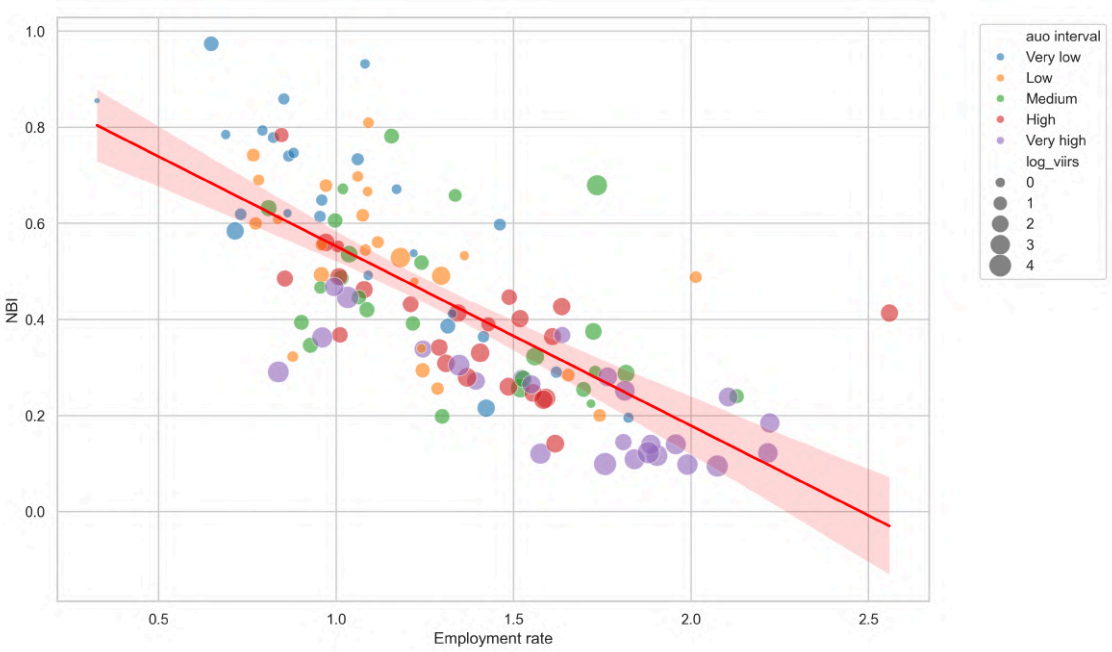
4.2 Non-Significant Variables

Environmental factors ($ndvi$ and $mndwi$) did not show a statistically significant association ($p > 0.05$), suggesting that at this scale and neighborhood configuration, biophysical conditions do not directly explain variations in poverty. This implies that environmental variability alone does not constitute a determinant of structural poverty once economic development factors and spatial structure are controlled for. Likewise, the variable log_ct ($p = 0.4188$) does not provide sufficient statistical evidence to reject the null hypothesis of no effect on NBI, indicating that road infrastructure alone is not associated with poverty reduction.

4.3 Discussion

Parishes with higher employment rates tend to be the most urbanized, as can be seen in the Figure 8 below. The color of the spheres corresponds to the interval classifying the percentage of urban land (auo) in the parishes; additionally, the size of the spheres represents the logarithm of radiance. This pattern summarizes the results but raises further questions: for example, to what extent is the level of urbanization related to employment, economic activity, and poverty?

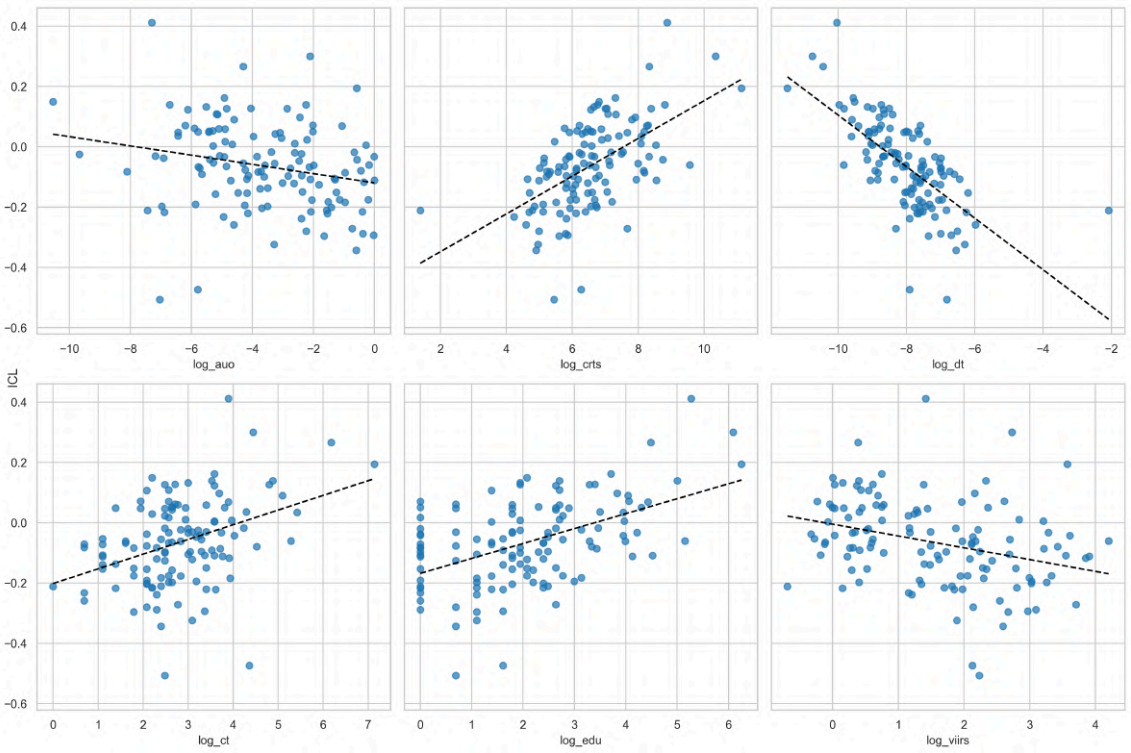
Figure 8. Combined Effects on NBI



4.3.1 The ICL as a Summary of Urbanization

When comparing the ICL with the logarithms of the variables *auo* and *log_crts*, their relationships remain consistent. A higher percentage of urban land is inversely related to per capita luminous consumption adjusted for urban areas and buildings (see Figure 9).

Figure 9. Relation Between ICL and Urban Variables



On the other hand, if we focus on the variables *log_ct* and *log_dt*, this consistency is preserved. The observed relationship between the consumption index and the structure of the road network suggests a dynamic of systemic efficiency rather than mere infrastructure availability.

- **Road network density (*dt*) and consumption**: The negative correlation observed between the logarithm of road density (*log_dt*) and the consumption index suggests that per capita consumption efficiency is optimized in denser network structures. From graph theory, higher density implies a reduction in the «average path» between nodes, which could suggest lower transaction and transportation costs, allowing for more efficient per capita electricity consumption.
- **Network components (*ct*)**: The interpretation of components can follow the following criteria:

  1. **One component:** The entire road network is connected. One can travel from any point to another. Ideal.
  2. **Few components:** There are some isolated areas (e.g., islands, rural roads). This may be normal.
  3. **Many components:** The network is highly fragmented. There are many roads or sectors without connection to the rest. This may indicate problems with connectivity or data quality.

  In this regard, the variable *ct*, which represents the constituent elements of the road graph (nodes, edges, and their connectivity), shows a positive relationship with consumption. This may indicate the effect of network complexity: as the road graph

acquires more components and higher connectivity (transitioning from dendritic structures to meshes), economies of scale arise that drive consumption. However, in the spatial regression model, this variable did not reach statistical significance ($p = 0.418$), indicating that, although there is a visual correlation, the effect is absorbed by other stronger variables such as nighttime luminosity or spatial density.

Moreover, when comparing the index with the logarithms of the number of school institutions (edu) and radiance, we obtain direct and inverse relationships, respectively. It would be interesting to investigate why a greater presence of schools is associated with a higher ICL.

The previous comparative analysis of relationships invites considering the index as an indirect measure of urbanization.

4.3.2 Study Limitations

This study presents important limitations. First, data coverage was not complete. As noted, data could be used for only 123 out of 1042 parishes (11.80%). In addition, some variables—such as the number of educational establishments, buildings, and service networks—were drawn from collaborative OpenStreetMap databases, where quality depends on voluntary user tagging.

Lastly, the static analysis for the year 2022 does not allow for establishing causal relationships or temporal dynamics. Future research could incorporate multi-year panel data or analyze specific shocks such as the COVID-19 pandemic.

4.3.3 Policy Implications

The results suggest considering short-term interventions focused on employment and production, since infrastructure improvement policies alone, without accompanying labor and productivity enhancements, appear to have no lasting effects. Nevertheless, policies aimed at improving infrastructure can promote productivity and growth. An integrated territorial development policy that combines increases and improvements in road connectivity, basic services, and energy efficiency could generate multiplier effects on well-being.

Furthermore, the use of satellite data and open sources allows for the construction of low-cost, wide-coverage territorial monitoring and alert systems. Local and national authorities could leverage this approach to identify critical areas without having to wait for the results of traditional surveys.

5 Conclusions and Discussion

The proposed model explains approximately 63% of the variability in the parish-level poverty rate measured by unmet basic needs. Radiance and employment have reducing effects on poverty, being mild (6%) and substantial (27.5%), respectively.

Additionally, evidence of diffusion processes and territorial dependence of poverty was found. Poverty in a parish is not independent of its surroundings; rather, it tends to share patterns with neighboring parishes that are not explained by the variables included in the model.

Environmental factors did not show a statistically significant association ($p > 0.05$), suggesting that, at the parish level and with corrections for spatial dependence, biophysical conditions do not directly explain variations in poverty. This implies that environmental variability alone does not constitute a determinant of structural poverty

once economic development factors and spatial structure are controlled for. Similarly, road infrastructure ($p = 0.4188$ for the logarithm of road network components, which indicates the degree of connectivity among parishes) does not provide sufficient statistical evidence to reject the null hypothesis of no effect on poverty, indicating that road infrastructure alone is not associated with poverty reduction.

Finally, as part of the analysis, a Light Consumption Index (abbreviated as ICL) was constructed, which proves useful for describing the degree of urbanization, as it at least shows coherence with variables accounting for infrastructure and urban expansion.

Acknowledgements

To Alexis Muela, who reviewed the manuscript on multiple occasions, offered relevant insights, and contributed to its translation.

Code availability

The code used for both data extraction and modeling can be reviewed, reproduced, and verified in the GitHub repository Michaeljo112.

References

Aggarwal, S. (2018). Do rural roads create pathways out of poverty? Evidence from India. *Journal of Development Economics*, *133*, 375-395. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2018.01.004

Andreano, M. S., Benedetti, R., Piersimoni, F., & Savio, G. (2021). Mapping Poverty of Latin American and Caribbean Countries from Heaven Through Night-Light Satellite Images. *Social Indicators Research*, *156*, 533-562. https://doi.org/10.1007/s11205--020-02267-1

Asher, S., & Novosad, P. (2020). Rural Roads and Local Economic Development. *American Economic Review*, *110*(3), 797-823. https://doi.org/10.1257/aer.20180268

Donaldson, D. (2018). Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure. *American Economic Review*, *108*(4-5), 899-934. https://doi.org/10.1257/aer.20101199

Economic Commission for Latin America and the Caribbean. (2007). *La medida de necesidades básicas insatisfechas (NBI) como instrumento de medición de la pobreza y focalización de programas* (Estudios y Perspectivas - Oficina de la CEPAL en Bogotá LC/L.2840-P). Comisión Económica para América Latina y el Caribe. https://www.cepal.org/es/publicaciones/3544-la-medida-necesidades--basicas-insatisfechas-nbi-instrumento-medicion-la-pobreza

Economic Commission for Latin America and the Caribbean. (2024). *América Latina y el Caribe: perfil regional social-demográfico*. https://statistics.cepal.org/portal/cepalstat/perfil-regional.html?theme=1&lang=es

Elvidge, C. D., Sutton, P. C., Ghosh, T., Tuttle, B. T., Baugh, K. E., Bhaduri, B., & Bright, E. (2009). A global poverty map derived from satellite data. *Computers & Geosciences*, *35*(8), 1652-1660. https://doi.org/10.1016/j.cageo.2009.01.009

Jean, N., Burke, M., Xie, M., Davis, W. M. A., Lobell, D. B., & Ermon, S. (2016). Combining satellite imagery and machine learning to predict poverty. *Science*, *353*(6301), 790-794. https://doi.org/10.1126/science.aaf7894

Li, M., Lin, J., Ji, Z., Chen, K., & Liu, J. (2023). Evaluación de la pobreza a escala de cuadrícula mediante la integración de luz nocturna de alta resolución y big data espacial: un estudio de caso en el delta del río Pearl. *Remote Sensing*, *15*(18), 4618. https://doi.org/10.3390/rs15184618

Masaki, T., Newhouse, D., Silwal, A. R., Bedada, A., & Engstrom, R. (2020). *Small Area Estimation of Non-Monetary Poverty with Geospatial Data* (Policy Research Working Paper No. 9383). World Bank. https://openknowledge.worldbank.org/server/api/core/bitstreams/9d4473f3-104f-5fa4-8758-0e5035dad36e/content

National Institute of Statistics and Censuses. (2023). *Ficha Metodológica de Indicador: Porcentaje de personas u hogares en Pobreza por Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI)* [Ficha Metodológica]. National Institute of Statistics; Censuses. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/

National Institute of Statistics and Censuses. (2024). *Pobreza por necesidades básicas insatisfechas (NBI): resultados Censo Ecuador* [Informe de Resultados]. INEC. https://www.censoecuador.gob.ec/wp-content/uploads/2024/12/Pobreza_NBI_Resultados_Dic2024.pdf

National Institute of Statistics and Censuses. (2025). *Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU): Indicadores de pobreza y desigualdad, diciembre 2025* [Boletín Técnico]. INEC. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/POBREZA/2025/Diciembre/202512_PobrezayDesigualdad.pdf

Puttanapong, N., Martinez, A., Jr., Bulan, J. A. N., Addawe, M., Durante, R. L., & Martillan, M. (2022). Predicting Poverty Using Geospatial Data in Thailand. *ISPRS International Journal of Geo-Information*, *11*(5), 293. https://doi.org/10.3390/ijgi11050293

United Nations Office for the Coordination of Humanitarian Affairs. (2024). *Ecuador - Subnational Administrative Boundaries*. The Humanitarian Data Exchange (HDX). https://data.humdata.org/dataset/cod-ab-ecu

Wang, K., Zhang, L., Cai, M., Liu, L., Wu, H., & Peng, Z. (2023). Measuring Urban Poverty Spatial by Remote Sensing and Social Sensing Data: A Fine-Scale Empirical Study from Zhengzhou. *Remote Sensing*, *15*(2), 381. https://doi.org/10.3390/rs15020381

Zhao, X., Yu, B., Liu, Y., Chen, Z., Li, Q., Wang, C., & Wu, J. (2019). Estimation of Poverty Using Random Forest Regression with Multi-Source Data: A Case Study in Bangladesh. *Remote Sensing*, *11*(4), 375. https://doi.org/10.3390/rs11040375

The Spatial Dimension of Poverty Based on Unsatisfied Basic Needs in Ecuador: A Spatial Panel Approach from 2001 to 2022

Andrés Sebastián Salazar-Zari[*], Alex Fernando Sánchez-Guamán[†], Diego Danny Ontaneda-Jiménez[‡] and Luis Rodrigo-Mendieta[§]

This paper examines the spatial and temporal dynamics of poverty in Ecuador at the cantonal level over the period 2001-2022. It combines the traditional unsatisfied basic needs (UBN) approach with the CAPECO index to address limitations in the measurement of household economic capacity. The analysis proceeds in four stages: multidimensional poverty measurement, distributional dynamics, exploratory spatial data analysis, and spatial panel econometric modeling. The results reveal a substantial but uneven decline in poverty, with improvements concentrated in housing conditions and school attendance, while access to basic services and economic capacity remain persistent constraints. Spatial analysis uncovers increasing clustering of poverty, with high-high clusters consolidating along the central and northern Coast and low--low clusters in the central-northern Sierra. Distributional dynamics further indicate limited mobility and the presence of territorial poverty traps. Econometric evidence from a Spatial Durbin Model highlights human capital as the most robust driver of poverty reduction, both locally and through spillover effects, whereas unemployment and primary-sector dependence significantly contribute to the persistence and spatial propagation of such poverty. Overall, the findings suggest that poverty in Ecuador is a territorially interdependent phenomenon that requires coordinated regional policies that transcend administrative boundaries.

Keywords: poverty, unsatisfied basic needs, CAPECO index, spatial analysis, regional disparities
JEL Codes: I32, R11, R12
DOI: 10.47550/RCE/36.1.5 · **Received:** 2025-11-06 · **Accepted:** 2026-06-03

[*]University of Cuenca, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Cuenca, Ecuador. ORCID: 0009-0007-0120-7168. CRediT: software, data curation, investigation, formal analysis. Email: andres.salazarz@ucuenca.edu.ec.

[†]University of Cuenca, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Cuenca, Ecuador. ORCID: 0009-0007-3404-0480. CRediT: visualization, data curation, investigation, writing – original draft. Email: alex.sanchez@ucuenca.edu.ec.

[‡]University of Cuenca, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Cuenca, Ecuador; Catholic University of Cuenca, Faculty of Economic and Business Sciences, Cuenca, Ecuador. ORCID: 0000-0003-2601-2782. CRediT: conceptualization, formal analysis, methodology, investigation, writing – original draft. Email: diego.ontanedaj@ucuenca.edu.ec.

[§]University of Cuenca, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Cuenca, Ecuador. ORCID: 0000-0001-8040-9305. CRediT: supervision, validation, conceptualization. Email: rodrigo.mendieta@ucuenca.edu.ec.

Copyright © 2026 Salazar-Zari, Sánchez-Guamán, Ontaneda-Jiménez y Rodrigo-Mendieta. Los autores conservan los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License

La dimensión espacial de la pobreza por necesidades básicas insatisfechas en Ecuador: un enfoque de panel espacial entre 2001 y 2022

Andrés Sebastián Salazar-Zari, Alex Fernando Sánchez-Guamán, Diego Danny Ontaneda-Jiménez y Luis Rodrigo-Mendieta

Este artículo examina las dinámicas espaciales y temporales de la pobreza en el Ecuador a nivel cantonal durante el período 2001-2022. Para ello, combina el enfoque tradicional de necesidades básicas insatisfechas (NBI) con el índice CAPECO, con el fin de abordar las limitaciones en la medición de la capacidad económica de los hogares. El análisis se desarrolla en cuatro etapas: medición multidimensional de la pobreza, análisis de la dinámica distributiva, análisis exploratorio de datos espaciales y modelización econométrica mediante paneles espaciales. Los resultados evidencian una reducción sustancial, aunque desigual, de la pobreza, con mejoras concentradas en las condiciones de vivienda y la asistencia escolar, mientras que el acceso a servicios básicos y la capacidad económica continúan siendo restricciones persistentes. El análisis espacial revela una creciente concentración territorial de la pobreza, con conglomerados de alta pobreza (alto-alto) que se consolidan a lo largo de la Costa central y norte, y conglomerados de baja pobreza (bajo-bajo) ubicados en la Sierra centro-norte. Asimismo, la dinámica distributiva indica una movilidad limitada y la existencia de trampas territoriales de pobreza. La evidencia econométrica obtenida a partir de un modelo Durbin espacial destaca al capital humano como el factor más robusto para la reducción de la pobreza, tanto a nivel local como mediante efectos de derrame, mientras que el desempleo y la dependencia del sector primario contribuyen significativamente a la persistencia y propagación espacial de la pobreza. En conjunto, los hallazgos sugieren que la pobreza en el Ecuador constituye un fenómeno territorialmente interdependiente que requiere políticas regionales coordinadas que trasciendan las fronteras administrativas.

Palabras clave: pobreza, necesidades básicas insatisfechas, índice CAPECO, análisis espacial, disparidades regionales
Códigos JEL: I32, R11, R12
DOI: 10.47550/RCE/36.1.5
Recibido: 2025-11-06 · **Aceptado:** 2026-06-03

1 Introduction

Over the past two decades, poverty, measured through unsatisfied basic needs (UBN), has declined markedly in Ecuador, falling from 65% in 2001 to below 31% in 2023, according to the National Institute of Statistics and Censuses (INEC) (2024a). Despite this aggregate improvement, a growing body of evidence points to pronounced spatial heterogeneity, with poverty exhibiting clear patterns of geographical concentration. Previous research at the cantonal level has documented the presence of spatial clustering and positive spatial autocorrelation, particularly up to 2010 (Orellana Bravo et al., 2018). However, studies conducted at aggregated levels, such as that of provinces, often fail to detect such spatial dependence (García Vélez & Núñez Velázquez, 2022), which suggests that the cantonal scale is more appropriate for capturing territorial dynamics.

From the perspective of economic geography, poverty is not randomly distributed but shaped by structural and spatial processes, including agglomeration forces, labor market segmentation, and unequal access to productive assets. In Ecuador, these mechanisms manifest in persistent territorial disparities, where certain cantons remain trapped in low-development equilibria despite their proximity to dynamic economic centers (Pontarollo et al., 2019). Similar patterns have been documented across Latin America, where poverty tends to cluster geographically and to be influenced by neighboring conditions (Acuña Carrasco et al., 2017; Santos et al., 2017).

In this context, accuracy in the measurement of poverty becomes crucial. While the UBN approach provides a structural perspective on deprivation, it may underestimate economic vulnerability by inadequately capturing household income capacity. To address this limitation, this study incorporates the CAPECO index, which refines the measurement of economic capacity by accounting for educational attainment weighted by labor participation. This adjustment yields a more sensitive identification of economically constrained households.

By building on this measurement framework, the paper analyses the evolution and spatial structure of poverty in Ecuador between 2001 and 2022 using census data for all 221 cantons. The empirical strategy combines distributional analysis, spatial exploratory techniques, and spatial panel econometrics to uncover both temporal dynamics and spatial interdependencies. In doing so, the study seeks to provide a comprehensive account of how poverty evolves across space and time, and to identify the mechanisms that sustain its persistence.

This paper contributes to the literature in three main ways. First, it advances poverty measurement by integrating the CAPECO index into the traditional UBN framework, thereby enabling a more accurate representation of household economic capacity and reducing the risk of underestimating deprivation associated with income constraints. Second, it provides new empirical evidence on the spatial dynamics of poverty at a highly disaggregated level, by combining distributional approaches with spatial econometric techniques. By jointly analyzing mobility, clustering, and spillover effects, the study offers a more comprehensive understanding of territorial inequality. Third, it identifies the key socioeconomic mechanisms underlying the spatial persistence of poverty in Ecuador. In particular, it highlights the central role of human capital in driving poverty reduction and the importance of labor market conditions and productive structure in shaping both local and regional outcomes. These findings have direct implications for the design of place-based policies aimed at reducing structural and spatial inequalities.

Based on this framework, the analysis is guided by four hypotheses. First, incorporating a refined measure of economic capacity reveals higher levels of vulnerability

than those captured by the traditional UBN approach. Second, spatial autocorrelation in poverty has strengthened over time and has reinforced the role of geography as a determinant of deprivation. Third, poverty dynamics exhibit limited mobility and have led to the formation of convergence clubs and persistent territorial disparities. Lastly, poverty is shaped not only by local socioeconomic factors but also by spatial spillovers arising from neighboring cantons.

2 Literature Review

The persistence and spatial distribution of poverty have been widely analyzed within the framework of economic geography, which emphasizes the role of spatial interdependence, path dependence, and structural heterogeneity in shaping territorial development outcomes. Rather than being randomly distributed, poverty reflects the interaction between household-level constraints and place-based characteristics, including access to markets, infrastructure, and productive opportunities. The central mechanism highlighted in the literature is that of path dependence, whereby initial conditions exert a long-lasting influence on regional trajectories. In this context, agglomeration theory suggests that economic activity tends to concentrate in already developed areas, thereby generating cumulative advantages that reinforce regional disparities (Bradshaw, 2007). Conversely, peripheral territories may experience *shadow effects*, whereby proximity to dynamic centers does not translate into spillovers but instead limits local development by attracting resources away from less competitive areas (Aponte et al., 2015). These dynamics are particularly prevalent in developing economies, where uneven spatial development often results in persistent poverty clusters.

Spatial poverty traps emerge when these processes interact with local constraints, such as limited human capital, weak infrastructure, and restricted access to productive assets. Empirical evidence from Latin America indicates that poverty tends to cluster geographically and is significantly influenced by neighboring conditions (Acuña Carrasco et al., 2017; Santos et al., 2017). This implies that poverty is not only a local phenomenon but also a spatially interdependent one, where conditions in adjacent territories shape development outcomes. Consequently, analytical approaches that ignore spatial dependence may lead to biased or incomplete conclusions.

Human capital constitutes a key channel through which these dynamics operate. According to human capital theory (Becker, 1994), education enhances individual productivity and income potential, thereby reducing vulnerability to poverty. However, its effects extend beyond the individual level. At the territorial scale, higher levels of education can generate positive externalities: fostering innovation, improving labor market functioning, and facilitating structural transformation. Conversely, disparities in educational attainment across regions may reinforce spatial inequality by limiting the capacity of lagging areas to attract investment and diversify their productive structure (Jung & Thorbecke, 2003).

Migration and demographic dynamics further reinforce these patterns. Selective migration processes tend to concentrate the more educated and economically active individuals in dynamic regions and hence exacerbate the depletion of human capital in marginalized areas (Wilson, 2012). This mechanism contributes to the persistence of regional disparities, since lagging territories face both structural constraints and a continuous outflow of their most productive population segments. In turn, these processes may interact with demographic structures, such as dependency ratios, thereby amplifying vulnerability in households with limited labor income.

Labor market conditions also play a critical role in shaping poverty outcomes. In contexts characterized by structural heterogeneity, unemployment and informality are not merely cyclical phenomena but reflect persistent mismatches between labor supply and demand (Levernier et al., 2000). Informal employment, while providing short--term income opportunities, often lacks stability and social protection, which limits its capacity to generate sustained improvements in well-being. Moreover, labor market segmentation restricts access to high-productivity sectors, particularly for vulnerable groups, thereby reinforcing income disparities and territorial inequality.

The productive structure of regions further conditions poverty dynamics. A high dependence on primary activities is typically associated with low value added and limited income generation, whereas diversification towards manufacturing and services sectors tends to support inclusive growth (Ravallion & Datt, 1996). In particular, the expansion of the tertiary sector has been identified as a key driver of poverty reduction, since it generates employment opportunities in areas such as education, health, and commerce. However, the benefits of structural transformation are unevenly distributed across space, since they depend on the capacity of regions to integrate into broader economic networks.

Lastly, structural inequalities linked to ethnicity and historical exclusion remain central to understanding poverty in Latin America. Indigenous and Afro-descendant populations often face systemic barriers to accessing education, infrastructure, and formal labor markets, which lead to a territorial concentration of deprivation (Gigler, 2015). These patterns reflect long-standing institutional and social constraints that persist despite overall economic progress. As a result, poverty in these contexts is both socially and spatially embedded, and requires analytical frameworks that account for multiple layers of inequality.

Taken together, this body of literature highlights three key implications for empirical analysis. First, poverty must be understood as a multidimensional and spatially interdependent phenomenon, shaped by both local conditions and interactions with neighboring territories. Second, human capital, labor market dynamics, and productive structure constitute the main channels through which poverty is generated and reproduced across space. Third, spatial econometric approaches are necessary to adequately capture these interdependencies and to prevent biased inference from arising from omitted spatial effects.

By building on these insights, this study adopts a spatial panel econometric framework to examine the determinants and dynamics of poverty at the cantonal level in Ecuador. By explicitly modeling spatial dependence, the analysis captures both direct effects and spillover mechanisms, and provides a more comprehensive understanding of the territorial processes underlying poverty persistence.

2.1 Poverty Measurement

Measuring poverty at the cantonal level requires clear and consistent indicators that reflect the multidimensional nature of deprivation experienced by households. In this study, the cantonal poverty rate is defined as the percentage of households within a canton that suffer deprivation in at least one of the five dimensions captured by the UBN indicator. To ensure robustness, two measurement approaches are adopted. The first approach follows the classic methodology established by the Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC) (2015), which incorporates specific adjustments to the deprivation thresholds to enhance the indicator's sensitivity and better

capture subtle forms of poverty (Table 1). The data underpinning this measurement is drawn from Ecuador's national population censuses for the years 2001, 2010, and 2022, while applying a consistent political-administrative framework of 221 cantons across the entire period (INEC, 2024a).

Two key modifications were made to the classic methodology. First, the UBN measurement conducted by INEC (2024b) in Ecuador considers any household member who has recently engaged in remunerated activity as an income earner, regardless of age.

In other words, this approach would classify a household as non-poor even if none of the adults were employed, as long as several children or adolescents work. In Latin America, child labor is often considered a consequence of poverty (López-Calva, 2006), and evidence supports the link between low income and child labor in the region (Acevedo González et al., 2010; López Ávila, 2009; Noceti, 2011; Río & Cumsille, 2008). To address this issue, our measurement excludes children under 15 years of age from being classified as household income earners in an effort to prevent underestimating poverty caused by failing to take into account its inherent relationship with child labor.

Similarly, regarding the education access dimension, the traditional threshold considers a household poor if it has children aged 12 or younger who do not attend school: this excludes older children from the threshold. In contrast, our measurement slightly extends this threshold to include children up to 15 years of age, thereby increasing the indicator's sensitivity.

Table 1. Dimensions and Indicators of UBN in Ecuador

Dimension	Indicator	Deprivation Threshold
Household economic capacity	Economic dependency	The head of the household has three or fewer years of schooling and the number of economic dependents exceeds three times the number of income earners who are over 15 years of age.
Access to education	School attendance of school-age children	There are children aged 6 to 15 in the household who do not attend school.
Housing quality	Housing materials	The floor of the dwelling is made of dirt, sand, or other non-durable materials, and/or the walls are constructed from cane, thatch, or other inadequate materials.
Access to basic services	Availability of water and sanitation	A household lacks adequate basic services if it has no proper sanitation system (e.g., sewers, piped water).
Overcrowding	Ratio of household members to bedrooms	A household is overcrowded if there are more than three people per bedroom or no dedicated sleeping space.

Source: Authors' elaboration based on INEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos, 2024b) data.

The second approach to measuring poverty differs from ECLAC's methodology only in its assessment of the first dimension: household economic capacity. For this dimension, the CAPECO index developed by Gómez et al. (1999) is used, which provides a more appropriate alternative for measurement. The index classifies households into four strata of economic capacity based on the average educational level of all household members, weighted by each member's status as an income earner. Evidence indicates that, compared to other indicators, CAPECO exhibits the strongest correlation with household

per capita income (Álvarez, 2002). Moreover, various applications in Latin America have shown that the index is more sensitive in capturing low economic capacity, and systematically yields higher poverty rates than the classic method (Álvarez, 2002; Mario et al., 2004; Santillán, 2015).

$$CAPECO = \sum_{i=1}^{n} \frac{CP_i * AE_i}{n} \tag{1}$$

where CP_i takes the value of 1 for employed individuals, 0.75 for retired or pensioned individuals who are not working, and 0 for individuals who are neither employed nor retired; AE_i denotes the years of education completed in the formal education system; and n represents the number of household members.

CAPECO classifies household economic capacity according to the following ranges:

Table 2. CAPECO Index Thresholds

	Very low	Low	Medium	High
Ranges	0 to 1.74	1.75 to 2.49	2.50 to 4.49	4.50 and above

Source: Gómez et al. (1999).

As shown in Table 2, a household is classified as poor according to the UBN in the household economic capacity dimension if its index value falls within the «very low» category (0 to 1.74). Table 3 presents the average cantonal poverty rates and compares the traditional UBN approach with the CAPECO indicator as an alternative for measuring economic capacity. The rates obtained with CAPECO tend to be higher since they more accurately reflect the limitations of household economic capacity. However, the threshold remains conservative because it does not classify households in the «low» economic capacity stratum as poor.

Table 3. Comparative Poverty Statistics: Traditional UBN vs. CAPECO-Modified UBN

	2001		2010		2022	
	UBN Traditional	CAPECO	UBN Traditional	CAPECO	UBN Traditional	CAPECO
Mean	84.52%	87.07%	74.19%	79.24%	53.11%	61.08%
Median	87.35%	89.60%	87.35%	80.12%	51.26%	60.16%
Variance	0.0127	0.0097	0.0206	0.0154	0.0340	0.0282

Source: Authors' own elaboration.

Table 4 presents the transition matrix of cantonal poverty rates, grouped into quintiles, for the periods 2001-2010 and 2010-2022. The results show a pronounced persistence in poverty rates, particularly at both ends of the distribution. Cantons with the lowest poverty rates (Q1) exhibit strong immobility: 84.4% remained in the same quintile between 2001 and 2010, and 75.6% did so between 2010 and 2022. Similarly, cantons with the highest poverty rates (Q5) also show remarkable persistence, with 86.4% remaining in Q5 during the first period and 79.6% in the second.

This indicates that cantons with very high or very low poverty rates tend to maintain their relative position over time, which reflects entrenched structural conditions at both ends of the spectrum. By contrast, mobility is more frequent among the intermediate quintiles (Q2-Q4), where a higher share of cantons transition upward or downward, which suggests that relative changes in poverty rates occur predominantly in the middle of the distribution.

Although mobility increased slightly in 2010-2022, especially regarding upward mobility out of Q5 (20.4% transitioned to Q4) and Q1′s movement toward higher quintiles (24.4% combined), the overall pattern still points to a high degree of persistence.

Table 4. Poverty Mobility Matrix according to CAPECO-Modified UBN (% per row)

2001/2010	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	2010/2022	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
Q1	84.4	15.6	0	0	0	Q1	75.6	22.2	2.2	0	0
Q2	15.9	52.3	31.8	0	0	Q2	20.4	47.7	29.6	2.3	0
Q3	0	22.7	47.7	29.6	0	Q3	4.5	27.3	56.8	11.4	0
Q4	0	9.1	20.5	56.8	13.6	Q4	0	2.3	11.4	65.9	20.4
Q5	0	0	0	13.6	86.4	Q5	0	0	0	20.4	79.6

Source: Authors' own elaboration.

According to Table 5, between 2001 and 2022, all dimensions of poverty recorded a decline in their average deprivation levels, although the pace and magnitude of improvement varied across dimensions. Regarding the school attendance dimension for children of school age, households experiencing deprivation consistently represented a significantly smaller proportion compared to that of other poverty dimensions during the three years analyzed. The national cantonal average rate stood at 15.69% in 2001, 2.34% in 2010, and 3.53% in 2022, with standard deviations of 4.56%, 1.34%, and 1.9%, respectively. Despite the reduction in standard deviation, the relative dispersion actually increases when the coefficient of variation is considered, which indicates growing inequality among cantons in this deprivation between 2010 and 2022 compared to that of 2001. Furthermore, the increase in the average rate between 2010 and 2022 raises concern, since it suggests a potential underreporting of school dropout among children and youth that the censuses may have failed to fully capture. In contrast, overcrowding showed significant improvement, declining from 33.15% to 20.97% and finally to 10.26%, caused by better housing conditions. Deprivation in physical housing characteristics also progressed steadily, decreasing from 21.92% in 2001 to 17.29% in 2010, and to 10.80% in 2022.

Throughout the period, the highest deprivation levels occurred in access to basic services and economic capacity. Deprivation in basic services fell from 76.02% in 2001 to 67.19% in 2010, and to 46.59% in 2022. This reflects considerable progress while highlighting persistent structural deficits in water and sanitation. The standard deviation (SD) in access to basic services increased from 0.153 in 2001 to 0.165 in 2010, and to 0.198 in 2022, which indicates that, despite average improvements, territorial inequality in this dimension actually rose over time. Regarding economic capacity, deprivation decreased from 45.09% to 39.08%, and then to 27.71%, due to improvements in household income and resources, although a significant portion of the population remained affected. The SD for this dimension remained at approximately 9% throughout the period; combined

with the decline in the average, this indicates a relative increase in the dispersion of poverty, meaning inequality among cantons grew regarding this deprivation. As noted, this measurement classified as poor only those households with «very low economic capacity.» To analyze the sensitivity of results to threshold changes, a second measurement was conducted that included households with «low economic capacity,» although this measurement was then excluded from the overall UBN poverty rate calculation. Under the adjusted threshold, the results appear less encouraging: by 2022, an average of 37.16% of households at the cantonal level fell into the low or very low economic capacity category, with increasing dispersion over time (Table 5).

Overall, improvements across dimensions were uneven: several cantons in the Sierra achieved faster reductions in overcrowding, improved physical housing characteristics, and access to basic services, while many areas in the Coastal and Amazon regions experienced slower progress or stagnation. Economic capacity improvements were more sustained in the Sierra and Amazon regions than along the Coast. In general, relative poverty dispersion increased across all dimensions during the period, which supports the conclusion that Ecuador has not experienced inclusive and regionally balanced economic development regarding the reduction of structural deprivations measured by UBN, neither within nor across regions.

Table 5. UBN Descriptive Statistics per Dimension

Dimensions	Statistic	2001	2010	2022
Economic capacity CAPECO (very low)	Mean	45.09%	39.08%	27.71%
	SD	0.091	0.095	0.092
Economic capacity CAPECO (low or very low)	Mean	57.22%	51.30%	37.16%
	SD	0.089	0.103	0.104
Physical housing characteristics	Mean	21.92%	17.29%	10.80%
	SD	0.163	0.141	0.105
Access to basic services	Mean	76.02%	67.19%	46.59%
	SD	0.153	0.165	0.198
Household overcrowding	Mean	33.15%	20.97%	10.26%
	SD	0.087	0.076	0.050

Source: Authors' own elaboration.

2.2 The Spatial Distribution of Poverty in Ecuador: *CAPECO-Modified UBN*

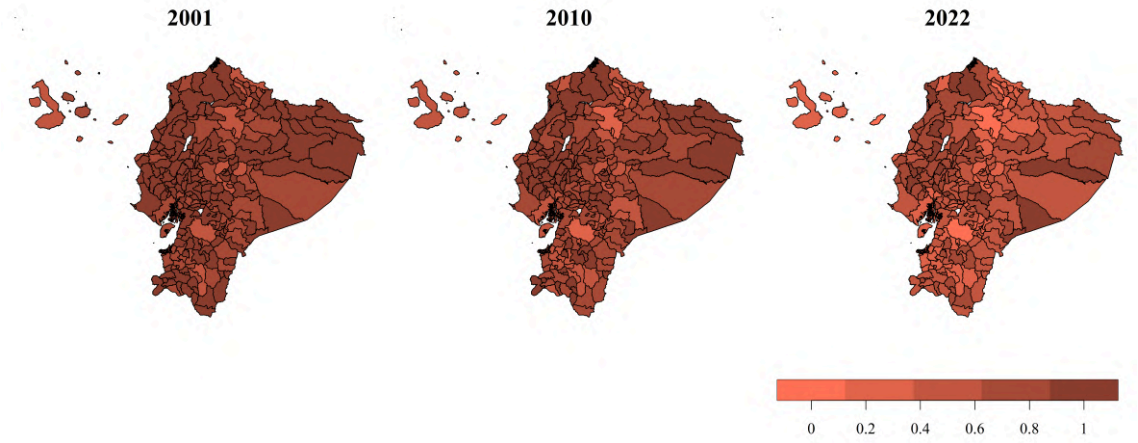
This section examines the spatial distribution and evolution of poverty across Ecuadorian cantons between 2001 and 2022 using the CAPECO-modified UBN indicator. The evidence reveals a persistent and increasingly structured pattern of territorial inequality,

characterized by the concentration of deprivation in specific regions and an uneven pace of improvement across the country.

At the beginning of the period under study, poverty exhibited a clear geographical structure (Figure 1), with the highest levels concentrated in the Coastal and Amazon regions, where deficits in basic services and housing conditions were most pronounced. In contrast, cantons located in the central and northern Sierra consistently displayed lower levels of deprivation, thereby reflecting a more favorable access to infrastructure and economic opportunities. This initial configuration indicates that poverty in Ecuador is strongly conditioned by territorial characteristics rather than being randomly distributed.

Over time, poverty declined across most cantons, but the reduction followed a markedly uneven trajectory. As shown in Figure 1, improvements by 2010 were particularly pronounced in the Sierra, whereas large portions of the Coast and certain areas of the Amazon continued to exhibit elevated poverty levels. By 2022, although poverty had decreased further at the national level, substantial pockets of high deprivation persisted, especially in the central and northern Coast, where several cantons continued to report poverty rates above 40%.

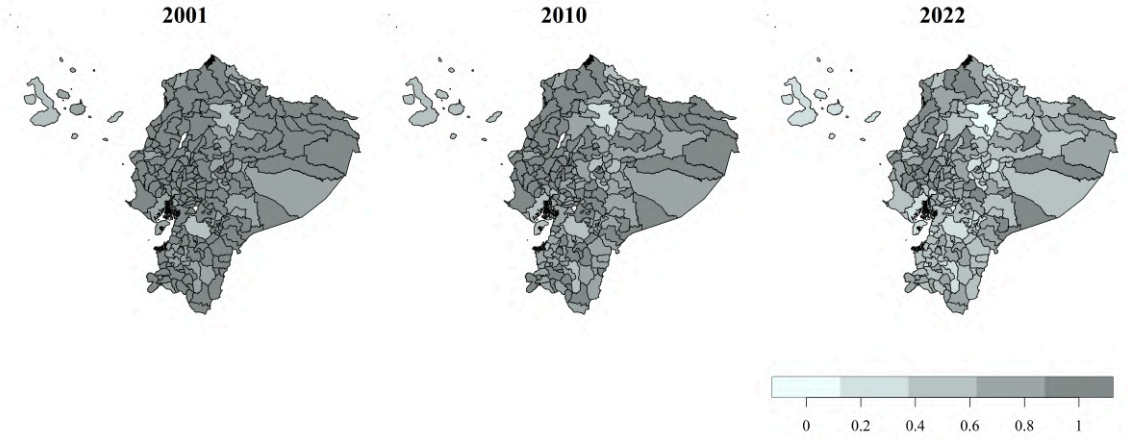
Figure 1. General Poverty Rate in terms of CAPECO-Modified UBN



Source: Authors' own elaboration.

The spatial distribution of economic capacity reinforces this pattern. Figure 2 highlights the persistent concentration of economic deprivation in the central and northern Coastal region, particularly in provinces such as Manabí and Esmeraldas, while the central-northern Sierra consistently exhibits lower levels. Despite improvements over time, the distribution remains highly polarized, with limited convergence between regions. This persistence suggests that economic constraints are deeply embedded in local productive structures and are not easily offset by aggregate economic growth.

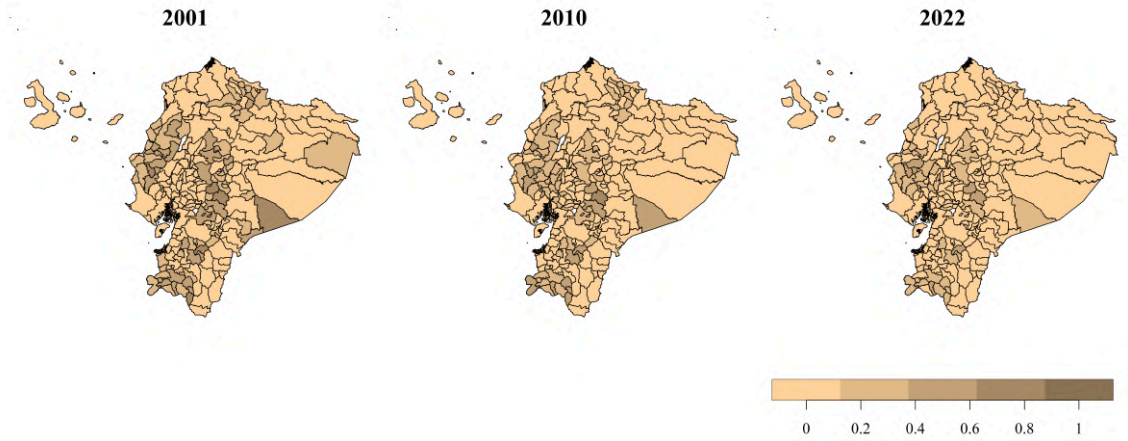
Figure 2. Household Economic Capability in terms of the CAPECO index



Source: Authors' own elaboration.

A different spatial configuration emerges when considering housing quality. As illustrated in Figure 3, deprivation in housing conditions has historically been concentrated in the Sierra, particularly in central and southern cantons. Although improvements have occurred, recent patterns indicate a partial re-emergence or intensification of deprivation in certain areas, including parts of the northern Coast. This evolution suggests a diversification of deprivation hotspots rather than a uniform spatial convergence.

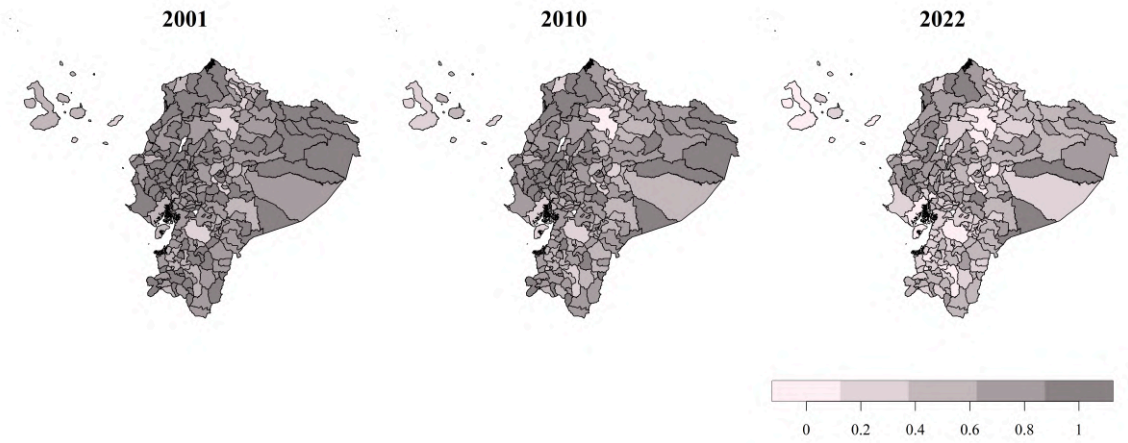
Figure 3. Physical Housing Characteristics



Source: Authors' own elaboration.

Access to basic services exhibits the most persistent territorial disparities. Figure 4 shows that deprivation in water and sanitation remains heavily concentrated along the Coast, whereby a continuous belt of structural deficit has formed that has only partially diminished over time. While certain cantons in the southern Sierra and southern Coast have experienced improvements, the central Coast continues to act as a core area of persistent deprivation. This pattern underscores the infrastructural nature of poverty in Ecuador and highlights the difficulty of achieving convergence without coordinated territorial investment.

Figure 4. Access to Basic Services

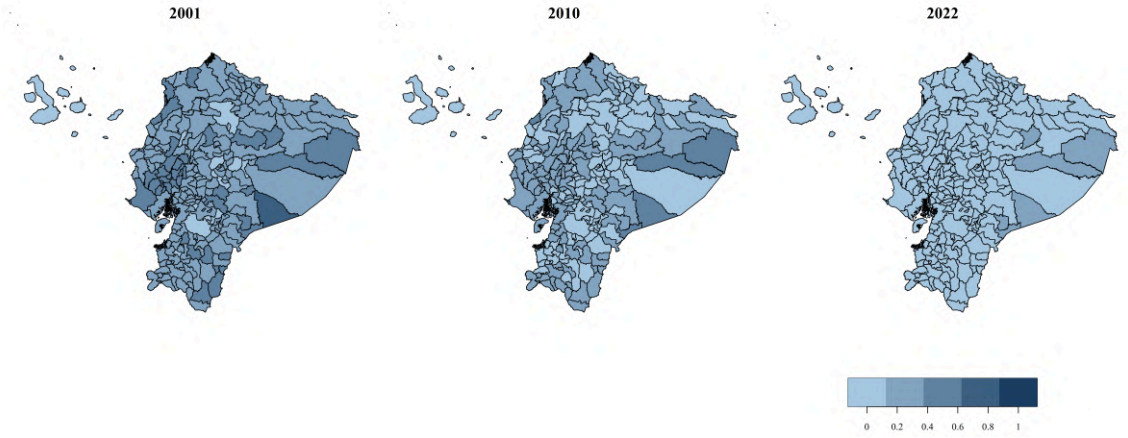


Source: Authors' own elaboration.

In contrast, overcrowding displays a more favorable evolution (Figure 5), with substantial reductions observed across all regions. Nevertheless, improvements have not been uniform: the Sierra shows faster progress, while several cantons in the Amazon continue to exhibit relatively high levels of overcrowding. This suggests that demographic pressures and infrastructure gaps remain relevant in specific territories.

Taken together, the spatial evidence presented in figures 1 through 5 reveals three key stylized facts. First, poverty in Ecuador is spatially concentrated and exhibits strong regional persistence, particularly in the central and northern Coastal region. Second, although poverty has declined over time, the process has been uneven, leading to a reconfiguration rather than an elimination of territorial disparities. Third, different dimensions of poverty follow distinct spatial patterns, which indicates that deprivation is multidimensional and territorially specific.

Figure 5. Household Overcrowding



Source: Authors' own elaboration.

Overall, the evidence suggests that poverty reduction in Ecuador has not been accompanied by spatial convergence. Instead, the persistence of high-deprivation clusters and the uneven distribution of improvements point to the existence of territorial constraints that limit the diffusion of development across regions. These patterns motivate the

subsequent spatial analysis, which formally examines the extent of spatial dependence and the emergence of poverty clusters.

2.3 Distribution Dynamics and Poverty Mobility

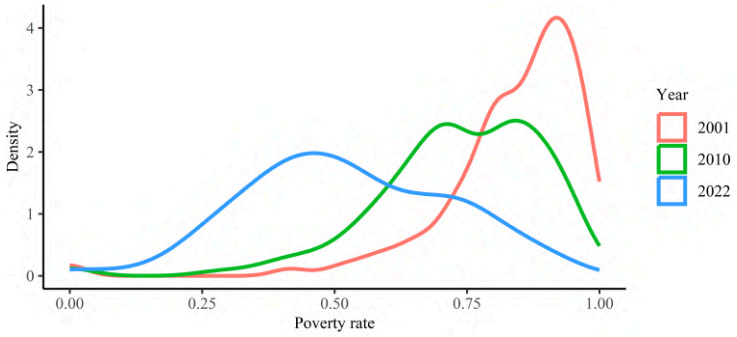
This section examines the evolution of the distribution of poverty across Ecuadorian cantons between 2001 and 2022, with the aim of identifying patterns of convergence, persistence, and mobility. By combining distributional approaches with transition analysis, the evidence provides a comprehensive view of how poverty has evolved over time.

Figure 6 presents the distribution of poverty across cantons using the traditional UBN indicator and the CAPECO-modified measure. In 2001, both distributions were heavily concentrated at high levels of deprivation and indicated that most cantons exhibited widespread poverty. Over time, the entire distribution shifted leftwards which reflected a generalized reduction in poverty. By 2010, the mass of the distribution had moved towards intermediate values, and by 2022 it was concentrated at lower levels, although still far from negligible values. This progressive shift indicates a broad-based improvement, but not necessarily convergence.

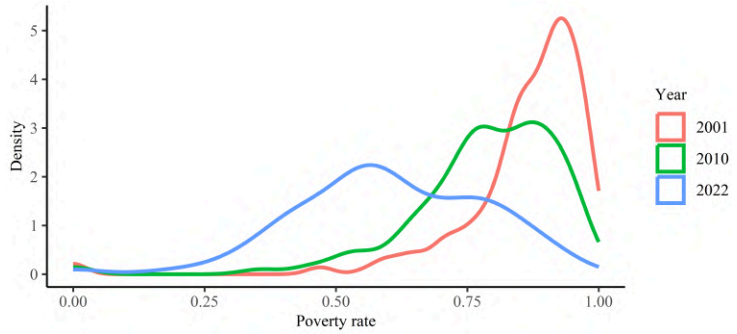
Despite this overall decline in poverty, the shape of the distribution suggests persistent heterogeneity. As shown in Figure 6, the dispersion of cantonal outcomes remains substantial, particularly in 2022, when the UBN indicator exhibits a wider spread relative to that of CAPECO. This difference reflects the greater sensitivity of CAPECO to variations in economic capacity, which compresses the distribution but does not eliminate underlying disparities. Thus, while poverty has decreased on average, territorial inequality remains a defining feature of the distribution.

Figure 6. Distribution of Poverty Indicators in terms of UBN

(a) General Poverty Rate by UBN



(b) CAPECO

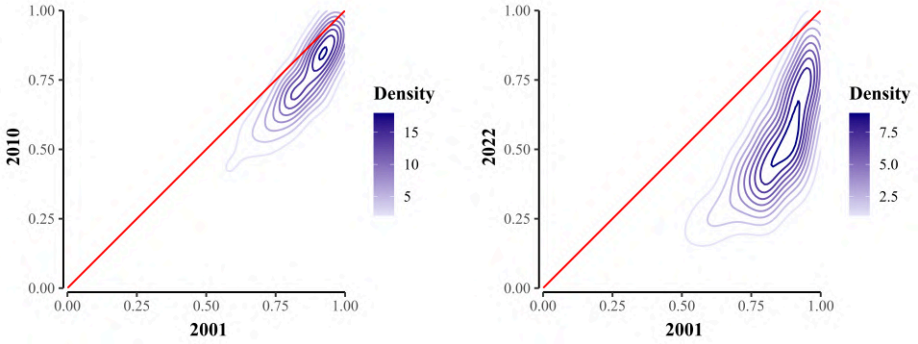


Source: Authors' own elaboration.

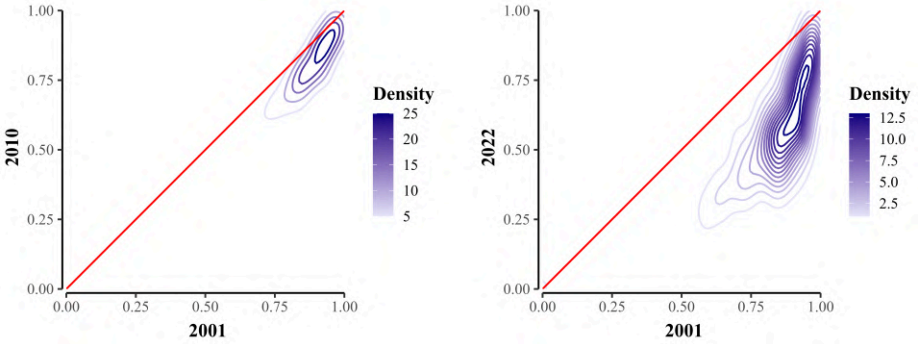
To further examine mobility dynamics, Figure 7 reports the bivariate distribution of poverty levels across time. The concentration of observations below the 45-degree line indicates that most cantons experienced reductions in poverty relative to 2001. However, the clustering of observations along the diagonal reveals limited mobility, particularly at the extreme points of the distribution. Cantons with initially high levels of poverty tend to remain relatively poor, while those with low initial poverty maintain their advantage. This pattern is consistent with the presence of convergence clubs and suggests that initial conditions continue to play a decisive role in shaping long-term outcomes.

Figure 7. Contour Map of the Poverty Indicator in terms of UBN

(a) General Poverty Rate by UBN



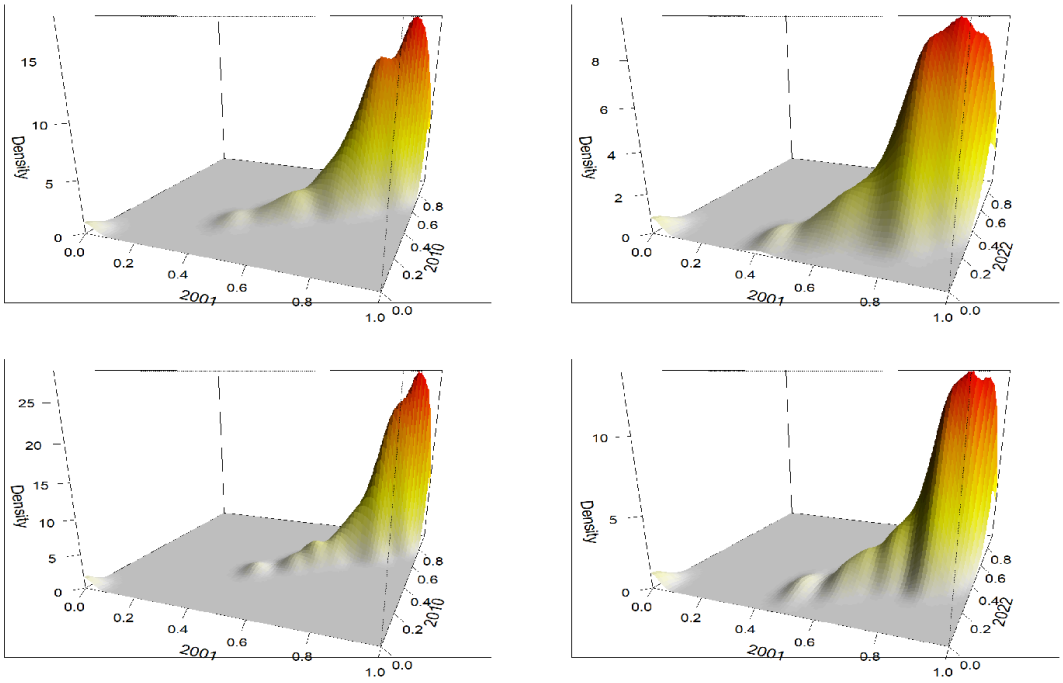
(b) CAPECO



Source: Authors' own elaboration.

The persistence of these dynamics is further illustrated in Figure 8, which presents the stochastic kernel estimates of the joint distribution over time. The progressive shift of the density mass towards lower poverty levels confirms the aggregate improvement observed in Figure 6. However, the shape of the distribution reveals that this transition is neither uniform nor complete. In the case of UBN, the distribution widens over time, which indicates increasing dispersion across cantons. By contrast, CAPECO displays a more concentrated distribution, thereby suggesting a relatively more homogeneous adjustment in economic capacity. Nonetheless, in both cases, a non-negligible share of cantons remains trapped at intermediate or high levels of poverty.

Figure 8. 3D Surface Plot of the Stochastic Kernel of Poverty Indicators



Source: Authors' own elaboration.

Taken together, the evidence from Figures 6-8 points to a dual process. On the one hand, poverty has declined significantly across most cantons, reflecting improvements in structural conditions and living standards. On the other hand, this process has been characterized by limited mobility and persistent disparities, leading to the formation of relatively stable groups of cantons with similar poverty levels.

These findings are consistent with the transition matrices reported in Table 4, which show strong persistence at both ends of the distribution. Cantons in the lowest and highest quintiles exhibit a high probability of remaining in the same category over time, while mobility is more pronounced among intermediate groups. This asymmetry reinforces the interpretation of a segmented distribution, where structural constraints limit upward mobility for the most deprived territories.

Overall, the analysis indicates that poverty reduction in Ecuador has been accompanied by a reconfiguration rather than a convergence of the distribution. While the generalized decline in poverty is evident, the persistence of territorial disparities and the limited mobility across cantons suggest the presence of structural and spatial barriers that hinder the diffusion of development. These dynamics provide a foundation for the subsequent spatial analysis, which examines whether such patterns are reinforced by spatial dependence and clustering effects.

2.4 Spatial Pattern of Poverty

In order to formally assess the spatial structure of poverty, this study employs both global and local measures of spatial autocorrelation based on the spatial statistics measure known as Moran's I. These statistics enable us to evaluate whether poverty is either randomly distributed across cantons or exhibits systematic spatial dependence.

The analysis is based on a spatial weights matrix constructed using the queen contiguity criterion, whereby cantons are considered neighbors if they share either a common border or a vertex. The resulting row-standardized matrix captures the intensity of spatial interaction across Ecuador's 221 cantons and provides the basis for the identification of spatial spillovers and clustering patterns.

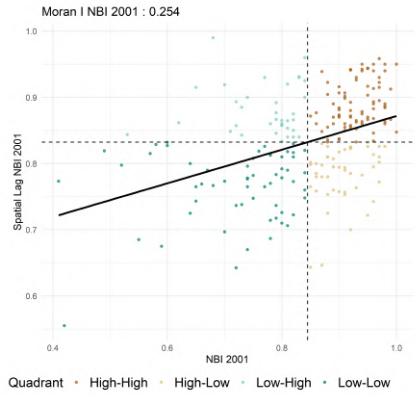
2.5 Global Spatial Autocorrelation

Figure 9 presents the evolution of Moran's I for both the traditional UBN indicator and the CAPECO-modified measure. In 2001, the values of Moran's I are positive and statistically significant, which indicates that cantons with similar levels of poverty tend to be geographically clustered rather than randomly distributed. This finding provides initial evidence of spatial dependence of poverty outcomes.

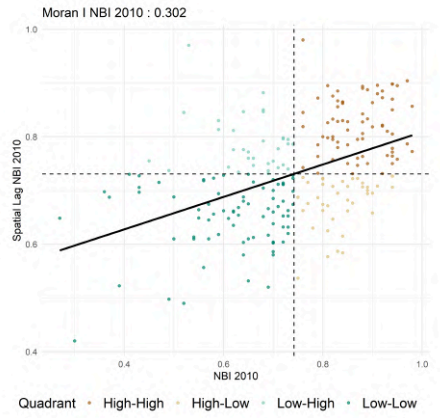
Over time, the magnitude of spatial autocorrelation increases substantially. As shown in Figure 9, Moran's I rises steadily between 2001 and 2022 for both indicators, which signals an intensification of spatial clustering. By 2022, the higher values of Moran's I reflect a stronger tendency for high-poverty cantons to be surrounded by similarly deprived neighbors, and for low-poverty cantons to cluster together.

Figure 9. Global Moran's I

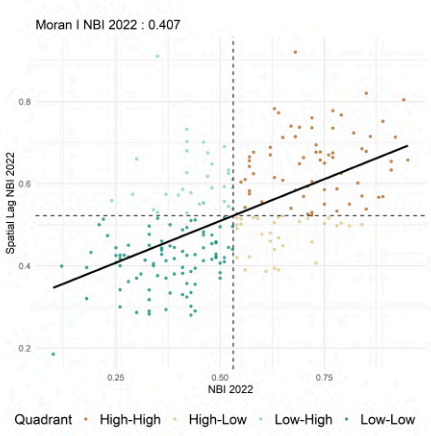
(a)



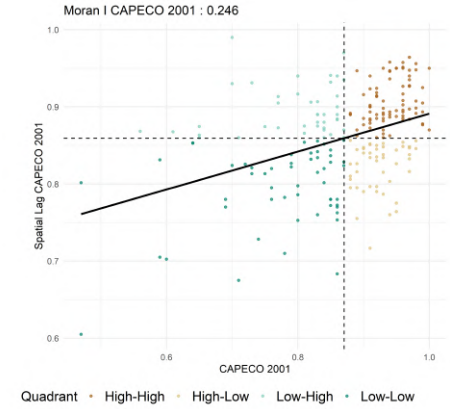
(b)



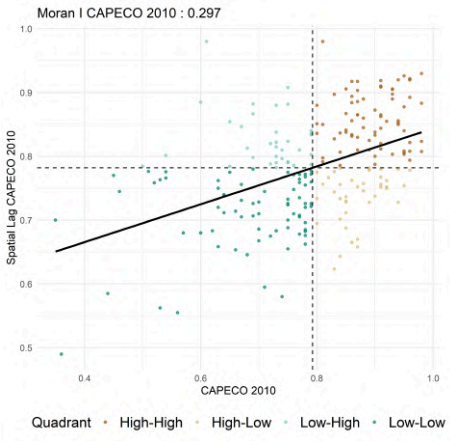
(c)



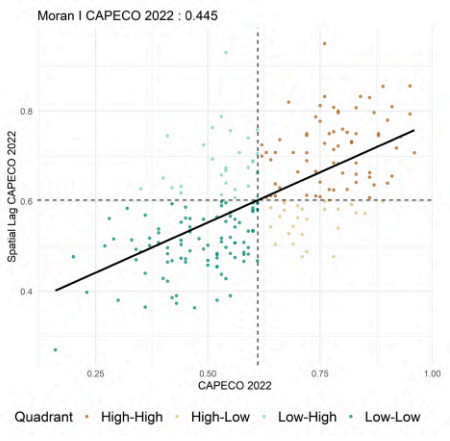
(d)



(e)



(f)



Source: Authors' own elaboration.

This dynamic suggests a process of spatial polarization. Rather than converging, cantons appear to be increasingly grouped into homogeneous spatial regimes, characterized by either persistent deprivation or relative prosperity. The strengthening of spatial autocorrelation over time indicates that local conditions are becoming more closely aligned with those of neighboring territories, thereby reinforcing the role of geography as a determinant of poverty.

The corresponding Moran scatter plots further support this interpretation. The increasing concentration of observations in the high-high and low-low quadrants indicates that spatial clustering is driven primarily by the consolidation of homogeneous groups. In contrast, the relative scarcity of high-low and low-high observations suggests a decline in spatial heterogeneity, since fewer cantons deviate from the conditions of their surrounding areas (see Annex 1).

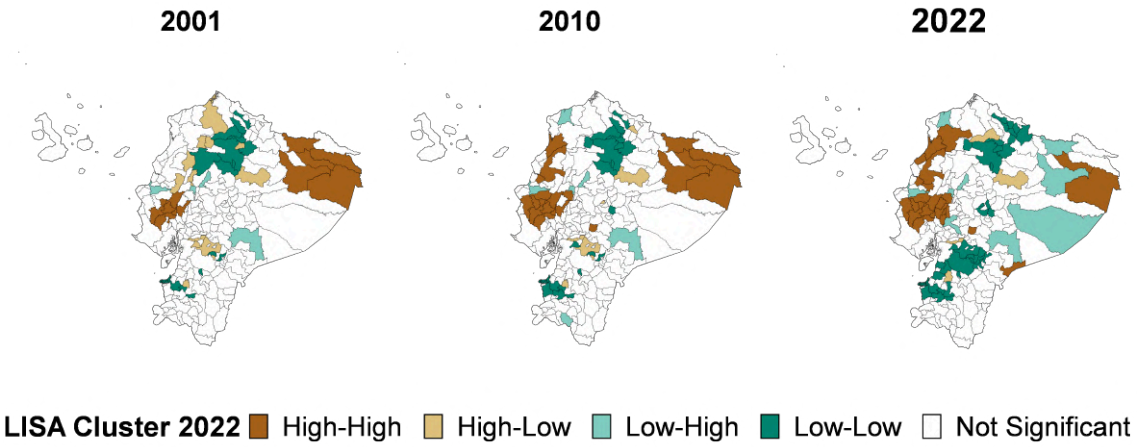
2.6 Local Moran's I

While global Moran's I provides an aggregate measure of spatial dependence, local indicators of spatial association (LISA) facilitate the identification of specific clusters and spatial outliers. Figure 10 presents the LISA cluster maps for the different years and highlights statistically significant patterns at the 5% level.

The results reveal a clear and persistent spatial structure. High-high clusters, defined as cantons with high poverty surrounded by similarly poor neighbors, are predominantly concentrated on the central and northern Coast. This pattern becomes more pronounced over time, with an expansion and consolidation of high-poverty clusters, particularly in provinces such as Manabí and Esmeraldas. These areas can be interpreted as territorial poverty traps, where structural disadvantages are reinforced by adverse spatial spillovers.

In contrast, low-low clusters are primarily located in the central-northern Sierra, where cantons with relatively low levels of poverty are surrounded by similarly advantaged neighbors. As shown in Figure 10, these clusters remain relatively stable over time, with some expansion into adjacent territories which reflects gradual improvements in nearby areas.

Figure 10. LISA Cluster Map



Source: Authors' own elaboration.

The evolution of local clusters suggests a process of spatial consolidation. High-poverty areas increasingly form contiguous blocks, while low-poverty regions reinforce their relative advantage. At the same time, the presence of spatial outliers (cantons classified as high-low or low-high) becomes less frequent, thereby indicating a reduction in transitional or mixed spatial configurations (see Annex 2).

Taken together, the evidence from Figure 9 and Figure 10 points to a strong and increasing degree of spatial dependence of poverty across Ecuador. Two key implications emerge.

First, poverty is not merely a local phenomenon but a spatially interconnected process, where outcomes in one canton are influenced by conditions in neighboring territories. This interdependence likely reflects shared labor markets, infrastructure networks, and productive linkages that transmit both advantages and disadvantages across space.

Second, the persistence and strengthening of spatial clusters indicate the emergence of territorially embedded poverty traps. High-poverty cantons are not isolated cases but form part of broader regional systems characterized by structural constraints that limit their capacity to converge towards more favorable conditions.

Overall, the spatial analysis demonstrates that poverty in Ecuador is increasingly organized along geographical lines, with clear patterns of clustering and polarization. These findings justify the use of spatial econometric models in the subsequent analysis, since ignoring spatial dependence would lead to biased estimates and an incomplete understanding of the mechanisms driving poverty dynamics.

3 Materials and Methods

3.1 Analysis of Factors Explaining Poverty and its Spatial Distribution

To identify the socioeconomic factors underlying poverty and its spatial dynamics, this study estimates a spatial panel data model using information for Ecuador's 221 cantons over the years 2001, 2010, and 2022. The analysis considers two alternative measures of poverty (the traditional UBN indicator and the CAPECO-modified version) in order to assess the robustness of the results to differences in measurement.

3.2 Model Specification

Given the strong evidence of spatial dependence documented in the previous section, the empirical strategy adopts a spatial Durbin model (SDM) with two-way fixed effects. This specification enables the simultaneous modeling of spatial spillovers in both the dependent variable and the explanatory variables.

The empirical specification is expressed in matrix form for each period (t) as:

$$\mathbf{y}_t = \rho \mathbf{W}\mathbf{y}_t + \mathbf{X}_t\boldsymbol{\beta} + \mathbf{W}\mathbf{X}_t\boldsymbol{\theta} + \boldsymbol{\alpha} + \gamma_t \mathbf{1}_N + \mathbf{u}_t \tag{2}$$

where $\mathbf{y}_t$ is an $N \times 1$ vector containing the poverty rate of the N cantons in period t, $\mathbf{W}$ is the $N \times N$ spatial weights matrix, and $\mathbf{W}\mathbf{y}_t$ denotes the spatial lag of the dependent variable. Thus, for each canton i, the term $\mathbf{W}\mathbf{y}_t$ represents a spatially weighted average of poverty rates in neighboring cantons. The matrix $\mathbf{X}_t$ is an $N \times K$ matrix of socioeconomic covariates, where each row corresponds to a canton and each column to a covariate. The term $\mathbf{W}\mathbf{X}_t$ is therefore an $N \times K$ matrix containing the spatially lagged

covariates. The vectors β and $\boldsymbol{\theta}$ are $K \times 1$ parameter vectors associated with local covariates and spatially lagged covariates, respectively. The vector $\boldsymbol{\alpha}$ contains canton fixed effects, $\gamma_t \mathbf{1}_N$ captures time fixed effects common to all cantons in period t, and $\mathbf{u}_t$ is an $N \times 1$ vector of idiosyncratic error terms.

The inclusion of both spatial lags enables the model to capture direct effects (within--canton impacts) and indirect effects (spillovers across neighboring cantons), which are central to understanding the territorial dynamics of poverty.

3.3 Interpretation of coefficients

In the SDM framework, the estimated coefficients β and θ do not directly correspond to marginal effects due to the presence of spatial feedback mechanisms. Instead, the total impact of each variable is decomposed into:

- **Direct effects**, capturing the impact of changes within a canton.
- **Indirect effects**, capturing spillovers to neighboring cantons.
- **Total effects**, combining both components.

This decomposition is essential for correctly interpreting the role of each determinant in a spatial context. Following Elhorst (2014), and based on the estimation of the model's structural parameters, the effects of the k-th regressor on $\mathbf{y}_t$ are derived as follows:

$$\mathbf{S}_k(\mathbf{W}) = (\mathbf{I}_N - \rho\mathbf{W})^{-1}(\beta_k \mathbf{I}_N + \theta_k \mathbf{W})$$

$$\text{Direct effect} = \overline{\text{diag}\left[\mathbf{S}_k(\mathbf{W})\right]}$$

$$\text{Total effect} = \overline{\text{rsum}\left[\mathbf{S}_k(\mathbf{W})\right]}$$

$$\text{Indirect effect} = \overline{\text{rsum}\left[\mathbf{S}_k(\mathbf{W})\right]} - \overline{\text{diag}\left[\mathbf{S}_k(\mathbf{W})\right]}$$

where $\mathbf{S}_k(\mathbf{W})$ is the $N \times N$ matrix of partial derivatives associated with the k-th explanatory variable, $\mathbf{I}_N$ is the $N \times N$ identity matrix, ρ is the spatial autoregressive parameter, β_k is the coefficient of the local covariate, and θ_k is the coefficient of its spatial lag. The statistical significance of the direct, indirect, and total effects was assessed using a parametric bootstrap procedure. A total of 5,000 simulated samples of the coefficients were generated from their variance-covariance matrix, and spatial effects were recalculated in each simulation. Confidence intervals at 90%, 95%, and 99% were constructed, and an effect was considered significant if its interval excluded zero, following the methodology recommended for spatial models with complex dependencies (Jin & Lee, 2013).

3.4 Model Selection and Estimation

The selection of the spatial specification follows a Bayesian model comparison framework as proposed by LeSage (2014), which provides a coherent and simultaneous evaluation of alternative spatial models. Recent studies have adopted this approach (Herrera, 2021; Li et al., 2025; Pommeranz & Steininger, 2020; Saucedo de la Fuente & Berry, 2019; Yesilyurt & Elhorst, 2017). In contrast to conventional approaches based on sequential hypothesis testing, such as the likelihood ratio and Wald tests, this method

assesses the relative plausibility of competing specifications by comparing their posterior model probabilities.

Formally, let $\mathcal{M}_k$ denote a set of candidate models, including the spatial autoregressive model (SAR), the spatial Durbin model (SDM), the spatial error model (SEM), the dpatial Durbin error model (SDEM), and the spatially lagged X model (SLX). Prior probabilities are assigned uniformly across models, which reflect the absence of prior preference:

$$P(\mathcal{M}_k) = \frac{1}{K}, \ \forall \ k \tag{3}$$

For each model, the marginal likelihood of the data is computed as:

$$P(y \mid \mathcal{M}_k) = \int P(y \mid \theta_k, \mathcal{M}_k) P(\theta_k \mid \mathcal{M}_k) d\theta_k \tag{4}$$

where $P(y \mid \theta_k, \mathcal{M}_k)$ is the likelihood function and $P(\theta_k \mid \mathcal{M}_k)$ denotes the prior distribution of the parameters. This integration accounts for parameter uncertainty and penalises model complexity in a natural way. Posterior model probabilities are then obtained via Bayes' rule:

$$P(\mathcal{M}_k \mid y) = \frac{P(y \mid \mathcal{M}_k) P(\mathcal{M}_k)}{\sum_{j=1}^{K} P\big(y \mid \mathcal{M}_j\big) P(\mathcal{M}_j)} \tag{5}$$

These probabilities provide a direct ranking of competing specifications, thereby yielding the identification of the model that best balances goodness-of-fit and parsimony. The empirical results indicate that the spatial Durbin model (SDM) exhibits the highest posterior probability (see Annex 3) , since it clearly outperforms alternative specifications. This finding suggests that spatial dependence operates not only through the dependent variable but also through the explanatory variables, there by supporting the presence of indirect transmission mechanisms across cantons. A major advantage of this approach is that it facilitate the comparison of both nested and non-nested models within a unified probabilistic framework, while avoiding the path-dependence and potential inconsistencies associated with sequential testing procedures. Moreover, by integrating over the parameter space, the method takes estimation uncertainty into account, which leads to a more robust model selection.

4 Results and Limitations

According to Table 6, Ecuador underwent substantial demographic, social, and economic transformations between 2001 and 2022. Average household size declined from 4.38 to 3.28 members due to ongoing urbanization processes and changes in family structures. The population aged moderately, as the share of older adults increased, while the proportion of young individuals remained broadly stable. At the same time, female-headed households rose markedly, from 23.82% to 36.57%, which indicated shifts in household composition and in gender roles. The proportion of individuals self-identifying as indigenous increased slightly, whereas the share of Afro-Ecuadorians exhibited no clear trend. Population density also increased significantly, from 87.78 to 124.49 inhabitants per km², consistent with rising urban concentration.

From an economic perspective, the period was characterized by a process of structural transformation. The share of employment in the primary sector declined sharply, from 53.07% to 37.51%, while the tertiary sector expanded substantially, from 29.80% to 51.75%. The secondary sector remained relatively stable. Informal employment decreased considerably, and emigration rates fell, suggesting improvements in local labor market conditions and reduced incentives to migrate.

Despite these advances, major structural challenges persist. Pension coverage remains limited, with only 3.31% of older adults receiving retirement income in 2022, pointing to gaps in social protection systems. More critically, the unemployment rate increased dramatically from 1.79% to 20.37%, thereby revealing a significant deterioration in labor market performance. This trend, coupled with marked regional disparities, suggests that the observed structural transformation has not been accompanied by sufficient job creation, which has limited its capacity to reduce poverty in a sustained and inclusive manner.

Table 6. Descriptive Statistics of the Model's Variables

Variable	Year	Mean	SD	Min	Max
Poverty rate (UBN)	2001	87.069%	0.098	46.939%	100%
Poverty rate (UBN)	2010	79.243%	0.124	34.606%	98.271%
Poverty rate (UBN)	2022	61.082%	0.168	12.205%	96.215%
Human capital	2001	5.623	1.324	2.667	9.902
Human capital	2010	7.189	1.458	3.636	11.648
Human capital	2022	9.734	1.406	5.796	13.949
Household size	2001	4.383	0.411	3.107	5.956
Household size	2010	3.903	0.403	2.944	6.007
Household size	2022	3.278	0.262	2.718	4.787
Older adult population	2001	7.263%	0.025	2.627%	19.526%
Older adult population	2010	7.491%	0.031	2.133%	19.592%
Older adult population	2022	9.742%	0.036	2.503%	21.181%
Youth population	2001	20.182%	0.017	13.817%	23.252%
Youth population	2010	19.963%	0.014	15.298%	23.331%
Youth population	2022	19.812%	0.014	15.346%	23.638%
Female-headed households	2001	23.825%	0.068	10.393%	49.349%
Female-headed households	2010	26.815%	0.060	14.902%	48.270%
Female-headed households	2022	36.573%	0.054	20.960%	51.919%
Indigenous population	2001	11.768%	0.204	0%	93.192%
Indigenous population	2010	12.388%	0.218	0%	97.099%
Indigenous population	2022	14.233%	0.242	0%	97.726%
Afro-Ecuadorian population	2001	1.924%	0.059	0%	54.231%
Afro-Ecuadorian population	2010	4.094%	0.076	0.017%	63.676%
Afro-Ecuadorian population	2022	3.483%	0.105	0.043%	83.966%
Population density	2001	87.781	230.600	0.285	3073.340
Population density	2010	105.547	285.069	0.391	3786.630
Population density	2022	124.498	339.325	0.550	4434.890
Primary sector	2001	53.067%	0.206	5.228%	84.506%
Primary sector	2010	48.243%	0.188	2.802%	82.304%
Primary sector	2022	37.513%	0.175	2.926%	77.010%
Secondary sector	2001	12.223%	0.075	2.239%	57.126%
Secondary sector	2010	13.177%	0.076	3.085%	58.617%
Secondary sector	2022	13.876%	0.070	3.538%	56.533%
Tertiary sector	2001	29.797%	0.139	8.550%	72.018%

Variable	Year	Mean	SD	Min	Max
Tertiary sector	2010	36.432%	0.145	10.074%	75.634%
Tertiary sector	2022	51.749%	0.135	19.798%	81.227%
Informal employment rate	2001	62.248%	0.067	40.744%	78.810%
Informal employment rate	2010	48.276%	0.078	28.504%	74.301%
Informal employment rate	2022	33.573%	0.086	7.548%	57.004%
Emigration	2001	8.314%	0.075	0.119%	32.742%
Emigration	2010	4.556%	0.039	0.435%	20.362%
Emigration	2022	2.148%	0.029	0.097%	13.868%
Retirement income	2001	3.151%	0.027	0.229%	19.314%
Retirement income	2010	3.743%	0.036	0%	21.533%
Retirement income	2022	3.309%	0.019	0%	9.642%
Unemployment rate	2001	1.793%	0.009	0.284%	6.058%
Unemployment rate	2010	9.537%	0.032	3.987%	19.800%
Unemployment rate	2022	20.366%	0.068	8.521%	59.215%

Source: Authors' own elaboration.

4.1 Spatial Model Estimation

Table 7 reports the estimation results of the spatial Durbin model (SDM) for both poverty measures. The reported coefficients correspond to the structural parameters of the model, including the effects of the explanatory variables and their spatial lags, as well as the spatial autoregressive parameter.

At the outset, it is important to emphasize that the estimated coefficients associated with the explanatory variables and their spatial lags do not represent marginal effects in the conventional sense. Due to the presence of spatial feedback mechanisms, changes in one canton propagate through the spatial system and may return to the original unit. As a result, these coefficients capture only the initial impact of each variable, prior to the full adjustment process. For this reason, they are not directly interpretable in isolation and must be analyzed through the decomposition into direct, indirect, and total effects presented in the following section.

A key result concerns the spatial autoregressive parameter ($\boldsymbol{\lambda}$), which is positive and highly statistically significant across all specifications. The estimated magnitude, of approximately 0.77, indicates a strong degree of spatial dependence in poverty outcomes. This implies that poverty levels in a given canton are closely linked to those observed in neighboring cantons, reflecting the presence of spatial spillovers. Such interdependence is consistent with mechanisms such as shared labour markets, interregional mobility, local production linkages, and coordinated or overlapping policy environments.

The strength of the spatial parameter suggests that poverty in Ecuador is not an isolated local phenomenon but rather a territorially interconnected process. Consequently, shocks affecting one canton, whether they be economic, demographic, or institutional, are likely to propagate across space, reinforcing regional patterns of deprivation or improvement.

The goodness-of-fit of the model, as captured by the pseudo-R^2, is high in all specifications, exceeding 0.96. Following Elhorst (2014), this measure reflects the explanatory power of the full spatial model, including the contribution of spatial lags and fixed effects. Therefore, its magnitude should not be interpreted as evidence of the explanatory capacity of the regressors alone, but rather as an indication that the combined structure of spatial dependence and unobserved heterogeneity captures a substantial share of the variation in poverty across cantons and over time.

Overall, the estimation results confirm the presence of strong spatial interdependence and provide a consistent empirical foundation for the analysis of the determinants of poverty. The subsequent section builds on these findings by decomposing the effects of the explanatory variables into direct and indirect components, thereby facilitating a more precise interpretation of the mechanisms through which poverty is generated and transmitted across space.

Table 7. Durbin Panel Estimation for 2001, 2010, and 2022

	β		θ	
Variable	CAPECO UBN	Traditional UBN	CAPECO UBN	Traditional UBN
Human capital	−0.2512***	−0.2836***	0.0977***	0.1138**
	(0.0278)	(0.0336)	(0.0372)	(0.0469)
Household size	0.1139**	0.1305**	−0.2836***	−0.2986***
	(0.0514)	(0.0623)	(0.0706)	(0.0846)
Older adult population	0.6216***	0.7355***	−1.1762***	−1.3545***
	(0.1734)	(0.2102)	(0.2166)	(0.2629)
Youth population	1.5727***	1.8023***	−1.4865***	−1.7284***
	(0.2079)	(0.2524)	(0.3711)	(0.4555)
Female-headed households	−0.0079	−0.0946	−0.3322***	−0.2977**
	(0.0743)	(0.0903)	(0.1091)	(0.1353)
Indigenous population	0.0901***	0.1208***	−0.1156***	−0.1409***
	(0.0248)	(0.0302)	(0.0361)	(0.0439)
Afro-Ecuadorian population	0.2277***	0.3007***	−0.3483***	−0.4455***
	(0.0642)	(0.0781)	(0.0899)	(0.1092)
Population density	−0.0107***	−0.0118*	0.0008	0.0027
	(0.0039)	(0.0047)	(0.0062)	(0.0075)
Primary sector	0.0790***	0.0914***	−0.0461	−0.0508
	(0.0188)	(0.0229)	(0.0344)	(0.0418)
Secondary sector	0.0988*	0.1216*	−0.1468*	−0.2051*
	(0.0520)	(0.0636)	(0.0864)	(0.1050)
Tertiary sector	−0.2750***	−0.2872***	0.2893***	0.3427***
	(0.0399)	(0.0484)	(0.0762)	(0.0893)
Emigration	0.1648*	0.1722	−0.0578	−0.0448
	(0.0872)	(0.1059)	(0.1223)	(0.1490)

	β		θ	
Variable	CAPECO UBN	Traditional UBN	CAPECO UBN	Traditional UBN
Unemployment rate	0.4779***	0.3692***	−0.1466	−0.0206
	(0.0750)	(0.0911)	(0.1484)	(0.1766)
Retirement income	−0.1845*	−0.2157*	0.4339**	0.4298**
	(0.1048)	(0.1271)	(0.1765)	(0.2109)
Informal employment rate	−0.0958**	−0.1126**	0.1345*	0.1599*
	(0.0456)	(0.0408)	(0.0745)	(0.0905)
Lambda (λ)	0.7708***	0.7768***		
Pseudo R^2	0.9637	0.9603		

Source: Authors' own elaboration.
Note: *** significant at 1%, ** significant at 5%, * significant at 10%.

4.2 Spatial Effects of Explanatory Factors on Regional Poverty

In the context of the spatial Durbin model (SDM), the presence of spatial feedback effects implies that the impact of explanatory variables extends beyond the location of the shock. A change in a given canton not only affects local poverty levels but also propagates through neighboring units and feeds back into the original location. As a result, the total impact of each variable must be evaluated in terms of its long-term effects.

Following Elhorst (2014), the effects of a change in an explanatory variable are decomposed into three components. The direct effect captures the average impact of a change within a canton on its own poverty level, including the influence of feedback loops. The indirect effect (or spillover effect) reflects the impact transmitted to neighboring cantons through the spatial structure. The total effect corresponds to the sum of the two components and represents the overall impact on the system.

Table 8 reports the estimated direct, indirect, and total effects for each explanatory variable. Statistical significance is assessed using a parametric bootstrap procedure with 5000 simulations, which accounts for the complex dependence structure of the model. Confidence intervals are constructed at conventional levels, and an effect is considered statistically significant when its interval does not include zero (Jin & Lee, 2013).

Table 8. Direct, Indirect, and Total Effects of the Explanatory Variables

	Direct Effect		Indirect Effect		Total Effect	
Variable	CAPECO UBN	Traditional UBN	CAPECO UBN	Traditional UBN	CAPECO UBN	Traditional UBN
Human capital	−0.277***	−0.313***	−0.387***	−0.441**	−0.664***	−0.754**
Household size	0.061	0.076	−0.790***	−0.817**	−0.729**	−0.741*
Older adult population	0.433**	0.519**	−2.812***	−3.245**	−2.379***	−2.726**
Youth population	1.499***	1.712***	−1.106	−1.360	0.393	0.351
Female-headed households	−0.099	−0.197**	−1.365***	−1.538**	−1.464***	−1.735**
Indigenous population	0.078***	0.108***	−0.186	−0.195	−0.109	−0.087
Afro-Ecuadorian population	0.181***	0.239***	−0.697***	−0.919**	−0.516**	−0.679**
Population density	−0.013***	−0.014***	−0.030	−0.027	−0.043**	−0.041
Primary sector	0.083***	0.096***	0.059	0.084	0.143	0.181
Secondary sector	0.079	0.091	−0.285	−0.459	−0.205	−0.368
Tertiary sector	−0.254***	−0.254***	0.312	0.496	0.058	0.241
Emigration	0.183**	0.197*	0.279	0.369	0.463	0.565
Unemployment rate	0.538***	0.442***	0.895*	1.103*	1.433**	1.546**
Retirement income	−0.106	−0.143	1.177*	1.087	1.071	0.943
Informal employment rate	−0.079	−0.092	0.244	0.300	0.165	0.208

Source: Authors' own elaboration.
Note: *** significant at 1%, ** significant at 5%, * significant at 10%.

4.3 Human Capital

Human capital, measured as the average years of schooling among individuals aged 25 and above, emerges as the most robust determinant of poverty reduction. The direct effects are negative and statistically significant, and indicate that higher educational attainment reduces poverty within cantons.

The indirect effects are also negative and significant, revealing the presence of positive spatial spillovers. This suggests that improvements in education generate benefits beyond local boundaries, probably through labor mobility and knowledge diffusion. As a result, the total effects are substantial, thereby highlighting the system-wide impact of human capital.

These findings are consistent with human capital theory (Becker, 1994) and with evidence on the social returns from education (Psacharopoulos & Patrinos, 2018). Furthermore, results remain robust across both poverty measures, which indicates that education influences poverty through multiple channels beyond its direct inclusion in the CAPECO indicator. Overall, human capital constitutes a central mechanism for the reduction of poverty and mitigation of spatial disparities, with effects that extend across neighboring territories.

4.4 Productive structure

The productive structure exhibits differentiated effects on poverty. A higher concentration of employment in the primary sector is associated with increased poverty due to its low productivity and limited income-generating capacity (Ravallion & Datt, 1996). In contrast, the tertiary sector shows a negative and significant direct effect, which indicates that service-based activities contribute to poverty reduction. Indirect effects are generally not statistically significant, which suggests that the impact of productive structure is predominantly local. Overall, these findings support the role of structural transformation towards higher value-added activities as a key pathway for the reduction of poverty (World Bank, 2009).

4.5 Sociodemographic characteristics

Sociodemographic factors exhibit heterogeneous and spatially differentiated effects on poverty. The proportion of young people in the population is positively associated with poverty at the local level, due to constraints in labor market entry and the limited absorption capacity of local economies. This result is consistent with evidence on youth unemployment and precarious employment in developing contexts, where weak school--to-work transitions increase vulnerability (International Labour Organization, 2019). The absence of statistically significant spillover effects suggests that these constraints are largely localized and depend on the specific labor market conditions of each canton.

In contrast, the proportion of older adults shows a more complex pattern. While the direct effects are positive in that ageing increases dependency ratios and reduces labor income at the local level, the indirect effects are negative and statistically significant. This suggests that ageing may generate beneficial spillovers in neighboring cantons, potentially through mechanisms such as inter-household transfers, pension income redistribution, and increased demand for health and care services (Inter-American Development Bank, 2018). These findings highlight the dual role of demographic ageing as both a source of vulnerability and a channel of regional economic interaction.

Female-headed households are associated with reductions in poverty, particularly through spillover effects. While the direct effects are modest, the indirect and total effects are negative and statistically significant, which indicates that their impact extends beyond local boundaries. This result challenges traditional assumptions that link female headship exclusively to higher vulnerability. Instead, it is consistent with evidence that suggests that female-headed households often allocate resources more efficiently towards education, health, and housing, and may benefit from remittance flows that improve household welfare (Liu et al., 2017; World Bank, 2020). The presence of spatial spillovers further suggests that these effects may contribute to broader regional improvements.

Overall, sociodemographic characteristics shape poverty dynamics through multiple and interacting channels. While certain effects are primarily local, such as those associated with youth, others generate significant spatial spillovers, particularly in the case of ageing and female headship. These patterns underscore the importance not only of incorporating demographic structure into the analysis of poverty, but also of designing policies that account for both local conditions and interregional linkages.

4.6 Emigration

With respect to the proportion of households with a permanent migrant, the direct effect is 0.183 ($p < 0.05$) in CAPECO and 0.197 ($p < 0.10$) in UBN, while both indirect and total effects are positive but not statistically significant. The positive local association suggests that emigration is not associated with lower poverty, potentially since remittances are not invested in structural improvements or because the departure of active household members reduces productive capacity (Ekanayake & Moslares, 2020; World Bank, 2018). The literature on remittances and poverty in LAC reports mixed effects: their impact depends on expenditure patterns and allocation. These findings highlight the need to examine remittance use in Ecuador and to support policies that channel funds toward productive investment and household infrastructure (World Bank, 2018).

4.7 Labor Market Characteristics

Labor market conditions emerge as a central determinant of poverty and its spatial propagation. The unemployment rate exhibits large and statistically significant direct and total effects that indicate that increases in unemployment substantially raise poverty at the local level. This finding reflects the critical role of labor income in sustaining household welfare, since the absence of employment directly constrains income generation and increases vulnerability. Moreover, the presence of positive and significant indirect effects suggests that unemployment shocks are not confined to individual cantons but propagate across neighboring territories, thereby reinforcing regional disparities. This spatial transmission is consistent with shared labor markets, commuting patterns, and interlinked local economies (International Labour Organization, 2019).

The magnitude of the total effects highlights unemployment as one of the most influential factors in shaping poverty dynamics within the model. From a structural perspective, this result points to weaknesses in labor market absorption capacity and the limited ability of local economies to generate stable employment opportunities. The sharp increase in unemployment observed over the period under study further reinforces its role as a key driver of persistent deprivation.

By contrast, the effects of informal employment are not statistically robust. While the direct effects are negative, which suggests that informality may provide short-term income and partially mitigate poverty at the local level, the indirect effects are positive, which indicates potential adverse spillovers across neighboring cantons. Although these estimates lack statistical significance, their signs are economically meaningful and reflect the dual nature of informality. On the one hand, informal employment can act as a coping mechanism in the context of limited formal job opportunities, by providing subsistence income and reducing immediate poverty (Loayza, 2018; Maloney, 2004). On the other hand, its expansion may generate negative externalities, such as increased competition in low-productivity sectors, erosion of formal labor markets, and a reduced fiscal base for public investment (Organisation for Economic Co-operation and Development, 2018).

Overall, the results indicate that labor market conditions play a pivotal role in both the local generation and spatial transmission of poverty. In particular, unemployment operates as a key mechanism through which economic shocks translate into persistent and geographically concentrated deprivation. These findings underscore the importance of policies aimed at strengthening labor market performance, including job creation, the development of skills, and coordinated regional employment strategies.

5 Conclusions and Discussion

This paper examines the spatial and temporal dynamics of poverty in Ecuador at the cantonal level between 2001 and 2022, by combining an extended UBN framework with the CAPECO index and a spatial econometric approach. The results provide consistent evidence that, although poverty has declined substantially over time, this has been an uneven process characterized by persistent territorial disparities.

First, the analysis shows that improvements in poverty have been dimension-specific. While notable progress has been achieved in housing conditions, overcrowding, and school attendance, access to basic services and household economic capacity remain the most critical constraints. These persistent deficits indicate that structural poverty in Ecuador is closely linked to infrastructural gaps and limited income-generating capacity, which have not been fully addressed by aggregate economic growth.

Second, the spatial analysis reveals an increasing degree of geographical concentration. Both global and local measures of spatial autocorrelation indicate a strengthening of high-high poverty clusters along the central and northern Coast, particularly in provinces such as Manabí and Esmeraldas, alongside the consolidation of low-low clusters in the central-northern Sierra. This pattern reflects a process of spatial polarization, where cantons increasingly resemble their neighbors, thereby reinforcing the territorial nature of poverty and limiting convergence across regions.

Third, the distributional analysis indicates that poverty reduction has been accompanied by limited mobility across cantons. The persistence observed at both ends of the distribution suggests the presence of convergence clubs and territorial poverty traps, where initial conditions continue to shape long-term outcomes. These findings highlight that, despite overall progress, structural barriers prevent lagging territories from catching up.

Fourth, the econometric results identify the key mechanisms underlying these dynamics. Human capital emerges as the most robust factor for the reduction of poverty, by generating both local improvements and positive spatial spillovers. In contrast, unemployment stands out as the main driver of poverty and its spatial propagation,

and reflects structural weaknesses in labor markets. The productive structure also plays a major role, with dependence on the primary sector associated with higher poverty, while the expansion of the tertiary sector contributes to its reduction.

Additional findings point to the importance of sociodemographic and structural factors. Female-headed households are associated with reductions in poverty, particularly through spillover effects, while demographic composition, especially in the form of the presence of youth and older adults, affects poverty through distinct local and spatial channels. Furthermore, the persistent association between poverty and ethnic composition underscores the role of historical and structural inequalities in shaping territorial disparities.

Taken together, these results indicate that poverty in Ecuador is a multidimensional and spatially interdependent phenomenon. Its persistence is not only driven by local conditions but also reinforced by spatial interactions across cantons. As a result, policies that focus exclusively on individual territories may be insufficient to generate sustained and inclusive reductions in poverty.

From a policy perspective, the findings suggest three main priorities. First, targeted investments in basic services should be directed towards high-poverty clusters, particularly in the Coastal region, to address persistent infrastructural deficits. Second, labor market policies should prioritize employment generation, especially for youth, and strengthen regional coordination in order to mitigate the spatial transmission of unemployment shocks. Third, education policy should focus not only on expanding coverage but also on improving quality and aligning skills with local economic structures, in order to maximize both local and spillover effects.

In conclusion, while Ecuador has achieved significant progress in reducing poverty, the persistence of territorial inequalities and the strengthening of spatial clustering indicate that structural challenges remain. Overcoming these constraints will require a shift towards integrated, location-based development strategies that both bear spatial interdependence in mind and target the underlying drivers of regional inequality.

Annexes

Annex 1. Cantons with High-High Clusters According to Local Moran's I (2001, 2010, and 2022)

2001	2010	2022	Province
Balzar, Colimes, Pedro Carbo, Santa Lucía	Balzar, Colimes, Pedro Carbo, Santa Lucía, Palestina	Balzar, Colimes, Pedro Carbo, Santa Lucía, Palestina, El Empalme	Guayas
Paján	Paján, Chone, Jipijapa, 24 de Mayo, Olmedo	Paján, Chone, Jipijapa, 24 de Mayo, Olmedo, Pichincha, Santa Ana, Tosagua, Pedernales, Jama	Manabí
Lago Agrio			Sucumbíos
	Pallatanga	Pallatanga	Chimborazo
	Quinindé	Quinindé, Eloy Alfaro, Atacames	Esmeraldas
	Vinces	Vinces, Mocache	Los Ríos

Annex 2. Cantons with Low-Low Clusters According to Local Moran's I (2001, 2010, and 2022)

2001	2010	2022	Province
Mira	Mira	Bolívar	Carchi
Rumiñahui, Distrito Metropolitano de Quito, Cayambe, Mejía, Pedro Moncayo	Rumiñahui, Distrito Metropolitano de Quito, Cayambe, Mejía, Pedro Moncayo	Rumiñahui, Distrito Metropolitano de Quito, Cayambe, Pedro Moncayo	Pichincha
Antonio Ante, Otavalo	Otavalo, San Miguel de Urcuquí	Otavalo	Imbabura
Santa Rosa	Santa Rosa	Santa Rosa, Arenillas, Piñas	El Oro
	Paute, San Fernando	Paute, San Fernando, Cuenca, Gualaceo, Sevilla de Oro, Guachapala	Azuay
		Biblián, Déleg	Cañar
		San Pedro de Pelileo, Tisaleo	Tungurahua
	Durán	Balao	Guayas

Annex 3. Model Variables

Variable	Description
Dependent Variable:	
Poverty Rate in terms of UBNs	The percentage of total households in the canton lacking at least one basic need.
Independent Variables:	
Population density	Number of inhabitants per square kilometer
Household size	Average number of members per household
Older Adult Population	Percentage of people over 65 years old
Youth Population	Percentage of people between 15 and 25 years old
Female-headed households	Percentage of households headed by a woman
Emigration	Percentage of households with at least one member who has emigrated permanently
Human capital	Average years of schooling among people over 24 years old
Labor concentration in the primary, secondary, or tertiary sectors	Percentage of the total workforce in each sector
Informal employment rate	Percentage of workers who are self-employed or salaried without affiliation to IESS
Indigenous population	Percentage of the total population that self-identifies as indigenous
Retirement Income	Percentage of older adults who receive a pension
Unemployment Rate	Percentage of people not working and actively seeking employment
Afro-Ecuadorian population	Percentage of the population that self-identifies as Afro-Ecuadorian

Annex 4. Lesage's Bayesian Test for Two-Way Fixed Effects

	OLS	**SAR**	**SDM**	**SEM**	**SDEM**	**SLX**
Log marginals	613.766	637.652	637.906	629.129	637.716	630.651
Model probs	0.000	0.2980	0.3839	0.0001	0.3177	0.0003

References

Acevedo González, K., Quejada Pérez, R., & Yánez Contreras, M. (2010). Determinantes y consecuencias del trabajo infantil: Un análisis de la literatura. *Revista Facultad de Ciencias Económicas*, *19*(1), 113-124. https://doi.org/10.18359/rfce.2263

Acuña Carrasco, J. A., Castro Balderrama, C. A., & Mansilla Bustamante, S. A. (2017). Análisis espacial de la persistencia de pobreza a nivel municipal. *Sociedad Científica Estudiantil de Economía (SCEE)*, (3), 47-66.

Álvarez, G. (2002). Capacidad económica de los hogares. Una aproximación a la insuficiencia de ingresos. *Notas de Población*, *29*(74), 213-250.

Aponte, C., Romero, E., & Santa, L. (2015). Análisis de datos espaciales del Índice de Necesidades Básicas Insatisfechas en la Región Andina. *Perspectiva Geográfica*, *20*(2), 391-418. https://doi.org/10.19053/01233769.4533

Becker, G. S. (1994). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education* (3.ª ed.). National Bureau of Economic Research. https://econpapers.repec.org/bookchap/nbrnberbk/beck94-1.htm

Bradshaw, T. K. (2007). Theories of Poverty and Anti-Poverty Programs in Community Development. *Community Development*, *38*(1), 7-25. https://doi.org/10.1080/15575330709490182

Economic Commission for Latin America and the Caribbean. (2015). *Guía metodológica Instrumentos económicos para la gestión ambiental*. https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/3c220f39-febd-49ae-ad82-8bec29caa14f/content

Ekanayake, E. M., & Moslares, C. (2020). Do Remittances Promote Economic Growth and Reduce Poverty? Evidence from Latin American Countries. *Economies*, *8*(2), 35. https://doi.org/10.3390/economies8020035

Elhorst, J. P. (2014). *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Springer Berlin Heidelberg. https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8

García Vélez, D. F., & Núñez Velázquez, J. J. (2022). Un enfoque alternativo para medir la pobreza multidimensional utilizando conjuntos difusos: Análisis espacial para Ecuador. *Investigaciones Regionales - Journal of Regional Research*, *52*, 37-58. https://doi.org/10.38191/iirr-jorr.22.002

Gigler, B. S. (2015). *Development as Freedom in a Digital Age: Experiences from the Rural Poor in Bolivia*. The World Bank. http://elibrary.worldbank.org/doi/book/10.1596/978-1-4648-0420-5

Gómez, A., Álvarez, G., Olmos, F., & Lucarini, A. (1999). Capacidad Económica de los Hogares. Vinculaciones entre la pobreza coyuntural y los comportamientos demográficos. Provincias Seleccionadas, 1991. *V Jornadas Argentinas de Estudios de la Población*. https://www.aacademica.org/gustavo.oscar.alvarez/23.pdf

Herrera, C. J. R. A. (2021). Impacto de las remesas en la pobreza y en la oferta laboral del Ecuador. Un estudio desde la perspectiva económica y demográfica. *Revista Visión Contable Universidad Autónoma Latinoamericana*, (24), 101-126.

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2024a). *Censo Población y Vivienda*. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/pobreza-por-necesidades-basicas-insatisfechas/

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2024b). *Ficha metodológica por indicador*. https://www.censoecuador.gob.ec/wp-content/uploads/2024/04/Porcentaje_de_personas_u_hogares_en_Pobreza_por_NBI.pdf

Inter-American Development Bank. (2018). *Presente y futuro de las pensiones en América Latina y el Caribe*. https://www.fiapinternacional.org/en/the-present-and-future-of-pensions-in-latin-america-and-the-caribbean-idb-november-2018/

International Labour Organization. (2019). *World Employment and Social Outlook: Trends 2019*. http://ilo.org/sites/default/files/wcmsp5/groups/public/%40dgreports/%40dcomm/%40publ/documents/publication/wcms_670542.pdf

Jin, F., & Lee, L. (2013). *On the Bootstrap for Spatial Econometric Models*. https://econ.sufe.edu.cn/_upload/article/files/94/e5/ae50286b4f7a91fcbae94f07c82b/26cd428f-751a-4e07-a1c6-b5fa904664d4.pdf

Jung, H.-S., & Thorbecke, E. (2003). The impact of public education expenditure on human capital, growth, and poverty in Tanzania and Zambia: A general equilibrium approach. *Journal of Policy Modeling*, *25*(8), 701-725.

LeSage, J. P. (2014). Spatial econometric panel data model specification: A Bayesian approach. *Spatial Statistics*, *9*, 122-145. https://doi.org/10.1016/j.spasta.2014.02.002

Levernier, W., Partridge, M. D., & Rickman, D. S. (2000). The Causes of Regional Variations in U.S. Poverty: A Cross-County Analysis. *Journal of Regional Science*, *40*(3), 473-497. https://doi.org/10.1111/0022-4146.00184

Li, J., Hu, Y., Wang, N., Wang, S. suspicion, Wang, R., Lyu, L., & Fang, Z. (2025). Advances and Trends in Bayesian Spatio-Temporal Statistical Methods and Applications. *Journal of Geo-Information Science*, *27*(7), 1501-1519. https://doi.org/10.12082/dqxxkx.2025.250161

Liu, C., Esteve, A., & Treviño, R. (2017). Female-Headed Households and Living Conditions in Latin America. *World Development*, *90*(C), 311-328.

Loayza, N. (2018). *Informality: Why is it so Widespread and How Can it Be Reduced?* https://papers.ssrn.com/abstract=3360124

López Ávila, D. M. (2009). *Pobreza y trabajo infantil: diferencias entre trabajo dentro y fuera del hogar. Evidencia para Colombia, 2001-2003* [Documentos de Econom{\'\i}a]. (No. 7754). https://ideas.repec.org/p/col/000108/007754.html

López-Calva, L. F. (2006). *Trabajo infantil: Teoría y lecciones de la América Latina*. Fondo de Cultura Económica.

Maloney, W. F. (2004). Informality revisited. *World Development*, *32*(7), 1159-1178.

Mario, S., Gómez, A., & Martins Pereira, N. de O. (2004). *Aplicación del Indicador de Capacidad Económica de los Hogares (CAPECO) en el marco del Proyecto del Censo Común del MERCOSUR + 2 (Bolivia y Chile)*. https://files.alapop.org/alap/images/PDF/ALAP2004_267.pdf

Noceti, M. B. (2011). *El trabajo infantil como estrategia de sostén de las familias pobres en la Argentina, la necesidad de rediseñar el objeto de las políticas públicas*. https://doi.org/10.26754/ojs_ais/ais.200927347

Orellana Bravo, M. del R., Mendieta Muñoz, L. R., & Tapia Olvera, N. E. (2018). La pobreza multidimensional en el Ecuador. Un análisis espacial. En *Crecimiento, desigualdad y los retos para la sostenibilidad. En un escenario post-boom en la región andina KAS Análisis 2017/2018* (pp. 59-76). Konrad Adenauer Stiftung.

Organisation for Economic Co-operation and Development. (2018). *A Framework for Policy Action on Inclusive Growth*. http://oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2018/05/opportunities-for-all_g1g8f56e/9789264301665-en.pdf

Pommeranz, C., & Steininger, B. I. (2020). Spatial Spillovers in the Pricing of Flood Risk: Insights from the Housing Market. *Journal of Housing Research*, *29*(sup1), S54-S85. https://doi.org/10.1080/10527001.2020.1839336

Pontarollo, N., Mendieta, R., & Ontaneda, D. (2019). El crecimiento cantonal en el Ecuador y el papel de la heterogeneidad espacial. *Revista CEPAL*, (129), 155-175. https://doi.org/10.18356/b79c322b-es

Psacharopoulos, G., & Patrinos, H. A. (2018). Returns to investment in education: A decennial review of the global literature. *Education Economics*, *26*(5), 445-458. https://doi.org/10.1080/09645292.2018.1484426

Ravallion, M., & Datt, G. (1996). How Important to India's Poor Is the Sectoral Composition of Economic Growth? *The World Bank Economic Review*, *10*(1), 1-25. https://doi.org/10.1093/wber/10.1.1

Río, M. F. del, & Cumsille, P. (2008). ¿Necesidad Económica o Preferencias Culturales? La Justificación Parental del Trabajo Infantil en Chile. *Psykhe (Santiago)*, *17*(2), 41-52. https://doi.org/10.4067/S0718-22282008000200004

Santillán, M. Á. A. (2015). Utilización del indicador capacidad económica de los hogares en la medición de las necesidades básicas insatisfechas en el Perú, 2007-2011. *Anales Científicos*, *76*(2), 428-436. https://doi.org/10.21704/ac.v76i2.851

Santos, E. I. dos, Carvalho, Í. C. S. de, & Barreto, R. C. S. (2017). Pobreza multidimensional no estado da Bahia: uma análise espacial a partir dos censos de 2000 e 2010. *Revista de Administração Pública*, *51*(2), 240-263. https://doi.org/10.1590/0034-7612152341

Saucedo de la Fuente, D., & Berry, B. J. L. (2019). The effect of drug-related violence on labor productivity in Mexico: A spatial panel data analysis. *Investigaciones Geográficas*, (100), e60021. https://doi.org/10.14350/rig.60021

Wilson, W. J. (2012). *The Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy* (2.ª ed.). University of Chicago Press. https://press.uchicago.edu/ucp/books/book/chicago/T/bo13375722.html

World Bank. (2009). *World Development Report 2009: Reshaping Economic Geography*. World Bank.

World Bank. (2018). *Moving for Prosperity: Global Migration and Labor Markets*. World Bank. https://www.worldbank.org/en/research/publication/moving-for-prosperity

World Bank. (2020). *Women, Business and the Law 2020*. World Bank. https://openknowledge.worldbank.org/entities/publication/7502ec1b-038c-557d-849d-4fc4b26ff6fb

Yesilyurt, M. E., & Elhorst, J. P. (2017). Impacts of neighboring countries on military expenditures: A dynamic spatial panel approach. *Journal of Peace Research*, *54*(6), 777-790. https://doi.org/10.1177/0022343317707569

Segmentación del empleo en Ecuador con variables sociodemográficas: evidencia desde k--prototypes

Juan Carlos Pozo Fonseca[*]

La presente investigación tiene como objetivo examinar la segmentación del empleo en Ecuador a partir de un enfoque cuantitativo, utilizando la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU 2024) y aplicando el algoritmo k-prototypes para identificar patrones laborales según grupos etarios. Los resultados evidencian un mercado laboral altamente fragmentado, dividido en cuatro perfiles: adolescentes en condiciones de trabajo no remunerado y exclusión educativa; trabajadores adultos en empleo informal sin acceso a seguridad social; un segmento reducido con inserción formal y afiliación al IESS, y adultos mayores en condiciones de autoempleo precario. Asimismo, se observa que los segmentos identificados presentan niveles reducidos de ingreso per cápita, lo que refleja la debilidad estructural del mercado laboral y la limitada capacidad de generación de ingresos adecuados. En este sentido, el estudio evidencia que la educación y la experiencia no son condiciones suficientes para garantizar empleos de calidad en un entorno caracterizado por alta informalidad y bajo dinamismo económico.

Palabras clave: segmentación laboral, empleo, informalidad, k-prototypes, empleo adecuado
Códigos JEL: J21, J24, J46
DOI: 10.47550/RCE/36.1.6
Recibido: 2026-01-28 · **Aceptado:** 2026-06-03

[*]Universidad Católica de Cuenca, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Cuenca, Ecuador. ORCID: 0009-0008-4040-4153. CRediT: conceptualización, curación de datos, análisis formal, investigación, metodología, administración del proyecto, software, validación, visualización, redacción - borrador original, redacción - revisión y edición. Correo electrónico: juancarlos.pozo@ucacue.edu.ec.

Copyright © 2026 Pozo Fonseca. Los autores conservan los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License

Employment Segmentation in Ecuador with Sociodemographic Variables: Evidence from k-Prototypes

Juan Carlos Pozo Fonseca

The present study aims to examine labor market segmentation in Ecuador through a quantitative approach, using data from the National Employment, Unemployment, and Underemployment Survey (ENEMDU 2024) and applying the k-prototypes algorithm to identify labor patterns across age groups. The results reveal a highly fragmented labor market, divided into four distinct profiles: adolescents engaged in unpaid work and excluded from education; adult workers employed informally without access to social security; a small segment with formal employment and affiliation to the Ecuadorian Social Security Institute (IESS); and older adults engaged in precarious self-employment. Furthermore, none of the identified segments exhibit income levels substantially above the minimum wage, reflecting the structural weaknesses of the labor market and its limited capacity to generate adequate earnings. In this regard, the study shows that education and experience alone are not sufficient conditions to secure quality employment in an environment characterized by high informality and low economic dynamism.

Keywords: labor segmentation, employment, informality, k-prototypes, adequate employment
JEL Codes: J21, J24, J46
DOI: 10.47550/RCE/36.1.6
Received: 2026-01-28 · **Accepted:** 2026-06-03

1 Introducción

El mercado laboral ecuatoriano ha experimentado transformaciones relevantes en las últimas décadas, reflejando los efectos de la globalización, los cambios demográficos y la inestabilidad económica. A pesar de ciertos avances en indicadores de empleo, persisten profundas heterogeneidades que condicionan las oportunidades de inserción laboral. De acuerdo con los registros del Banco Central del Ecuador [BCE] (2024), el crecimiento económico promedio en los últimos diez años fue de apenas 1.5 %, lo que evidencia limitaciones estructurales para generar empleos de calidad y ampliar las oportunidades productivas. Esta problemática se vuelve más compleja al observar que el comportamiento del empleo varía entre distintos grupos etarios, lo que demanda un análisis segmentado y riguroso.

La necesidad de atender este fenómeno radica en su impacto social y económico, ya que el empleo constituye un determinante central del bienestar de los hogares y del dinamismo económico. Identificar patrones en la segmentación del empleo permite comprender de manera más precisa cómo influyen factores como la edad en la inserción laboral, lo cual resulta esencial para diseñar políticas públicas más efectivas. La trascendencia de este estudio se justifica porque provee evidencia empírica para la formulación de estrategias que promuevan mayor equidad y competitividad en el mercado laboral ecuatoriano.

El objetivo general de la investigación es analizar la segmentación del empleo en el Ecuador según grupos etarios, aplicando técnicas de *clustering* que permitan identificar tipologías diferenciadas. Los objetivos específicos incluyen: (i) determinar los principales factores que caracterizan a cada segmento laboral y (ii) discutir las implicaciones de los resultados de cara a la realidad socioeconómica del Ecuador. La hipótesis central plantea que los patrones de segmentación en el empleo no son aleatorios, sino que responden a estructuras socioeconómicas específicas vinculadas a la edad.

Para abordar el problema, se trabajó con la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) y se aplicó la técnica de `k-prototypes` en `Python`. Previamente, se evaluó la idoneidad del conjunto de datos mediante el estadístico de Hopkins, que arrojó un valor de 0.0107, confirmando la existencia de una clara tendencia a la formación de clústeres. Entre los principales hallazgos, se identificaron cuatro agrupamientos que revelan diferencias sustanciales en las condiciones laborales, especialmente entre jóvenes, adultos en edad productiva y personas mayores.

La contribución de este estudio se centra en ofrecer un marco empírico que combina técnicas de aprendizaje no supervisado con el análisis económico aplicado al empleo. Ello no solo aporta a la literatura académica, sino que también brinda herramientas útiles para los responsables de la política laboral en el país.

2 Revisión de la literatura

2.1 Teoría del ciclo de vida y trayectorias laborales

La teoría del ciclo de vida (Modigliani & Brumberg, 1954) permite comprender cómo las decisiones laborales de los individuos varían a lo largo de las distintas etapas de la vida. Este enfoque plantea que las personas ajustan su comportamiento económico en función de su edad, sus expectativas de ingreso y la acumulación de capital humano.

En las etapas iniciales, los individuos suelen enfrentar mayores dificultades de inserción laboral, caracterizadas por empleos de menor calidad, inestabilidad y bajos ingresos,

debido a la limitada experiencia. En la etapa adulta, se observa una mayor estabilidad laboral y mejores condiciones de empleo, asociadas a la acumulación de habilidades. Finalmente, en edades avanzadas, aumentan las restricciones de acceso a empleo formal, lo que puede derivar en informalidad o salida progresiva del mercado laboral.

En economías en desarrollo como Ecuador, estas dinámicas tienden a intensificarse debido a la alta informalidad y la limitada cobertura de seguridad social, lo que genera trayectorias laborales más inestables a lo largo del ciclo de vida.

Este enfoque resulta fundamental para el presente estudio, ya que permite interpretar las diferencias observadas entre los clústeres identificados mediante k-prototypes, los cuales reflejan una segmentación del mercado laboral asociada al ciclo de vida.

2.2 Factores sociodemográficos y su impacto en el empleo

Desde un enfoque teórico, los factores sociodemográficos son variables clave en el análisis del empleo, pues influyen directamente en la estructura y dinámica del mercado laboral. Variables como la edad, el género, el nivel educativo y la ubicación geográfica son determinantes tanto en el acceso al empleo como en su calidad.

Desde la teoría de la segmentación del mercado laboral (Doeringer & Piore, 2020), se plantea que el empleo no constituye un mercado homogéneo, sino que está dividido en segmentos con características diferenciadas en términos de estabilidad, salarios y acceso a beneficios. En este contexto, ciertos grupos —como jóvenes, mujeres y personas con menor nivel educativo— tienden a concentrarse en empleos de menor calidad, caracterizados por alta informalidad, bajos ingresos y limitada movilidad laboral.

Esta segmentación no responde únicamente a condiciones de oferta y demanda, sino también a barreras estructurales que limitan la movilidad entre segmentos. De este modo, los jóvenes pueden quedar confinados en empleos temporales debido a su falta de experiencia, mientras que las mujeres pueden concentrarse en sectores informales como resultado de restricciones sociales y culturales. Este enfoque resulta fundamental para el presente estudio, ya que permite interpretar las diferencias observadas entre los clústeres identificados, los cuales reflejan una segmentación del mercado laboral asociada a características sociodemográficas.

2.2.1 Capital humano y capital social

Desde la teoría del capital humano (Becker, 1964), se plantea que la educación y la capacitación incrementan la productividad de los individuos, mejorando sus oportunidades de acceso al empleo y sus niveles de ingreso. Desde esta perspectiva, el nivel educativo es un factor sociodemográfico determinante en la calidad del empleo, pues aquellos con mayor educación acceden a puestos más calificados y mejor remunerados. Complementando esta idea, la teoría del capital social destaca la importancia de las redes de contactos y el contexto social en el acceso al empleo. Este enfoque argumenta que los individuos que pertenecen a grupos con menor capital social —como algunas minorías o personas en áreas rurales— enfrentan más dificultades para acceder a empleos de calidad debido a la falta de redes que faciliten su inserción en el mercado formal (Coleman, 1988).

En el caso ecuatoriano, si bien la teoría del capital humano propone que mayores niveles de educación incrementan la productividad y el acceso a mejores oportunidades laborales (Becker, 1964), esta relación se ve limitada por la baja calidad del sistema educativo, la débil articulación entre el sistema de formación y las demandas del mercado, así como por las barreras estructurales que condicionan el acceso a empleos formales. Muchos jóvenes con formación técnica o universitaria no logran insertarse

en el mercado laboral de manera adecuada, enfrentando subempleo, informalidad o migración forzada. Esto revela que el capital humano, por sí solo, no garantiza movilidad social en un entorno económico como el ecuatoriano, donde la creación de empleo de calidad es limitada y donde predomina un aparato productivo de bajo valor agregado. La existencia de títulos sin empleo se convierte en un fenómeno frecuente, en especial entre jóvenes de sectores rurales o empobrecidos, cuyas credenciales académicas no se traducen en mejores condiciones laborales ni estabilidad económica.

A ello se suma la relevancia del capital social como complemento explicativo. Según Coleman (1988), las redes sociales, los vínculos comunitarios y el acceso a círculos de confianza son determinantes en la posibilidad de acceder a oportunidades laborales, particularmente en contextos con altos niveles de informalidad. En Ecuador, donde gran parte del empleo se consigue por referencia, por conocidos o por recomendación, los jóvenes que provienen de hogares pobres, zonas rurales o familias sin conexiones laborales en el sector formal enfrentan desventajas estructurales. Esta carencia de redes funcionales al interior del sistema económico profundiza la segmentación del empleo y reproduce la desigualdad intergeneracional. Así, dos jóvenes con un mismo nivel educativo pueden tener trayectorias laborales muy distintas dependiendo del capital social que poseen.

Este enfoque resulta fundamental para el presente estudio, ya que permite interpretar las diferencias observadas entre los clústeres identificados, en los cuales el nivel educativo y las condiciones estructurales influyen directamente en la calidad del empleo.

2.2.2 Discriminación y desigualdad de género

En el ámbito teórico, la discriminación de género ha sido ampliamente analizada desde distintas perspectivas. Becker (1971) plantea que la desigualdad en el empleo responde, en parte, a sesgos y estereotipos que subvaloran la capacidad productiva de ciertos grupos, particularmente de las mujeres. Estos prejuicios pueden traducirse en menores oportunidades de acceso a empleos formales, así como en condiciones laborales más precarias y menores niveles de ingreso.

La evidencia reciente refuerza este enfoque, mostrando que las brechas de género en el mercado laboral persisten incluso después de controlar por niveles de educación y experiencia, lo cual evidencia la presencia de factores estructurales (World Bank, 2022). En particular, las mujeres tienden a concentrarse en sectores de baja productividad, empleo informal y ocupaciones vinculadas al trabajo de cuidado, lo que limita su acceso a empleos de calidad y a sistemas de protección social.

En contextos como el ecuatoriano, estas desigualdades se intensifican debido a la alta informalidad, la limitada generación de empleo formal y la persistencia de normas socioculturales que asignan roles diferenciados por género. Como resultado, muchas mujeres enfrentan trayectorias laborales más inestables y menores oportunidades de movilidad económica.

Este enfoque permite comprender que las diferencias en la inserción laboral no responden únicamente a características individuales, sino también a condiciones estructurales que afectan de manera diferenciada a hombres y mujeres. En este sentido, resulta clave para interpretar los patrones observados en los clústeres identificados en el presente estudio.

2.2.3 Migración y ubicación geográfica

La teoría de la migración y la localización geográfica sugiere que las disparidades en las oportunidades económicas entre regiones influyen en la distribución del empleo. Desde los aportes clásicos de Ravenstein (1885), se plantea que los individuos tienden a desplazarse desde zonas con menores oportunidades laborales hacia áreas con mayor dinamismo económico.

En este sentido, la ubicación geográfica ha sido identificada como un factor relevante en la inserción laboral, ya que las zonas rurales suelen presentar menor diversificación productiva, mayor informalidad y menores niveles de ingreso en comparación con las áreas urbanas (Ablaza et al., 2023). Esto genera patrones de movilidad interna que reflejan desigualdades estructurales en el acceso al empleo.

No obstante, en el presente análisis esta variable no evidenció un papel diferenciador en la conformación de los clústeres, lo cual es consistente con la naturaleza de los métodos de aprendizaje no supervisado, donde la agrupación depende de las variables con mayor capacidad de discriminación en los datos. En este sentido, es posible que los efectos asociados a la ubicación geográfica estén siendo capturados indirectamente por otras variables incluidas en el modelo, como el nivel educativo, el ingreso o la categoría ocupacional, tal como se ha documentado en estudios aplicados de segmentación socioeconómica (James et al., 2022).

Por tanto, si bien la literatura resalta la importancia de la dimensión territorial, los resultados sugieren que, en este contexto, otros factores sociodemográficos presentan un mayor peso en la segmentación del mercado laboral. Este enfoque resulta relevante para interpretar las diferencias observadas entre los clústeres identificados en el presente estudio.

2.3 Segmentación laboral y mercado dual

La teoría de la segmentación plantea una visión estructural del mercado laboral, donde este se divide en dos segmentos fundamentales con características y condiciones muy distintas: el mercado primario y el mercado secundario. Esta teoría fue desarrollada por economistas como Doeringer & Piore (2020) y sostiene que el mercado laboral no es un sistema homogéneo, sino que está segmentado de manera que ciertos grupos de trabajadores acceden a empleos con diferentes niveles de estabilidad, remuneración y posibilidades de progreso. Esta segmentación, según la teoría, se debe a factores institucionales y estructurales que van más allá de las cualificaciones individuales de los trabajadores, limitando la movilidad laboral y manteniendo la desigualdad en las oportunidades de empleo.

En contraste, el mercado secundario se caracteriza por empleos inestables, de baja remuneración, y sin beneficios adicionales, ubicados frecuentemente en sectores informales y ocupaciones de menor cualificación. La teoría del mercado dual argumenta que, debido a restricciones estructurales, ciertos colectivos (como mujeres, jóvenes, trabajadores migrantes y minorías étnicas) quedan atrapados en este segmento, con pocas oportunidades de movilidad hacia el mercado primario. Esta situación se explica por la existencia de factores discriminatorios y barreras que impiden que dichos grupos accedan a empleos de mejor calidad, a pesar de contar con capacidades o experiencia comparables.

Este enfoque resulta fundamental para el presente estudio, ya que permite interpretar los clústeres identificados como expresiones de una estructura laboral segmentada. En este sentido, los grupos obtenidos reflejan la coexistencia de segmentos con condiciones

de empleo diferenciadas, donde factores como la estabilidad laboral, el acceso a seguridad social y los niveles de ingreso permiten distinguir entre posiciones cercanas al mercado primario y otras claramente asociadas al segmento secundario.

2.4 Aplicaciones de técnicas de *clustering* en el análisis del mercado laboral

El uso de técnicas de aprendizaje automático en economía laboral ha experimentado un crecimiento significativo en los últimos años, particularmente en el análisis de la heterogeneidad del mercado de trabajo. Dentro de este campo, los métodos de aprendizaje no supervisado, como el *clustering*, han adquirido relevancia al permitir identificar estructuras latentes en los datos sin imponer clasificaciones previas (Athey & Imbens, 2019).

El *clustering* constituye una técnica fundamental del aprendizaje no supervisado cuyo objetivo es agrupar observaciones en función de su similitud, maximizando la homogeneidad intraclúster y la heterogeneidad interclúster (Hastie et al., 2009). En el contexto del mercado laboral, esta metodología permite capturar la complejidad estructural del empleo, caracterizada por múltiples dimensiones como ingresos, educación, estabilidad laboral y características sociodemográficas.

En la literatura reciente, el uso de *clustering* ha sido aplicado de manera creciente para analizar la segmentación laboral, especialmente en economías en desarrollo. A diferencia de los enfoques tradicionales que clasifican a los trabajadores en categorías predefinidas —como formal e informal—, los métodos de *clustering* permiten identificar segmentos de manera endógena, revelando patrones ocultos en los datos (Akay & Yüksel, 2017).

Diversos estudios han empleado estas técnicas para contrastar la hipótesis de segmentación del mercado laboral. Por ejemplo, Martin & Okolo (2022) utilizan algoritmos de *clustering* para analizar la heterogeneidad del mercado laboral en el Reino Unido, encontrando evidencia de agrupaciones diferenciadas que no se explican exclusivamente por el nivel educativo o la productividad.

En economías en desarrollo, la evidencia sugiere que la segmentación laboral es más pronunciada y puede ser capturada eficazmente mediante técnicas de aprendizaje automático. En este sentido, Rodríguez-Guerrero & Quintero (2024) aplican un enfoque de *clustering* basado en FAMD-k-means al mercado laboral colombiano, encontrando tres segmentos claramente diferenciados: un grupo mayoritario con condiciones laborales precarias, un segmento intermedio con características mixtas y un grupo reducido con empleos formales de alta calidad. Este enfoque permite superar las limitaciones de las definiciones tradicionales de informalidad, al incorporar múltiples dimensiones del empleo en la clasificación.

Desde una perspectiva metodológica, el uso de algoritmos como k-means, k-modes y k-prototypes ha facilitado el análisis de bases de datos con variables mixtas —numéricas y categóricas—, lo cual es particularmente relevante en estudios laborales (Grané & Sow-Barry, 2021). Asimismo, la incorporación de técnicas de reducción de dimensionalidad, como el análisis factorial de datos mixtos (FAMD), ha permitido mejorar la calidad de los clústeres al equilibrar la influencia de distintos tipos de variables.

En conjunto, esta literatura evidencia que el *clustering* no solo constituye una herramienta metodológica robusta, sino también un enfoque teóricamente consistente con la hipótesis de segmentación laboral. Al permitir que los datos determinen la estructura del mercado de trabajo, estas técnicas ofrecen una aproximación más flexible, multidi-

mensional y empíricamente fundamentada para el análisis del empleo en economías contemporáneas.

3 Materiales y métodos

Para este trabajo de investigación, se desarrolló una metodología basada en el análisis cuantitativo y el uso de técnicas de *machine learning* para agrupar patrones de empleo en la población ecuatoriana según grupos etarios.

3.1 Diseño de investigación

El presente estudio adopta un enfoque cuantitativo, descriptivo y exploratorio para analizar la segmentación del empleo en Ecuador mediante la aplicación de algoritmos de agrupamiento. Utilizando k-prototypes, se identificó patrones homogéneos de empleo dentro de grupos etarios, permitiendo observar cómo las características laborales varían entre diferentes rangos de edad. El análisis de *clustering* permitió segmentar la población en subgrupos significativos que comparten características laborales comunes, como estabilidad, remuneración y sector de empleo.

3.2 Fuente de datos

La fuente de datos principal es la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) 2024 (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos [INEC], 2024). Esta encuesta proporciona datos detallados sobre la situación laboral de los habitantes de Ecuador, incluyendo variables sociodemográficas y económicas, tales como edad, género, nivel de educación, tipo de empleo (formal/informal), sector de actividad económica, nivel de ingreso, régimen laboral y horas trabajadas, ubicación geográfica (zona urbana o rural)

Estas variables permiten analizar el empleo en función de grupos de edad y otras características clave, lo cual facilita una segmentación detallada y relevante para el contexto ecuatoriano.

3.3 Preprocesamiento de datos

- **Limpieza y filtrado de datos**: se realizó una limpieza exhaustiva de los datos de la ENEMDU 2024, eliminando valores faltantes o inconsistentes y filtrando los datos para conservar registros con información válida en las variables sociodemográficas y laborales seleccionadas. Asimismo, se normalizaron las variables cuantitativas (como ingreso y horas trabajadas) y se codificaron las variables categóricas (como sector económico y tipo de empleo) para su procesamiento.
- **Estandarización de variables**: las variables cuantitativas se estandarizaron para garantizar que todas tengan una escala comparable. Este paso es crucial para evitar que variables con mayores valores absolutos dominen el análisis de agrupamiento.

Por otra parte, previo a la aplicación del algoritmo k-prototypes, se realizó un proceso de limpieza y depuración de la base de datos. En esta etapa se eliminaron registros con más del 50 % de valores faltantes, además de llevar a cabo un tratamiento inicial de datos atípicos. Asimismo, se descartaron variables redundantes que no aportaban información significativa al modelo, con el fin de reducir la dimensionalidad y mejorar la robustez de los clústeres obtenidos.

Para el resto de valores faltantes, se aplicó un proceso de imputación simple: se utilizó la media en el caso de variables numéricas y la moda para variables categóricas. Esta decisión se fundamenta en la naturaleza del algoritmo k-prototypes, el cual requiere una matriz completa de datos y combina simultáneamente variables de distinta naturaleza.

Si bien existen métodos más sofisticados de imputación, como la imputación múltiple o el uso de algoritmos basados en k-nearest neighbors (KNN), estos enfoques pueden introducir mayor complejidad y potencial sobreajuste, especialmente en contextos donde el objetivo principal es la identificación de patrones estructurales a nivel agregado más que la predicción individual.

En este sentido, se optó por un enfoque parsimonioso, que permite garantizar la estabilidad y reproducibilidad del modelo sin introducir supuestos adicionales sobre la estructura de los datos. No obstante, se reconoce que este tipo de imputación puede generar cierto grado de sesgo, por lo que futuras investigaciones podrían explorar métodos más avanzados con el fin de evaluar la robustez de los resultados obtenidos.

Adicionalmente, es importante señalar que la base de datos ENEMDU 2024 incluye información tanto de la población adulta (15 años y más) como de población menor de edad a través del módulo de trabajo infantil. En el presente estudio, no se realizó una restricción explícita de la muestra por edad en las etapas iniciales del procesamiento de datos. Como resultado, el algoritmo de *clustering* identificó de manera endógena un segmento caracterizado por individuos con edades significativamente menores al umbral de la población económicamente activa convencional. Este resultado no fue una decisión metodológica deliberada, sino un hallazgo emergente del análisis no supervisado.

Posterior al proceso de limpieza, depuración e imputación de los datos, la base final utilizada para la estimación del modelo quedó conformada por un total de 341394 observaciones correspondientes a la población económicamente activa. Este tamaño muestral garantiza una adecuada representatividad del mercado laboral ecuatoriano y permite la identificación robusta de patrones estructurales mediante técnicas de *clustering* no supervisado.

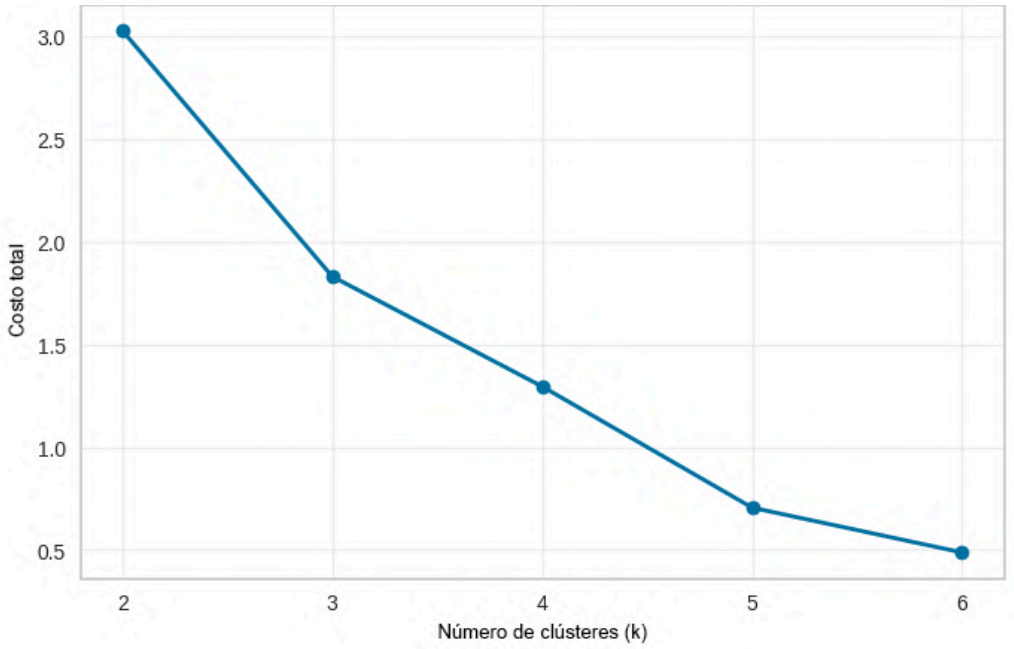
3.4 Definición de variables para *clustering*

Las variables seleccionadas se ajustan en función de su relevancia para el análisis de segmentación laboral por grupos etarios. Entre las variables principales están *edad*, (estratificada en grupos), *nivel de ingreso mensual*, *nivel de educación alcanzado*, *tipo de empleo*, (formal/informal), *sector económico*, *régimen laboral* y *horas trabajadas*. Estas variables sirven para definir los perfiles de empleo de cada grupo etario, permitiendo que el modelo k-prototypes identifique patrones específicos en función de estas características.

3.5 Aplicación del algoritmo k-prototypes

La determinación del número óptimo de clústeres (K) constituye un paso fundamental en la aplicación del algoritmo k-prototypes, ya que influye directamente en la capacidad del modelo para identificar patrones representativos dentro de los datos. Con el objetivo de seleccionar un valor adecuado de k, se empleó el método del codo, el cual permite evaluar la variación del costo total del modelo.

Figura 1. Método del codo para la selección del número óptimo de *clústeres* (k-prototypes)



Como se observa en la Figura 1, el costo total del modelo disminuye de manera pronunciada a medida que aumenta el número de clústeres desde $k = 2$ hasta $k = 4$. A partir de este punto, la reducción del costo se vuelve menos significativa, evidenciando un cambio en la pendiente de la curva. Este comportamiento indica la presencia de un punto de inflexión en $k = 4$, lo cual es consistente con el criterio del método del codo. En consecuencia, se seleccionó $k = 4$ como el número óptimo de clústeres para el análisis.

Se implementó el algoritmo de k-prototypes utilizando las variables seleccionadas (tanto continuas como categóricas), lo que permitió construir clústeres que reflejen perfiles heterogéneos del mercado laboral. Este procedimiento facilita la identificación de agrupamientos de individuos con características similares, describiendo patrones comunes en cada grupo etario y proporcionando una visión integral que combina factores cuantitativos y cualitativos. Para garantizar la reproducibilidad de los resultados, se fijó una semilla aleatoria en la implementación del algoritmo, de modo que los centroides iniciales se seleccionen de manera consistente en cada ejecución.

Por otra parte, el parámetro γ (*gamma*) del algoritmo k-prototypes incorpora un hiperparámetro cuya función es ponderar la contribución relativa de las variables numéricas y categóricas en el cálculo de la disimilitud total, lo que permite equilibrar ambos tipos de información dentro del proceso de agrupamiento. En la presente investigación, el valor de γ no fue fijado manualmente, sino que se dejó en su configuración automática según la implementación del algoritmo en `Python`. En este caso, el modelo estimó internamente un valor de $\gamma = 0.10$ durante el proceso de ajuste.

El valor estimado de $\gamma = 0.104$ sugiere un balance adecuado entre variables numéricas y categóricas, sin evidencia de dominancia excesiva de alguno de los dos tipos de información en el proceso de agrupamiento. Esta estimación automática se basa en la escala y dispersión de las variables numéricas, las cuales fueron previamente normalizadas mediante `MinMaxScaler`, lo que contribuye a un balance adecuado entre la parte numérica y categórica del modelo.

3.6 Validación de resultados

Con el fin de validar los resultados del análisis de *clustering* y garantizar la solidez de los agrupamientos obtenidos, se aplicaron diversos métodos de validación estadística. En primer lugar, se utilizó el estadístico de Hopkins, cuyo valor fue 0.0107. Este resultado, al encontrarse cercano a cero, indica una fuerte tendencia a que los datos presenten una estructura no aleatoria, lo cual confirma que el conjunto de información posee una marcada propensión a conformar clústeres significativos y bien diferenciados.

Tabla 1. Métricas de validación del modelo de *clustering* mediante k-prototypes

Métrica	Valor	Interpretación general
Estadístico de Hopkins	0.0006	Alta no aleatoriedad/fuerte estructura
Coeficiente de silueta	0.143	Cohesión moderada con cierto solapamiento
Índice Davies-Bouldin	2.5286	Separación aceptable entre clústeres
Adjusted Rand index (promedio)	0.7287	Buena estabilidad del modelo
Parámetro γ (k-prototypes)	0.0891	Balance adecuado entre variables

Elaboración: autor

La Tabla 1 presenta las principales métricas de validación utilizadas para evaluar la calidad y robustez del modelo de *clustering* implementado mediante el algoritmo k--prototypes. En primer lugar, el estadístico de Hopkins (0.0006) evidencia que los datos presentan una estructura claramente no aleatoria, lo que justifica la aplicación de técnicas de segmentación. En cuanto a la calidad del agrupamiento, el coeficiente de silueta (0.143) sugiere una cohesión moderada entre los elementos de cada clúster, mientras que el índice de Davies-Bouldin (2.5286) indica una separación aceptable entre los grupos identificados.

Adicionalmente, el análisis de estabilidad basado en el *adjusted Rand index* (ARI) muestra un valor promedio de 0.7287, lo que refleja una buena consistencia en la asignación de los individuos a los clústeres frente a distintas inicializaciones del algoritmo. Finalmente, el valor del parámetro γ (0.0891) sugiere un balance adecuado entre la contribución de las variables numéricas y categóricas en el proceso de agrupamiento. En conjunto, estas métricas confirman la validez metodológica del modelo y su capacidad para identificar patrones estructurales relevantes dentro del mercado laboral analizado.

4 Resultados y limitaciones

La segmentación obtenida mediante el algoritmo k-prototypes permitió identificar cuatro grupos diferenciados dentro de la población analizada. En términos de tamaño, el clúster 0 concentra la mayor proporción de individuos, con un total de 130432 observaciones, lo que representa aproximadamente el 38.2 % del total de la muestra. En segundo lugar, el clúster 3 agrupa a 95254 individuos (27.9 %), seguido por el clúster 1, con 71786 observaciones (21.0 %). Finalmente, el clúster 2 constituye el segmento de menor tamaño, con 43922 individuos, equivalente al 12.9 % de la población analizada. Esta distribución evidencia una estructura heterogénea del mercado laboral, en la que ciertos segmentos concentran una mayor proporción de la población, mientras que otros representan grupos más específicos o nichos dentro de la dinámica ocupacional.

Tabla 2. Tamaño y proporción de los clústeres estimados

Clúster	Observaciones	Porcentaje
0	130432	38.2 %
1	71786	21.0 %
2	43922	12.9 %
3	95254	27.9 %
TOTAL	**341394**	**100 %**

Elaboración: autor

4.1 Caracterización de clústeres (centroides)

Con el objetivo de caracterizar los clústeres obtenidos mediante el algoritmo k--prototypes, se presentan los valores promedio para variables numéricas y las categorías predominantes para variables categóricas en cada grupo. Esta caracterización permite identificar los perfiles socioeconómicos asociados a cada clúster, facilitando la interpretación de los segmentos resultantes.

Tabla 3. Resultados del k-prototypes

Variable	Clúster 0	Clúster 1	Clúster 2	Clúster 3
Observaciones	130432	71786	43922	95254
Edad	14.031	38.259	41.560	61.126
Ingreso per cápita	225.899	281.128	607.936	295.506
Sexo	Mujer	Hombre	Mujer	Mujer
Relación de parentesco	Hijo/a	Jefe	Jefe	Jefe
Seguro social	Ninguno	Ninguno	IESS, seguro general	Ninguno
Estado civil	Soltero	Unión libre	Casado	Casado
Asiste a clases	Sí	No	No	No
Razón por la que no asiste	Falta de recursos económicos	Por trabajo	Terminó sus estudios	Edad
Nivel de instrucción	Educación básica	Secundaria	Superior universitario	Primaria
Cómo se considera	Mestizo	Mestizo	Mestizo	Mestizo
Trabajó la semana pasada	No	Sí	Sí	No
Categoría de ocupación	Trabajador del hogar no remunerado	Empleado privado	Empleado privado	Cuenta propia
Aporte a seguridad social	No aporta	No aporta	IESS general	No aporta
Recibió ingresos de capital	No	No	No	No

Elaboración: autor

4.1.1 Segmento 0: menores de edad en trabajo no remunerado, con privación educativa y alta vulnerabilidad estructural

El segmento 0 concentra 130432 observaciones, equivalentes al 38.2 % de la muestra, lo que lo convierte en el grupo de mayor tamaño. Su rasgo más distintivo es la edad promedio de 14.03 años, con un rango que va de 4 a 55 años. Aunque el rango máximo revela cierta heterogeneidad interna, la media etaria confirma que el perfil dominante corresponde a niños, niñas y adolescentes. Este dato es metodológica y sustantivamente crucial, porque desplaza la interpretación del clúster desde una simple categoría «juvenil» hacia una manifestación de inserción laboral temprana.

El perfil modal muestra a una mujer, hija dentro del hogar, soltera, mestiza, con educación básica, que asiste a clases, pero cuya principal razón para no hacerlo plenamente o mantenerse en el sistema educativo está asociada a la falta de recursos económicos. Esta combinación de características revela una tensión central entre escolarización y participación en actividades productivas o domésticas no remuneradas. No se trata solamente de un grupo con baja edad, sino de un segmento donde la trayectoria educativa aparece condicionada por la restricción económica del hogar.

En términos ocupacionales, este grupo se caracteriza por la categoría *trabajador del hogar no remunerado*, sin afiliación a la seguridad social, sin aportes previsionales y sin ingresos de capital. Su ingreso per cápita promedio es de 225.90, el más bajo entre los clústeres, con una elevada desviación estándar (228.05), lo que sugiere que incluso dentro de este segmento vulnerable existen diferencias de ingreso entre hogares. Sin embargo, la baja media de ingresos confirma que este clúster se ubica en condiciones materiales frágiles.

Desde una perspectiva analítica, este segmento no puede entenderse como una inserción laboral «normal» dentro del mercado de trabajo, sino como un espacio donde confluyen trabajo infantil, dependencia económica, desigualdad intrahogar y precariedad educativa. La relación de parentesco «hijo/a» y la ocupación no remunerada sugieren que la participación económica ocurre principalmente dentro de la unidad doméstica, más que en una relación laboral clásica. Esto tiene implicaciones importantes: la baja o nula monetización del trabajo no implica ausencia de explotación económica, sino invisibilización estadística del aporte productivo de menores.

La presencia mayoritaria de mujeres dentro de este segmento también introduce una dimensión de género relevante. Es plausible interpretar que una parte de este clúster esté vinculada a tareas de cuidado, apoyo doméstico o trabajo reproductivo no remunerado, lo que reproduce desigualdades tempranas en el uso del tiempo, la acumulación de capital humano y las oportunidades futuras de inserción laboral.

4.1.2 Segmento 1: adultos en empleo privado sin protección social: formalidad aparente e informalidad real

El segmento 1 agrupa 71786 observaciones (21.0 % de la muestra) y representa a individuos en plena edad laboral, con una edad promedio de 38.26 años. A diferencia del clúster 0, aquí ya no predomina la dependencia intrahogar, sino la condición de jefe de hogar, lo que sugiere una inserción económica activa y responsabilidad directa en la generación de ingresos del hogar. El perfil modal corresponde a un hombre, mestizo, en unión libre, con educación secundaria, que trabajó la semana pasada y cuya inasistencia al sistema educativo se explica por trabajo.

Esta última característica es especialmente reveladora: indica que la desvinculación educativa no responde a un cierre natural del ciclo formativo, sino a la necesidad

de participar en el mercado laboral. Esto sugiere trayectorias de entrada temprana al trabajo, con interrupción o truncamiento de la acumulación educativa. El promedio de 4.83 años aprobados y su relativamente baja dispersión (1.65) indican un perfil educativo más homogéneo que otros clústeres, concentrado en niveles intermedios y sin amplia expansión hacia niveles superiores.

Ocupacionalmente, este segmento se define por la categoría *empleado privado*, pero con una característica decisiva: no aporta a la seguridad social y su forma de aseguramiento es ninguna. Esta combinación es una de las más importantes del estudio, porque revela una situación de formalidad ocupacional aparente con informalidad institucional real. Es decir, los individuos trabajan como asalariados en el sector privado, pero sin acceso a los derechos laborales asociados a una relación formal de trabajo.

Su ingreso per cápita promedio es de 281.13, superior al del clúster 0, pero aún bajo en términos relativos, con una desviación estándar de 272.53. Esto indica que el segmento, aunque activo laboralmente, no alcanza niveles robustos de bienestar económico y presenta además dispersión significativa en sus resultados materiales. No se trata de un grupo excluido del mercado, sino de un grupo incorporado en condiciones de protección incompleta y vulnerabilidad persistente.

Este segmento es en especial importante porque probablemente representa una fracción amplia del mercado laboral ecuatoriano contemporáneo: trabajadores insertos en relaciones asalariadas, pero sin acceso pleno a la institucionalidad laboral. Desde una perspectiva de segmentación, esto confirma que la dicotomía formal/informal no siempre coincide con la dicotomía asalariado/no asalariado. Se puede estar en el sector privado, tener jefe, ocupar un puesto aparentemente moderno, y aun así permanecer fuera del sistema de seguridad social.

En términos estructurales, este clúster refleja una economía donde el empleo privado no garantiza derechos, y donde la inserción laboral está marcada por una precariedad silenciosa. La combinación de jefatura de hogar, educación media y ausencia de protección social también implica un alto riesgo de transmisión intergeneracional de la vulnerabilidad: el individuo trabaja, sostiene el hogar, pero no acumula suficiente seguridad institucional para estabilizar su trayectoria de largo plazo.

4.1.3 Segmento 2: trabajadoras formales con mayor ingreso relativo: una minoría integrada al núcleo protegido del mercado laboral

El segmento 2 reúne 43922 observaciones (12.9 % de la muestra), siendo el grupo más pequeño, pero también el más aventajado en términos de ingreso y formalidad. Su edad promedio es de 41.56 años, con rango entre 18 y 76 años, lo que sugiere una población adulta madura y plenamente inserta en el mercado laboral. El perfil modal corresponde a una mujer, jefa de hogar, casada, mestiza, con educación superior universitaria, que trabajó la semana pasada, no asiste a clases porque terminó sus estudios, trabaja como empleada privada, y está afiliada al IESS, seguro general.

Este conjunto de rasgos convierte a este segmento en el más claramente vinculado al núcleo formal y protegido del mercado laboral. A diferencia de los clústeres 0, 1 y 3, aquí la educación no solo está presente, sino culminada; el empleo no solo existe, sino que está institucionalmente respaldado, y la jefatura de hogar no se sostiene desde la precariedad, sino desde una posición relativamente más estable.

El dato económico más contundente es su ingreso per cápita promedio de 607.94, el más alto de todos los clústeres. Sin embargo, la desviación estándar también es elevada (549.66), lo que indica que incluso dentro del segmento formal existen diferencias importantes de ingreso. Esta dispersión sugiere que la formalidad no elimina la desigualdad

interna, pero sí desplaza a este grupo hacia un umbral de bienestar claramente superior al de los demás segmentos.

Un hallazgo particularmente potente es que el grupo con mayores ingresos esté encabezado modalmente por una mujer y no por un hombre. Esto puede interpretarse como la existencia de un subconjunto femenino con fuerte acumulación de capital humano, integración al empleo asalariado formal y rol económico principal dentro del hogar. En términos analíticos, este resultado rompe parcialmente con la idea de una segmentación laboral puramente masculina en el espacio de la formalidad, aunque no debe exagerarse: el tamaño reducido del clúster indica que este perfil es minoritario en la estructura general.

Desde la teoría del capital humano, este es el clúster donde la relación entre educación, empleo e ingreso parece funcionar con más claridad. No obstante, desde una lectura crítica, también revela el carácter excluyente del mercado formal: solo una fracción relativamente pequeña de la muestra logra combinar educación superior, afiliación al IESS y mayores ingresos. Por tanto, más que representar la norma, este clúster representa la excepción integrada dentro de un sistema laboral mayoritariamente precario.

4.1.4 Segmento 3: adultas mayores en autoempleo sin protección: subsistencia prolongada y fragilidad en la vejez

El segmento 3 comprende 95254 observaciones (27.9 % de la muestra) y está claramente definido por su edad promedio de 61.13 años, la más alta de todos los clústeres. El perfil modal corresponde a una mujer, jefa de hogar, casada, mestiza, con educación primaria, que no asiste a clases por edad, no trabajó la semana pasada, se desempeña como cuenta propia, no posee seguro social y no aporta al sistema de seguridad social.

Este segmento es particularmente importante porque representa una forma de inserción laboral extendida hacia edades avanzadas, pero sin respaldo institucional. A diferencia del clúster 2, donde la edad madura se combina con formalidad, aquí la madurez se asocia a bajo nivel educativo, autoempleo y exclusión previsional. El promedio educativo de 4.84 años aprobados es casi idéntico al del clúster 1, pero la estructura ocupacional es distinta: ya no se trata de empleo privado asalariado, sino de trabajo por cuenta propia, lo que sugiere una trayectoria laboral construida en la informalidad o fuera del núcleo formal de protección.

Su ingreso per cápita promedio es de 295.51, apenas superior al clúster 1 y muy inferior al clúster 2, con una dispersión alta (325.41). Esto significa que, pese a la extensa trayectoria vital, este grupo no logra traducir experiencia o permanencia en el tiempo en mejores resultados económicos. Más bien, parece tratarse de un segmento donde la continuidad en el mercado laboral responde a necesidad de subsistencia, no a acumulación exitosa.

La combinación de edad avanzada más cuenta propia y más no aporte sugiere una inserción laboral prolongada por ausencia de mecanismos de retiro adecuados. En otras palabras, no estamos frente a un autoempleo necesariamente emprendedor o voluntario, sino posiblemente frente a un autoempleo forzado por la insuficiencia de pensiones, ahorros o redes de protección. La condición de jefa de hogar refuerza esta hipótesis: la permanencia económica de estas personas no depende de un ingreso pasivo garantizado, sino de su capacidad de seguir generando recursos.

La predominancia femenina vuelve a introducir una dimensión estructural relevante. Este clúster puede estar reflejando el resultado acumulado de trayectorias laborales femeninas marcadas por baja escolaridad, informalidad histórica y exclusión previsional, cuyas consecuencias se manifiestan con mayor dureza en edades avanzadas.

En términos de segmentación laboral, este grupo representa el extremo de la informalidad persistente en la vejez. Es un segmento donde el mercado laboral no opera como mecanismo de movilidad, sino como espacio de supervivencia prolongada. Su existencia cuestiona la capacidad del sistema laboral y de protección social para garantizar una salida digna del ciclo productivo.

4.2 Discusión integradora de los cuatro segmentos

Los cuatro clústeres identificados permiten reconstruir una tipología del mercado laboral ecuatoriano organizada por tres ejes estructurales: ciclo de vida, nivel educativo y grado de formalización laboral.

El segmento 0 concentra exclusión temprana, dependencia y trabajo no remunerado; el segmento 1 representa inserción activa pero precaria en el sector privado sin protección; el segmento 2 condensa la minoría formal con educación superior y mayor ingreso, y el segmento 3 refleja la persistencia de la informalidad en edades avanzadas, especialmente a través del autoempleo sin cobertura.

La lectura conjunta de estos resultados muestra que el mercado laboral ecuatoriano no está segmentado solo entre formal e informal, sino entre trayectorias vitales profundamente desiguales. El acceso al empleo, la protección social y el ingreso no se distribuyen de forma uniforme a lo largo del ciclo de vida. Al contrario, la precariedad aparece tempranamente, persiste en la adultez activa y se prolonga en la vejez para amplios grupos de la población.

Además, la formalidad laboral emerge como un espacio reducido y selectivo. El único clúster claramente protegido es el 2, y representa apenas el 12.9 % de la muestra. Esto implica que la mayoría de la población se ubica en segmentos donde el trabajo no asegura seguridad social, estabilidad ni ingresos suficientes. Desde esta perspectiva, el estudio no solo identifica clústeres estadísticos, sino que revela una estructura laboral estratificada, donde las oportunidades de acumulación de capital humano y bienestar económico están distribuidas de manera profundamente desigual.

4.3 Variabilidad interna de los *clústeres*

Tabla 4. Estadísticos descriptivos (media, desviación estándar y rango) de variables numéricas por clúster

	Edad				Año aprobado				Ingreso per cápita			
Clúster	Media	Desv. est.	Mín.	Máx.	Media	Desv. est.	Mín.	Máx.	Media	Desv. est.	Mín.	Máx.
0	14.03	7.71	4	55	4.31	2.91	0	10	225.90	228.05	0.60	6000
1	38.26	11.95	14	76	4.83	1.65	1	10	281.13	272.53	0.60	8000
2	41.56	12.12	18	76	3.85	1.48	0	10	607.94	549.66	0.75	13250
3	61.13	12.30	24	76	4.84	1.61	0	10	295.51	325.41	0.60	15800

Elaboración: autor

4.3.1 Clúster 0: inserción laboral temprana y alta heterogeneidad

El clúster 0 presenta una edad promedio de 14.03 años, con una desviación estándar de 7.71 y un rango que va desde los 4 hasta los 55 años. En términos educativos, registra un promedio de 4.31 años aprobados, con alta dispersión (σ = 2.91), mientras que el ingreso per cápita promedio es de 225.90, también con elevada variabilidad (σ = 228.05).

Este clúster evidencia una fuerte presencia de población menor de edad, lo que sugiere dinámicas de trabajo infantil o inserción laboral temprana. No obstante, el amplio rango de edad indica que el grupo no es completamente homogéneo, incorporando también individuos adultos. La elevada dispersión tanto en educación como en ingresos refuerza la idea de un segmento altamente heterogéneo y vulnerable, donde coexisten distintas trayectorias laborales, posiblemente asociadas a informalidad y baja estabilidad económica.

4.3.2 Clúster 1: población laboral activa con condiciones intermedias

El clúster 1 presenta una edad promedio de 38 años, con una desviación estándar de 11.95 y un rango amplio (14 a 76 años). En educación, el promedio es de 4.83 años aprobados, con menor dispersión (σ = 1.65), mientras que el ingreso per cápita promedio alcanza 281.13, con alta variabilidad (σ = 272.53).

Este clúster representa una población en edad laboral activa, con un nivel educativo relativamente homogéneo en comparación con otros grupos. Sin embargo, la elevada dispersión en ingresos sugiere que, a pesar de compartir características educativas similares, los individuos enfrentan resultados económicos desiguales. Esto es consistente con un mercado laboral segmentado, donde la educación no garantiza necesariamente mejores ingresos, especialmente en contextos de informalidad.

4.3.3 Clúster 2: segmento de mayor ingreso con desigualdad interna

El clúster 2 muestra una edad promedio de 41.56 años, con desviación estándar de 12.12 y un rango entre 18 y 76 años. Presenta un promedio educativo de 3.85 años aprobados, ligeramente inferior a otros clústeres, pero destaca por un ingreso per cápita promedio de 607.94, el más alto entre todos los grupos, acompañado de una elevada dispersión (σ = 549.66).

Este clúster se caracteriza por concentrar a los individuos con mayores niveles de ingreso, lo que sugiere una mejor inserción laboral o acceso a actividades más rentables. Sin embargo, la alta variabilidad interna indica una fuerte desigualdad dentro del grupo, donde coexisten individuos con ingresos elevados y otros significativamente menores. Además, el menor nivel educativo promedio refuerza la idea de que en este contexto el ingreso no depende exclusivamente del capital humano formal, sino posiblemente de factores como experiencia, tipo de ocupación o acceso a recursos productivos.

4.3.4 Clúster 3: población envejecida con ingresos moderados y dispersos

El clúster 3 presenta la edad promedio más alta (61 años), con desviación estándar de 12.30 y un rango entre 24 y 76 años. En educación, el promedio es de 4.84 años aprobados, mientras que el ingreso per cápita promedio es de 295.51, con una dispersión considerable (σ = 325.41).

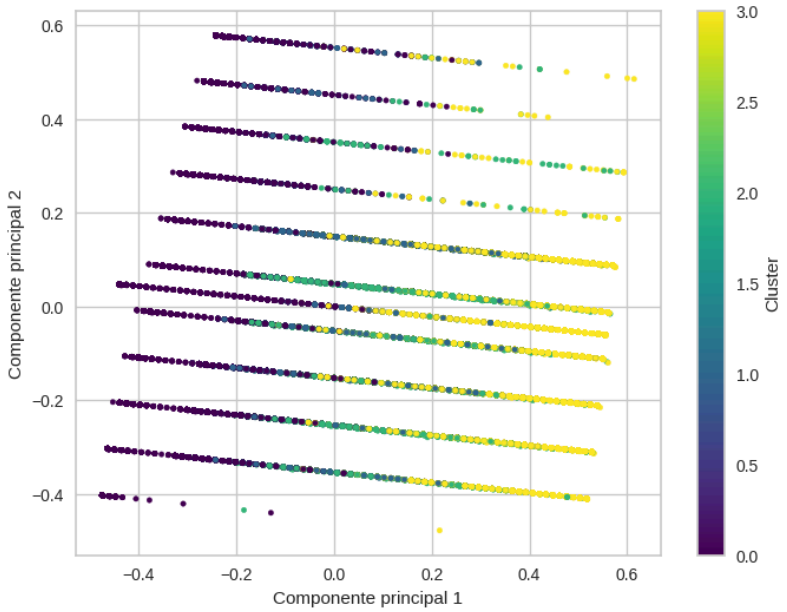
Este clúster agrupa principalmente a individuos de mayor edad, lo que sugiere una población cercana o en etapa de retiro. La variabilidad en ingresos puede reflejar la coexistencia de diferentes fuentes de sustento, como pensiones, trabajo informal o dependencia económica. A pesar de tener niveles educativos similares al clúster 1, los ingresos no son significativamente superiores, lo que sugiere limitaciones estructurales en la generación de ingresos para la población adulta mayor.

4.4 Visualización de clústeres (PCA)

El gráfico de PCA permite observar la distribución de los individuos en un espacio bidimensional construido a partir de las principales componentes de las variables numéricas. Se identifican cuatro grupos diferenciados correspondientes a los clústeres estimados mediante el algoritmo k-prototypes. Se evidencia una separación parcial entre clústeres, particularmente en el eje horizontal (componente principal 1), donde ciertos grupos tienden a concentrarse en rangos específicos. Sin embargo, también se observa

superposición entre clústeres, lo cual es consistente con la naturaleza continua y multidimensional de los datos socioeconómicos.

Figura 2. Visualización de clústeres mediante análisis de componentes principales (PCA)



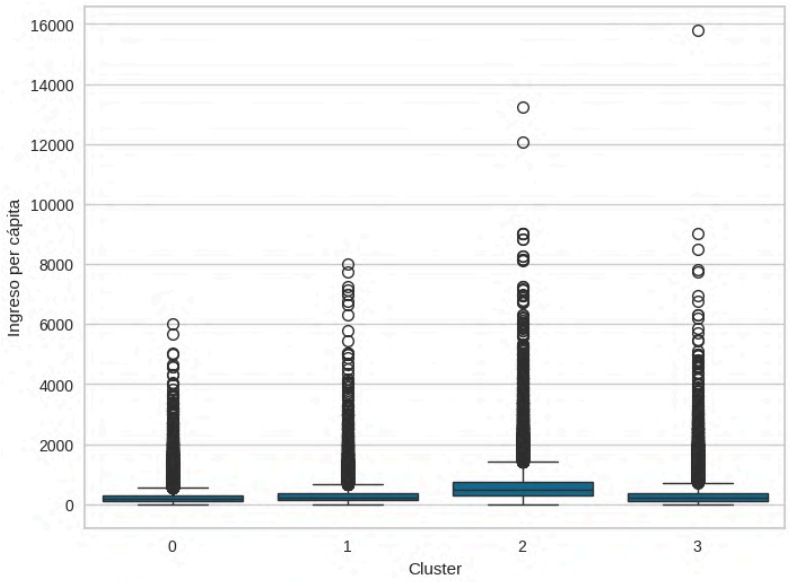
Elaboración: autor

La presencia de solapamiento entre clústeres sugiere que, si bien existen patrones diferenciados, las fronteras entre los grupos no son completamente rígidas. Este comportamiento es esperado en datos reales, donde variables como ingreso, educación y edad presentan distribuciones continuas. Asimismo, la estructura en bandas paralelas observada en el gráfico indica posibles efectos de discretización en algunas variables (por ejemplo, años de educación), lo que influye en la forma de la proyección en el espacio PCA. En conjunto, el gráfico respalda la validez del *clustering*, mostrando que los grupos identificados capturan estructuras relevantes, aunque con cierto grado de heterogeneidad interna.

El diagrama de caja (Figura 3) muestra la distribución del ingreso per cápita en cada clúster. Se observa que el clúster 2 presenta la mediana más alta, así como una mayor dispersión, indicando que este grupo concentra a los individuos con mayores niveles de ingreso.

Por otro lado, los clústeres 0, 1 y 3 presentan medianas significativamente menores, aunque con presencia de valores atípicos elevados en todos los grupos. La amplia dispersión del ingreso en todos los clústeres refleja la desigualdad interna dentro de cada grupo, especialmente en el clúster 2, donde coexisten individuos con ingresos altos y muy altos. La presencia de numerosos valores atípicos en todos los clústeres sugiere que el ingreso per cápita presenta una distribución altamente sesgada, característica común en variables económicas. Además, la clara diferencia en la mediana del clúster 2 refuerza la idea de que este grupo representa un segmento económicamente más favorecido, mientras que los demás clústeres agrupan poblaciones con menor capacidad de generación de ingresos.

Figura 3. Distribución del ingreso per cápita por clúster



Elaboración: autor

4.5 Validación estadística (ANOVA/chi-cuadrado)

Con el fin de evaluar la significancia estadística de las diferencias entre clústeres, se aplicaron pruebas ANOVA (Tabla 5) para las variables numéricas clave. Los resultados evidencian que todas las variables analizadas presentan diferencias altamente significativas entre los clústeres ($p < 0.001$). En particular, la variable *edad* muestra el mayor valor del estadístico F, lo que indica que la segmentación captura de manera clara la estructura etaria de la población. Asimismo, las variables relacionadas con educación e ingreso per cápita también presentan diferencias significativas entre grupos, lo que confirma que los clústeres identificados reflejan patrones socioeconómicos diferenciados. En conjunto, estos resultados validan estadísticamente la segmentación obtenida mediante el algoritmo k-prototypes, evidenciando que los clústeres no son producto del azar, sino que responden a estructuras subyacentes en los datos.

Tabla 5. Pruebas ANOVA de diferencias entre *clústeres* en variables socioeconómicas clave

Variable	Estadístico F	p-valor
Edad	365450	< 0.001
Años de educación	2872	< 0.001
Ingreso per cápita	15642	< 0.001

Elaboración: autor

Con el objetivo de evaluar la asociación entre los clústeres y las variables categóricas, se aplicaron pruebas de chi-cuadrado de independencia (Tabla 6). Los resultados muestran que todas las variables analizadas presentan asociaciones estadísticamente significativas con la pertenencia a los clústeres ($p < 0.001$). En particular, variables como el nivel de instrucción, la categoría ocupacional y el estado civil presentan valores elevados del

estadístico chi-cuadrado, lo que indica una fuerte dependencia entre estas características y la segmentación obtenida. Asimismo, variables relacionadas con condiciones socioeconómicas, como pobreza y pobreza extrema, también muestran diferencias significativas entre clústeres, lo que evidencia que los grupos identificados capturan desigualdades estructurales en la población. En conjunto, estos resultados refuerzan la validez del modelo de *clustering*, confirmando que los clústeres no son aleatorios, sino que reflejan patrones socioeconómicos y demográficos claramente diferenciados.

Tabla 6. Resultados de la prueba chi-cuadrado para variables categóricas por clúster

Variable	Chi-cuadrado	p-valor
Sexo	23752.25	< 0.001
Estado civil	157382.75	< 0.001
Nivel de instrucción	186992.96	< 0.001
Categoría de ocupación	87991.12	< 0.001
Condición de pobreza	12080.41	< 0.001
Condición de pobreza extrema	4536.57	< 0.001

Elaboración: autor

Cabe señalar que, debido al elevado tamaño muestral del estudio, la significancia estadística de las pruebas ANOVA y chi-cuadrado debe interpretarse junto con la magnitud y el sentido sustantivo de las diferencias observadas entre clústeres. Por ello, los valores p se consideran como evidencia complementaria de validación, y no como único criterio de interpretación de los segmentos identificados.

5 Conclusiones y discusión

5.1 Segmentación estructural con trayectorias laborales diferenciadas

Los resultados confirman la existencia de una segmentación estructural del mercado laboral ecuatoriano, donde los individuos se distribuyen en trayectorias diferenciadas desde etapas tempranas del ciclo de vida. El clúster 0 refleja una inserción temprana en actividades no remuneradas vinculadas al hogar; el clúster 1 evidencia empleo asalariado sin protección social; el clúster 2 representa el único segmento con inserción formal y acceso al IESS, mientras que el clúster 3 muestra dinámicas de autoempleo precario en edades avanzadas.

Esta configuración sugiere que la desigualdad laboral no es un fenómeno estático, sino acumulativo, donde las condiciones iniciales condicionan las trayectorias futuras de inserción laboral. En este sentido, se requiere un enfoque de política pública basado en trayectorias, que intervenga en momentos críticos del ciclo de vida para evitar la consolidación de esquemas de informalidad y exclusión.

5.2 Políticas diferenciadas por segmento: de la evidencia a la intervención concreta

Los resultados permiten diseñar intervenciones específicas para cada grupo, superando enfoques homogéneos que han demostrado ser insuficientes. En el caso del clúster 0, conformado por menores en condiciones de exclusión educativa y participación en trabajo no remunerado, la problemática central radica en la combinación de baja escolaridad, inactividad laboral formal y restricciones económicas del hogar que impulsan su inserción temprana en actividades domésticas. Frente a ello, se propone la implementación de transferencias monetarias condicionadas a la asistencia escolar —como una versión reforzada del bono de desarrollo humano— complementadas con programas de alimentación escolar y seguimiento territorial, con el objetivo de reducir la deserción educativa.

Por su parte, el clúster 1, integrado por trabajadores adultos en condiciones de informalidad sin acceso a seguridad social, evidencia una inserción laboral activa pero estructuralmente precaria. En este contexto, se plantea como política concreta la creación de un esquema de formalización progresiva obligatoria en el empleo privado, sustentado en incentivos tributarios para empleadores que registren a sus trabajadores, junto con mecanismos de sanción efectivos ante la no afiliación.

En relación con el clúster 2, que representa el segmento formal del mercado laboral con acceso a seguridad social, las políticas deben orientarse no solo a preservar este grupo, sino a potenciar su capacidad de generación de valor. En este sentido, se recomienda impulsar estrategias de retención y escalamiento del empleo formal mediante incentivos a la productividad empresarial, tales como acceso a crédito productivo, programas de innovación y capacitación laboral certificada. Asimismo, es necesario fortalecer mecanismos de movilidad laboral ascendente que permitan evitar el estancamiento en posiciones de baja productividad dentro del sector formal, promoviendo trayectorias laborales más dinámicas y sostenibles.

Finalmente, el clúster 3, compuesto por adultos mayores en condiciones de autoempleo precario y sin cobertura institucional, refleja una problemática asociada a la ausencia de mecanismos de protección en etapas avanzadas del ciclo de vida. Frente a ello, se propone la creación de esquemas de seguridad social no contributiva o semicontributiva adaptados a trabajadores independientes, complementados con pensiones mínimas focalizadas que garanticen un nivel básico de bienestar. De manera adicional, se recomienda el desarrollo de programas de reconversión productiva y apoyo a microemprendimientos, orientados a mejorar los ingresos en actividades de subsistencia y reducir la vulnerabilidad económica de este grupo.

5.3 La seguridad social como eje crítico de intervención estructural

La seguridad social emerge como el eje crítico de intervención estructural dentro del mercado laboral ecuatoriano, en tanto constituye la principal línea de diferenciación entre los segmentos identificados. El análisis evidencia que, más allá de las diferencias en ingreso o nivel educativo, el acceso a protección social define de manera decisiva las condiciones de estabilidad y bienestar de los trabajadores. En este sentido, mientras el clúster 2 presenta afiliación al IESS y, por tanto, acceso a mecanismos de protección frente a riesgos económicos y sociales, los demás grupos se encuentran excluidos del

sistema, lo que incrementa significativamente su vulnerabilidad ante eventos como enfermedad, pérdida de ingresos o envejecimiento.

Esta brecha institucional pone de manifiesto una falla estructural en el modelo de protección social vigente, el cual no logra adaptarse a la heterogeneidad del mercado laboral, caracterizado por altos niveles de informalidad, autoempleo y trayectorias laborales discontinuas. En particular, la exclusión de trabajadores informales, independientes y de aquellos en etapas tempranas del ciclo de vida limita la capacidad del sistema para cumplir su función redistributiva y de aseguramiento social.

En este contexto, resulta necesario avanzar hacia un modelo de seguridad social más flexible e inclusivo, capaz de responder a las dinámicas reales del empleo. Esto implica el diseño de esquemas de afiliación proporcional a los ingresos, que permitan la incorporación gradual de trabajadores con baja capacidad contributiva; la implementación de mecanismos simplificados de afiliación dirigidos a trabajadores informales y de pequeñas unidades productivas, reduciendo barreras administrativas y costos de acceso; y la ampliación de programas de cobertura no contributiva orientados a grupos vulnerables, particularmente en etapas de la vida donde la inserción laboral es limitada.

5.4 Limitaciones del estudio

El presente estudio presenta algunas limitaciones que deben ser consideradas al interpretar los resultados. En primer lugar, el análisis se basa en datos de corte transversal, lo que impide establecer relaciones causales entre las variables y limita la interpretación de los resultados a asociaciones observadas. En segundo lugar, la utilización de técnicas de aprendizaje no supervisado, como k-prototypes, implica que la conformación de los clústeres depende de la estructura de los datos y de las variables incluidas en el modelo, por lo que la exclusión de ciertas dimensiones —como variables familiares o territoriales — podría influir en los patrones identificados. Asimismo, algunas variables utilizadas provienen de información autodeclarada, lo que puede introducir sesgos de medición. Finalmente, si bien el enfoque de *clustering* permite capturar la heterogeneidad del mercado laboral, no sustituye el análisis econométrico tradicional, por lo que futuros estudios podrían complementar estos resultados mediante modelos causales o longitudinales que permitan profundizar en las dinámicas de la segmentación laboral.

Anexos

Anexo 1. Estadísticos descriptivos

La Tabla 7 presenta los estadísticos descriptivos de las principales variables numéricas utilizadas en el análisis. En promedio, la edad de los individuos es de 35.81 años, evidenciando una población predominantemente adulta. No obstante, la elevada dispersión y la presencia de valores mínimos muy bajos sugieren una alta heterogeneidad etaria.

En cuanto al nivel educativo, medido a través de los años aprobados, se observa un promedio de 4.51 años, lo que refleja una escolaridad relativamente baja en la población analizada. Este resultado sugiere limitaciones en el capital humano, con una distribución moderadamente dispersa entre individuos.

Por su parte, el ingreso per cápita presenta una media de 306.07 y una desviación estándar superior a la media, lo que evidencia una fuerte desigualdad en la distribución de ingresos. La presencia de valores máximos elevados confirma la existencia de atípicos y una distribución asimétrica, característica de economías en desarrollo.

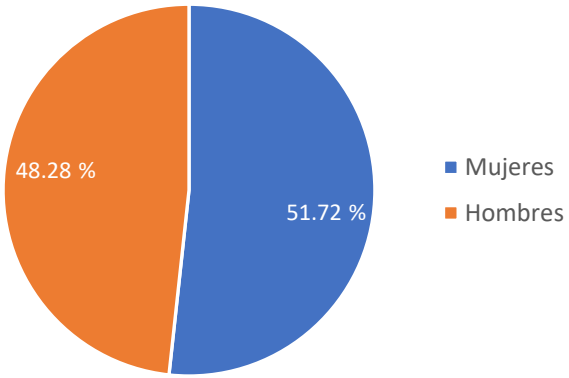
Tabla 7. Estadísticos descriptivos de las variables numéricas utilizadas en el análisis

Variable	Media	Desv. Std.	Mínimo	Máximo
Edad	35.81	21.89	4.0	76.0
Año aprobado	4.51	2.18	0.0	10.0
Ingreso por cápita	306.07	343.84	0.6	15800.0

Fuente: ENEMDU 2024, INEC

En la Figura 4 se puede observar que la distribución por sexo muestra una ligera predominancia femenina, con un 51.72% de mujeres frente a un 48.28% de hombres. Este resultado evidencia una composición equilibrada de la población analizada, lo que sugiere que no existen sesgos importantes en la representación por género. Desde una perspectiva analítica, esto permite evaluar diferencias en el mercado laboral sin distorsiones asociadas a una sobrerrepresentación de un grupo específico. Además, la ligera mayoría femenina puede ser relevante en contextos donde la participación laboral de las mujeres presenta dinámicas diferenciadas, particularmente en términos de informalidad y calidad del empleo.

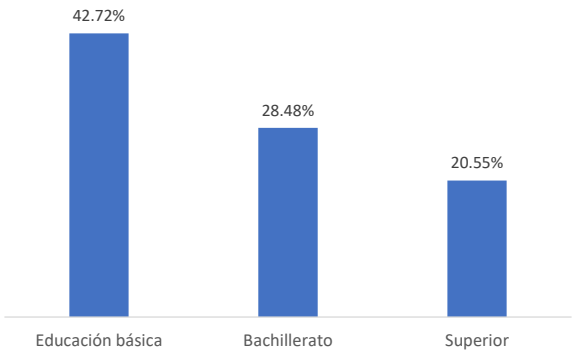
Figura 4. Sexo de las personas



Fuente: ENEMDU 2024, INEC

En cuanto al nivel educativo, el 42.72 % de los individuos posee educación básica, seguido del 28.48 % con educación media o bachillerato y el 20.55 % con educación superior. La concentración en niveles educativos intermedios refleja limitaciones estructurales en la acumulación de capital humano avanzado. A pesar de la presencia de individuos con educación superior, su proporción sigue siendo relativamente baja, lo que podría restringir la productividad laboral y el acceso a empleos formales de mayor calidad. Este resultado es particularmente relevante para el análisis, ya que sugiere que la educación, por sí sola, no garantiza una inserción laboral favorable, especialmente en contextos caracterizados por alta informalidad. Cabe señalar que se presentan únicamente las categorías con mayor frecuencia relativa, por lo que los porcentajes no suman el 100 % del total.

Figura 5. Nivel de instrucción

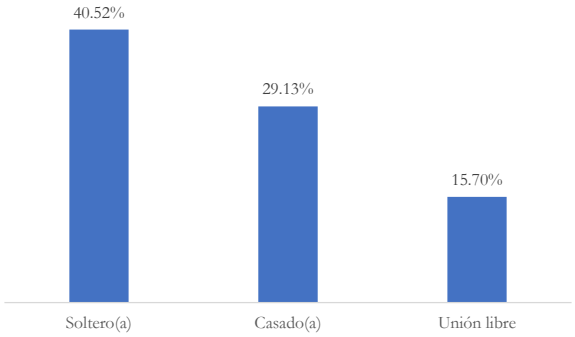


Fuente: ENEMDU 2024, INEC

Respecto al estado civil (Figura 6), se observa una mayor proporción de individuos solteros, seguida de personas casadas y en unión libre. Esta distribución sugiere una población relativamente joven o en etapas tempranas del ciclo de vida. Desde una perspectiva laboral, este perfil demográfico puede estar asociado a trayectorias ocupacionales más inestables, mayor rotación laboral y una mayor propensión al empleo informal. Asimismo, las responsabilidades familiares, que suelen ser menores en población soltera, pueden influir en la toma de decisiones laborales, especialmente en

términos de flexibilidad y tipo de empleo. Cabe señalar que se presentan únicamente las categorías con mayor frecuencia relativa, por lo que los porcentajes no suman el 100 % del total.

Figura 6. Estado civil

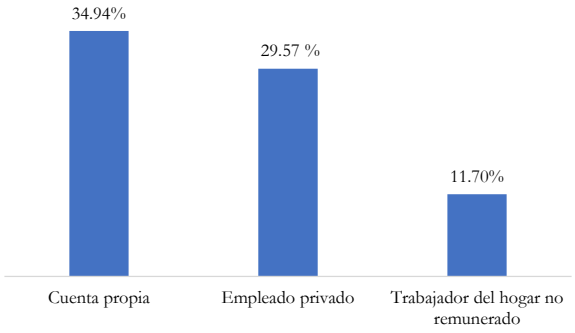


Fuente: ENEMDU 2024, INEC

La categoría ocupacional evidencia una participación importante de trabajadores por cuenta propia y empleados del sector privado (Figura 7). Este resultado refleja claramente la dualidad del mercado laboral ecuatoriano, donde coexisten formas de empleo formal e informal. La alta presencia de trabajadores por cuenta propia es un indicador clásico de informalidad estructural, lo que sugiere que una parte significativa de la población recurre al autoempleo como mecanismo de subsistencia ante la limitada generación de empleo formal. Este hallazgo es central para el análisis, ya que permite entender la segmentación del mercado laboral y las diferencias en calidad del empleo.

La magnitud de los trabajadores no remunerados dentro del hogar es un hallazgo particularmente relevante, ya que refleja formas de trabajo invisibilizadas dentro de las estadísticas tradicionales del mercado laboral. Este grupo suele estar asociado a actividades domésticas o de cuidado, realizadas principalmente por mujeres, lo que introduce una dimensión de desigualdad de género en la estructura ocupacional.

Figura 7. Categoría ocupacional

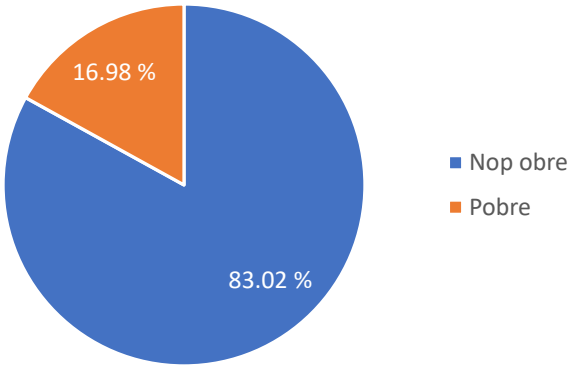


Fuente: ENEMDU 2024, INEC

En términos de pobreza, el 83.02 % de la población no se encuentra en condición de pobreza, mientras que el 16.98 % sí lo está. En la ENEMDU, la condición de pobreza se determina en función del ingreso per cápita del hogar en relación con la línea de pobreza

oficial definida por el INEC. Es decir, un individuo es considerado pobre si el ingreso de su hogar no alcanza el nivel mínimo necesario para cubrir una canasta básica de bienes y servicios. Bajo esta definición, aunque la mayoría de la población se ubica fuera de la pobreza, la proporción observada de individuos pobres sigue siendo relevante, lo que evidencia limitaciones en la capacidad del mercado laboral para generar ingresos suficientes de manera generalizada.

Figura 8. Pobreza



Fuente: ENEMDU 2024, INEC

Bibliografía

Ablaza, C., Alladi, V., & Pape, U. (2023). *Indonesia's Informal Economy: Measurement, Evidence, and a Research Agenda* (Policy Research Working Paper No. 10608). World Bank. https://doi.org/10.1596/1813-9450-10608

Akay, Ö., & Yüksel, G. (2017). Clustering the mixed panel dataset using Gower's distance and k-prototypes algorithms. *Communications in Statistics - Simulation and Computation*, *47*(10), 3031-3041. https://doi.org/10.1080/03610918.2017.1367806

Athey, S., & Imbens, G. W. (2019). Machine Learning Methods That Economists Should Know About. *Annual Review of Economics*, *11*(1), 685-725. https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080217-053433

Banco Central del Ecuador [BCE]. (2024). *Cuentas nacionales trimestrales*. https://contenido.bce.fin.ec/documentos/informacioneconomica/SectorReal/ix_SectorRealPrin.html

Becker, G. S. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. University of Chicago Press.

Becker, G. S. (1971). *The Economics of Discrimination*. https://doi.org/10.7208/chicago/9780226041049.001.0001

Coleman, J. S. (1988). Social Capital in the Creation of Human Capital. *American Journal of Sociology*, *94*, S95-S120. https://doi.org/10.1086/228943

Doeringer, P. B., & Piore, M. J. (2020). *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Routledge. https://doi.org/10.4324/9781003069720

Grané, A., & Sow-Barry, A. A. (2021). Visualizing Profiles of Large Datasets of Weighted and Mixed Data. *Mathematics*, *9*(8), 891. https://doi.org/10.3390/math9080891

Hastie, T., Tibshirani, R., & Friedman, J. (2009). *The Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference, and Prediction* (2nd ed.). Springer. https://doi.org/10.1007/978-0--387-84858-7

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2024). *Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU): Indicadores laborales, diciembre 2024* [Boletín Técnico]. INEC. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/EMPLEO/2024/Diciembre_2024/202412_Mercado_Laboral.pdf

James, G., Witten, D., Hastie, T., & Tibshirani, R. (2022). *An Introduction to Statistical Learning: with Applications in R* (2nd ed.). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1--0716-1418-1

Martin, C., & Okolo, M. (2022). *Heterogeneity in the UK Labour Market: Using Machine Learning To Test Macroeconomic Models* (Bath Economics Research Papers No. 93/22). University of Bath, Department of Economics.

Modigliani, F., & Brumberg, R. (1954). Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data. En K. K. Kurihara (Ed.), *Post-Keynesian Economics* (pp. 388-436). Rutgers University Press. https://archive.org/details/postkeynesianeco0000kuri

Ravenstein, E. G. (1885). The Laws of Migration. *Journal of the Statistical Society of London*, *48*(2), 167. https://doi.org/10.2307/2979181

Rodríguez-Guerrero, D. A., & Quintero, J. E. (2024). Are Labour Markets Segmented in Developing Economies? A Clustering Approach for Colombian Workers. *Ensayos de Economía*, *34*(65), 69-93. https://doi.org/10.15446/ede.v34n65.110808

World Bank. (2022). *Women, Business and the Law 2022*. World Bank. https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1817-2

Desigualdad laboral en Loja: una comparativa del bienestar entre trabajadores formales e informales

Elías Gustavo Maza Massa[*] y Cristian Paúl Ortiz Villalta[†]

El análisis global revela que, en promedio, el 74 % de las personas con empleo reportan estar satisfechas con su situación laboral, cifra que asciende al 77 % en América Latina. En este sentido, esta investigación plantea evaluar la relación entre la informalidad y el bienestar laboral en el año 2023 en Loja, Ecuador, a través de técnicas econométricas como el modelo de selección de brechas, con la finalidad de proponer implicaciones de política pública enfocadas en el bienestar de los individuos. Los resultados revelan que no existe una diferencia estadísticamente significativa entre el bienestar de los trabajadores formales e informales, a pesar de que los trabajadores formales presentan un salario promedio más elevado. Asimismo, la percepción de autonomía laboral y la mejora en la salud física se asocian con un aumento del bienestar laboral. Finalmente, no se observa una brecha de bienestar, dado que no existen diferencias significativas entre las características observables de ambos grupos. Consecuentemente, se recomienda implementar programas destinados a mejorar la calidad del trabajo que incluyan tanto a trabajadores formales como informales. Estas iniciativas deberían enfocarse en aumentar la afiliación a la seguridad social para los trabajadores informales, ofrecer capacitación profesional continua, y promover políticas de protección laboral más inclusivas y el fomento de la equidad salarial.

Palabras clave: modelos econométricos, Blinder-Oaxaca, empleo, salario, salud física
Códigos JEL: C01, C40, J0, J30, I1
DOI: 10.47550/RCE/36.1.7
Recibido: 2026-04-23 · **Aceptado:** 2026-06-03

[*]Universidad Nacional de Loja, Carrera de Economía, Loja, Ecuador. ORCID: 0009-0004-4000-5348. CRediT: conceptualización, curación de datos, análisis formal, investigación, metodología, software, validación, visualización, redacción - borrador original, redacción - revisión y edición. Correo electrónico: elias.maza@unl.edu.ec.

[†]Universidad Nacional de Loja, Carrera de Economía, Loja, Ecuador. ORCID: 0000-0002-9395-7228. CRediT: conceptualización, supervisión, administración de proyecto, validación, redacción - revisión y edición. Correo electrónico: cristian.ortiz@unl.edu.ec.

Copyright © 2026 Maza Massa y Ortiz Villalta. Los autores conservan los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License

Labor Inequality in Loja: A Comparative Analysis of Job Satisfaction between Formal and Informal Workers

Elías Gustavo Maza Massa y Cristian Paúl Ortiz Villalta

Global evidence reveals that, on average, 74 % of employed people report being satisfied with their work situation, a digit that increases to 77 % in Latin America, thus highlighting significant regional differences in the perception of work well-being. In this sense, this research aims to evaluate the relationship between informality and labor well-being in the year 2023 in Loja, Ecuador, through econometric techniques, with the purpose of proposing public policy implications focused on the well-being of individuals. The main results reveal that there is no statistically significant difference between well-being of formal and informal workers, despite the fact that formal workers have a higher average salary. The perception of job autonomy and improvement in physical health are associated with an increase in work well-being, regardless of the type of work performed. Finally, a well-being gap is not observed, given that there are no significant differences between the observable characteristics of both groups. Consequently, it is recommended to implement programs aimed at improving the quality of work that include both formal and informal workers, through initiatives that generate better affiliation to social security and labor protection.

Keywords: econometric models, Blinder-Oaxaca, employment, wages, physical health
JEL Codes: C01, C40, J0, J30, I1
DOI: 10.47550/RCE/36.1.7
Received: 2026-04-23 · **Accepted:** 2026-06-03

1 Introducción

En las últimas décadas, el bienestar laboral y subjetivo se ha convertido en un tema de gran importancia en la investigación económica, debido a su impacto en la calidad de vida de las personas. La encuesta Ipsos constituye una investigación de alcance global que evalúa diversos aspectos del bienestar subjetivo, las percepciones sociales, la felicidad y las actitudes frente a temas políticos y sociales, mediante preguntas estructuradas en escalas de Likert. Según Ipsos (2023), a nivel mundial, las personas tienden a reducir su nivel de felicidad en función de su situación económica, vida amorosa, ingresos o del contexto político y social del país en el que viven. Los ciudadanos de países con ingresos altos, de acuerdo con la categorización del Banco Mundial, tienden a sentirse más satisfechos con su trabajo y sus condiciones de vida; mientras que aquellos que viven en países de ingresos medios muestran una mayor satisfacción con su bienestar y aspecto físico. El promedio global de felicidad, según Ipsos (2023), es del 73 %; en los países de ingresos bajos alcanza el 64 %, en los de ingresos medios el 74 %, y en los de ingresos altos el 78 %. Finalmente, en América Latina, el promedio de felicidad se ubica en se ubica en el 78 %.

En el contexto ecuatoriano, Álvarez Silva et al. (2019) realizan un estudio de la satisfacción laboral en una empresa de Guayaquil, en donde los 5 factores analizados muestran una satisfacción laboral que se encuentran en promedio entre 62.67 % y menor al 65.76 %. Alejandro González & Cañizares Cedeño (2025) analizan la incidencia de la satisfacción laboral en el desempeño de los trabajadores, concluyendo que la falta de reconocimiento afecta la satisfacción laboral de tal manera que incluso puede llegar a impactar negativamente en la productividad, en el contexto de la Fundación Inversión Ecuador. De acuerdo con la encuesta Ipsos, a nivel global, el promedio de felicidad para las personas empleadas es del 75 %, mientras que para los desempleados es del 70 % y en América Latina alcanza el 77 %; esto sugiere que existen diferencias en la percepción del bienestar laboral entre diversas regiones del mundo, con una correlación positiva de 0.43 entre empleo y felicidad. Los habitantes de América Latina muestran intereses similares en las características que influyen en su felicidad. Además, Medio Oriente y América Latina son las regiones que han experimentado un mayor crecimiento en felicidad en los últimos años. Estos datos subrayan la importancia de abordar el bienestar laboral como un medio para mejorar la satisfacción general y la calidad de vida de los trabajadores en diferentes partes del mundo. A pesar de la amplia evidencia internacional y nacional, en el cantón Loja los estudios sobre bienestar y satisfacción laboral son limitados, sobre todo cuando se trata de trabajo formal e informal. Esto dificulta comprender las condiciones laborales del cantón.

En este sentido, surge la necesidad de analizar si la informalidad influye significativamente en el bienestar de los trabajadores y si las diferencias observadas entre trabajadores formales e informales responden a condiciones objetivas o percepciones subjetivas de satisfacción. Para tratar de dar solución a la problemática, se plantea el siguiente objetivo general: evaluar la relación entre la informalidad y la satisfacción laboral en el año 2023 en Loja, Ecuador, con la finalidad de proponer implicaciones de política pública enfocadas en el bienestar de los individuos. Para ello, inicialmente se presentan estadísticas descriptivas con el propósito de examinar las características sociodemográficas de las variables utilizadas y, posteriormente, se evalúa la relación entre informalidad y satisfacción laboral mediante técnicas estadísticas y econométricas.

El concepto base que utiliza esta investigación es la satisfacción laboral, que no solo implica a la satisfacción con el lugar de trabajo, sino que también hace referencia a cómo

este afecta al bienestar general y la calidad de vida. Una de las primeras definiciones de satisfacción en el trabajo es la que introduce Locke (1969), quien la define como un sentimiento de bienestar derivado de la valoración que realiza el trabajador sobre las condiciones presentes en su entorno laboral. Asimismo, para efectos de este estudio, se adopta la definición de informalidad propuesta por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) (2015), la cual establece que las personas que se encuentran dentro del empleo informal son aquellas que trabajan en unidades operativas menores a 100 trabajadores que no cuentan con Registro Único de Contribuyentes (RUC).

El aporte de esta investigación consiste en abordar la satisfacción laboral en el cantón Loja, Ecuador, con un enfoque en la disparidad entre trabajadores formales e informales. Al identificar y analizar los factores y variables que influyen en el bienestar laboral, se busca determinar si existe una brecha de satisfacción laboral entre estos grupos y cuantificarla. Además, se pretende discernir si las causas de esta brecha están dentro del modelo planteado o se deben a factores externos. Los hallazgos proporcionarán un conocimiento exhaustivo que contribuirá a la formulación de estrategias para mejorar las condiciones laborales y reducir la brecha de bienestar, promoviendo la equidad y el bienestar general de los trabajadores.

2 Revisión de literatura

Diversos estudios han abordado las diferencias de satisfacción laboral entre sectores. Danzer (2019) encontró que en Europa los trabajadores del sector público, especialmente en Ucrania, presentan mayores niveles de satisfacción cuando trabajan en dicho sector que cuando lo hacen en el sector privado. Este hallazgo es consistente con Mobilio et al. (2021), quienes ubican a estos trabajadores en las categorías más altas de bienestar laboral en la región. Contrario a este resultado, en su estudio realizado para Europa, Aleksynska (2018) encontró una relación negativa entre la satisfacción laboral y el empleo formal, mientras que determinó que el empleo temporal afecta directamente el bienestar laboral. No obstante, Liu et al. (2021) y Olsen & Mason (2023) destacan que la autonomía en la toma de decisiones también influye significativamente en la satisfacción. De igual modo, Stephan et al. (2024) señalan que la inestabilidad empresarial reduce el bienestar de los empleados, particularmente en contextos donde la personalidad proactiva de los emprendedores es determinante.

Varios estudios muestran que el salario influye en la satisfacción laboral. Diriwaechter & Shvartsman (2018) señalan que un aumento salarial genera mayor satisfacción siempre y cuando se supere el salario de referencia del grupo, aunque este efecto disminuye después de dos años. De manera similar, Mohanty (2019) encuentra, para Estados Unidos, que mayores ingresos se relacionan con una mayor satisfacción laboral, mientras que el efecto de las horas trabajadas varía según la edad, coincidiendo con Saner & Eyüpoğlu (2012). Por otro lado, Easton (2020) evidencia que un salario bajo puede reducir la productividad debido a la menor satisfacción laboral. Además, la igualdad salarial contribuye a mejorar el desempeño de los trabajadores (Bao et al., 2020).

La relación entre la sindicalización y el bienestar laboral también ha sido objeto de investigación. Goerke & Huang (2022) encontraron que no existe una relación directa que muestre un efecto de la afiliación a un sindicato sobre el aumento de la satisfacción laboral; por el contrario, sus resultados muestran una correlación negativa entre ambas variables. Por su parte, Weiss et al. (2022) identifican que el nivel jerárquico del cargo se asocia positivamente con la satisfacción laboral, de modo que los trabajadores que ocupan posiciones más altas tienden a reportar mayores niveles de satisfacción.

En el contexto americano, existen estudios que relacionan el género con la satisfacción laboral. Burone & Méndez (2022) concluyeron que existe una brecha de satisfacción laboral vinculada al género, especialmente en aspectos que involucran las expectativas de los trabajadores, como las posibilidades de ascenso o la autonomía en la toma de decisiones. Por su parte, Perugini & Vladisavljević (2019) encontraron que la desigualdad de género no tiene un efecto significativo en las diferencias de satisfacción entre hombres y mujeres. En esta línea, Poghosyan et al. (2022) realizaron un estudio con médicos de atención primaria y enfermeros practicantes en Nueva York, concluyendo que, entre los médicos de atención primaria, las mujeres presentan mayores niveles de satisfacción, mientras que, entre los enfermeros practicantes, los hombres reportan una mayor satisfacción. Estos hallazgos sugieren que las diferencias de satisfacción laboral asociadas al género pueden variar según la ocupación desempeñada.

En una investigación realizada en Ecuador, Grijalva et al. (2017) clasificaron las características consideradas en dos grupos: personales y profesionales. Los resultados indican que los hombres tienen un 7.3 % menos de probabilidad de sentirse felices o satisfechos en su trabajo bajo condiciones laborales similares, considerando que las mujeres enfrentan condiciones menos favorables que los hombres. Asimismo, Álvarez Silva et al. (2019) estudiaron la satisfacción laboral en una empresa de Guayaquil, encontrando que en los cinco factores analizados los trabajadores presentan niveles promedio de satisfacción en su trabajo que oscilan entre el 62.67 % y el 65.76 %, estos factores incluyen características tanto personales como profesionales y del entorno laboral. Finalmente, Alejandro González & Cañizares Cedeño (2025) analizaron la incidencia de la satisfacción laboral en el desempeño de los trabajadores, concluyendo que la falta de reconocimiento afecta la satisfacción laboral de tal manera que puede llegar a impactar negativamente en la productividad, en el contexto de la Fundación Inversión Ecuador.

Existen características laborales tanto personales como profesionales que pueden influir en la satisfacción laboral, entre ellas la edad, la cantidad de horas laboradas y el género (Hassan & Ibourk, 2021). No obstante, como menciona Díaz-Carrión et al. (2020), las diferencias en las condiciones laborales entre países pueden generar variaciones al comparar los niveles de satisfacción. En esta línea, Henriques et al. (2018) evidenciaron que los trabajadores de mayor edad experimentan un incremento en su satisfacción laboral cuando reducen sus horas de trabajo, incluso si su salario se mantiene constante. De igual forma, Lepinteur (2019) y Zheng et al. (2023) encontraron que la cantidad de horas trabajadas influye significativamente en la satisfacción laboral, dado que semanas laborales más cortas se asocian con mayores niveles de bienestar.

Asimismo, investigaciones desarrolladas por Mohanty (2019) y Henriques et al. (2020) establecieron una relación positiva entre el salario y la satisfacción laboral, independientemente de la edad del trabajador. Sin embargo, se observó que la edad está relacionada con la cantidad de horas trabajadas y que, a medida que ambas aumentan, la satisfacción tiende a disminuir. Finalmente, Alrawahi et al. (2024) identificaron que la satisfacción laboral es menor en los grupos de trabajadores jóvenes, lo cual se asocia con el incumplimiento de sus expectativas laborales, en contraste con los trabajadores mayores, quienes por su edad tienden a haber alcanzado sus metas personales y profesionales.

En este marco, investigaciones más recientes incorporan variables psicológicas y éticas en el análisis del bienestar y la satisfacción en el trabajo. Abd-Ellatif et al. (2021) identificó una relación negativa entre el miedo y la satisfacción laboral, indicando que el temor puede incrementar la rotación laboral; sin embargo, mejorar las condiciones laborales, como la seguridad social, la vivienda y la experiencia, puede elevar los niveles de satisfacción. Por su parte, Vettori et al. (2022) asociaron el componente emocional con

la satisfacción laboral, observando que la enseñanza y experimentación de emociones positivas en el ámbito educativo se vinculan con mayores niveles de satisfacción entre los docentes, mientras que la presencia de emociones negativas reduce dicha satisfacción. Finalmente, Faramarzpour et al. (2021) incorporaron la dimensión ética al estudio de la satisfacción laboral, demostrando una relación directa entre la satisfacción y el clima ético, además de evidenciar que la percepción ética del entorno influye significativamente en el bienestar de los trabajadores.

Por otra parte, como señalan Roberts & David (2019) y Eliyana & Ma'arif (2019), la satisfacción laboral es un indicativo del desempeño, que puede disminuir según el desempeño del jefe, incluido el liderazgo que mantengan.

3 Materiales y métodos

3.1 Datos

Los datos utilizados en este estudio provienen de una encuesta de elaboración propia aplicada en el cantón Loja, Ecuador[1], durante el mes de diciembre de 2023 mediante el método Computer-assisted personal interviewing (CAPI), utilizando el aplicativo de recolección de datos KoBoToolbox. Esta encuesta fue dirigida a jefes de hogar y proporcionó datos detallados sobre diversos aspectos de la vida laboral y personal de los participantes, permitiendo un análisis profundo del bienestar laboral en este contexto geográfico y temporal específico.

Para el levantamiento de la información se empleó un muestreo estratificado por parroquias urbanas del cantón Loja, obteniéndose un total de 266 encuestas distribuidas entre las seis parroquias urbanas del cantón: El Valle, Sucre, El Sagrario, Carigán, San Sebastián y Punzara. En la Figura 1 se muestra la media de bienestar por cada estrato, mientra que en la Tabla 1 se muestra los resultados de la estratificación por parroquias urbanas del cantón. En ella se presenta el número de habitantes (N), así como el número de hogares y, finalmente, la cantidad de encuestas que se aplicó en cada una de ellas.

[1]La encuesta utilizada en este estudio fue diseñada y ejecutada en el marco del proyecto de investigación denominado *Factores socioeconómicos-ambientales y normas sociales que inciden en el bienestar subjetivo de las personas en Ecuador: un análisis con modelos valorativos de elección discreta, a nivel local y nacional* (código 38-DI-FJSA-2023), avalado y financiado por la Universidad Nacional de Loja. La información del proyecto de investigación está disponible en: https://www.unl.edu.ec/node/4241

Figura 1. Parroquias urbanas de Loja

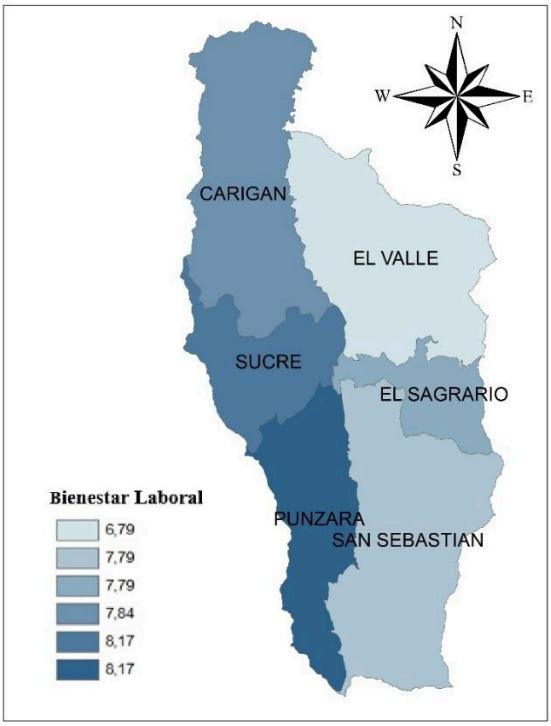


Tabla 1. Resultados de la estratificación del número de encuestas

Parroquia	N	Hogares	Encuestas
El Valle	25337	5758	26
Sucre	73876	16790	75
El Sagrario	27146	6170	28
San Sebastián	37216	8458	38
Carigán	36171	8221	37
Punzara	61160	13900	62
Total	260906	59297	266

Una de las principales limitaciones en el uso de esta base de datos es el alcance geográfico y el tamaño de la muestra. Dado que los datos utilizados provienen de una encuesta aplicada únicamente en el cantón Loja durante el año 2023, los resultados obtenidos podrían no reflejar la realidad del país ni generalizarse directamente a otros cantones o regiones, cuyas condiciones laborales, económicas y sociales pueden diferir significativamente. Además, el tamaño de la muestra puede limitar la exactitud estadística de algunas estimaciones, reduciendo la capacidad de detectar diferencias pequeñas pero relevantes entre los dos grupos analizados. Sin embargo, esta limitación no invalida los resultados obtenidos, sino que subraya la necesidad de futuras investigaciones con

muestras más amplias y representativas que permitan contrastar y fortalecer los resultados a nivel nacional.

En el contexto de esta investigación, la variable dependiente es el bienestar laboral, medido en una escala de orden del 0 al 10, en donde 0 significa totalmente infeliz y 10 significa totalmente feliz. La variable *trabajo* se incluye como una variable dicotómica que toma los valores 1 para formalidad y 0 para la informalidad laboral. Su inclusión se justifica empíricamente debido a estudios previos, como el de Aleksynska (2018), que demostraron una relación con el bienestar laboral.

Asimismo, la consideración del género se basa en la evidencia de que no existen diferencias significativas en la percepción del bienestar laboral entre hombres y mujeres (Perugini & Vladisavljević, 2019). La edad se incluye como variable de control debido a su relación establecida con el bienestar laboral, reflejando cambios en la satisfacción laboral con los cambios en la edad de los trabajadores (Henriques et al., 2018). Por su parte, Jurik & Halemba (1984) y Clark (1996) incorporan a la escolaridad en el estudio de la satisfacción laboral.

Por otro lado, la cantidad de horas trabajadas se incluye debido a la evidencia que sugiere que su efecto sobre la satisfacción laboral varía según la edad de los trabajadores (Mohanty, 2019). La inclusión de la autonomía laboral se basa en estudios como los de Liu et al. (2021), Olsen & Mason (2023) y Bradley & Roberts (2004), quienes demostraron una relación entre la autonomía y la satisfacción laboral, al permitir un mayor control sobre las tareas y decisiones laborales. La salud física se considera relevante debido a su fuerte relación con el bienestar laboral, ya que la mala salud puede afectar negativamente a la satisfacción laboral (Gazioglu & Tansel, 2006). Finalmente, el ingreso laboral se incluye como variable de control debido a su asociación significativa con el bienestar laboral, ya que un mayor ingreso puede proporcionar mayor satisfacción laboral (Diriwaechter & Shvartsman, 2018).

En la Tabla 2 se presentan los resultados del factor de inflación de la varianza (VIF) para la variable dependiente y de control, incluidas en el modelo. Los valores de VIF oscilan entre 1.08 y 1.97, con una media de 1.43, lo que indica la ausencia de problemas relevantes de multicolinealidad. En consecuencia, las variables explicativas presentan niveles aceptables de independencia lineal y son adecuadas para su inclusión en el modelo de regresión.

Tabla 2. Prueba de multicolinealidad

Variable	VIF	SQRT VIF	Tolerancia	R-cuadrado
Tipo de trabajo	1.48	1.22	0.6771	0.3229
Género	1.08	1.04	0.9249	0.0751
Edad	1.51	1.23	0.6622	0.3378
Estado civil	1.30	1.14	0.7716	0.2284
Escolaridad	1.77	1.33	0.5647	0.4353
Horas de trabajo por semana	1.24	1.11	0.8051	0.1949
Sector laboral	1.53	1.24	0.6519	0.3481
Ingreso laboral	1.51	1.23	0.6602	0.3398
Seguridad social	1.97	1.40	0.5084	0.4916
Autonomía laboral	1.23	1.11	0.8107	0.1893
Salud física	1.37	1.17	0.7305	0.2695
Relación con el medio ambiente	1.22	1.11	0.8173	0.1827
Media VIF	1.43			

Con el propósito de examinar las características de la muestra, la Tabla 3 presenta los estadísticos descriptivos y la matriz de correlación de las variables analizadas. Entre los principales resultados, se observa que la satisfacción laboral presenta una media de 7.92, lo que sugiere una percepción relativamente alta de bienestar laboral entre los participantes. La edad media es de 42.26 años, con un rango de 18 a 80 años. En esta variable se incluyen algunos individuos que, aunque se encuentran fuera de la población económicamente activa (PEA), continúan desempeñando actividades laborales debido a la naturaleza de su trabajo informal. Sin embargo, la proporción de estos casos no representa un cambio significativo en las estimaciones, por lo que se considera que no afectan de manera relevante los resultados, a pesar de tratarse de valores atípicos, sugiriendo una muestra diversa en términos de experiencia laboral.

Asimismo, la escolaridad media es de 13.92 años, lo que implica que la mayoría ha completado al menos la educación secundaria. El promedio de horas trabajadas la semana anterior es de 43.13, con un máximo de 84 horas, reflejando variaciones en las cargas laborales. El ingreso laboral promedio es de 622.62 dólares, con un máximo de 3000 dólares, lo que indica una diversidad en los tipos de empleo y sectores, desde empleos informales con menor remuneración hasta empleos formales con ingresos más altos.

Tabla 3. Estadísticas descriptivas y matriz de correlación

	Satisfacción laboral (sfl)	Tipo de trabajo (trab)	Género (gnr)	Edad (edad)	Estado civil (ecvl)	Escolaridad (esc)	Horas de trabajo por semana (hrst)	Sector económico (sctr)	Ingreso laboral (ingrl)	Seguro social (ss)	Autonomía laboral (autlab)	Salud física (sfisca)	Relación con el medio ambiente (rma)
Panel A: Estadísticas descriptivas													
Media	7.92	1.37	1.53	42.26	2.49	13.92	43.13	3.83	622.62	0.45	0.75	8.12	7.44
Desv. Std	1.67	0.48	0.50	11.77	1.96	2.90	15.13	0.99	536.04	0.49	0.43	1.68	1.86
Min	2.00	1.00	1.00	18.00	1.00	6.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	1.00	2.00
Max	10.00	2.00	2.00	80.00	6.00	21.00	84.00	6.00	3000.00	1.00	1.00	10.00	10.00
Panel B: Matriz de correlación													
sfl	1.00												
trab	−0.08	1.00											
gnr	−0.60	−0.04	1.00										
edad	0.10	0.08	0.03	1.00									
ecvl	−0.07	−0.10	0.02	−0.36	1.00								
esc	0.15	−0.36	−0.01	−0.27	0.11	1.00							
hrst	0.21	−0.06	−0.02	−0.04	−0.02	0.11	1.00						
sctr	−0.09	−0.09	0.12	−0.15	0.15	0.11	−0.13	1.00					
ingrl	0.15	−0.35	0.12	−0.05	0.00	0.46	0.21	0.03	1.00				
ss	0.19	−0.53	0.02	−0.07	0.07	0.48	0.11	0.16	0.41	1.00			
autlab	0.24	−0.09	−0.18	0.03	0.00	0.14	0.31	−0.25	0.20	0.19	1.00		

	Satisfacción laboral (sfl)	Tipo de trabajo (trab)	Género (gnr)	Edad (edad)	Estado civil (ecvl)	Escolaridad (esc)	Horas de trabajo por semana (hrst)	Sector económico (sctr)	Ingreso laboral (ingrl)	Seguro social (ss)	Autonomía laboral (autlab)	Salud física (sfisca)	Relación con el medio ambiente (rma)
sfisca	0.49	−0.12	−0.04	−0.32	−0.05	0.18	0.13	0.08	0.07	0.62	0.16	1.00	
rma	0.27	0.00	−0.08	−0.22	0.05	0.23	0.12	−0.08	0.13	0.01	0.04	0.26	1.00

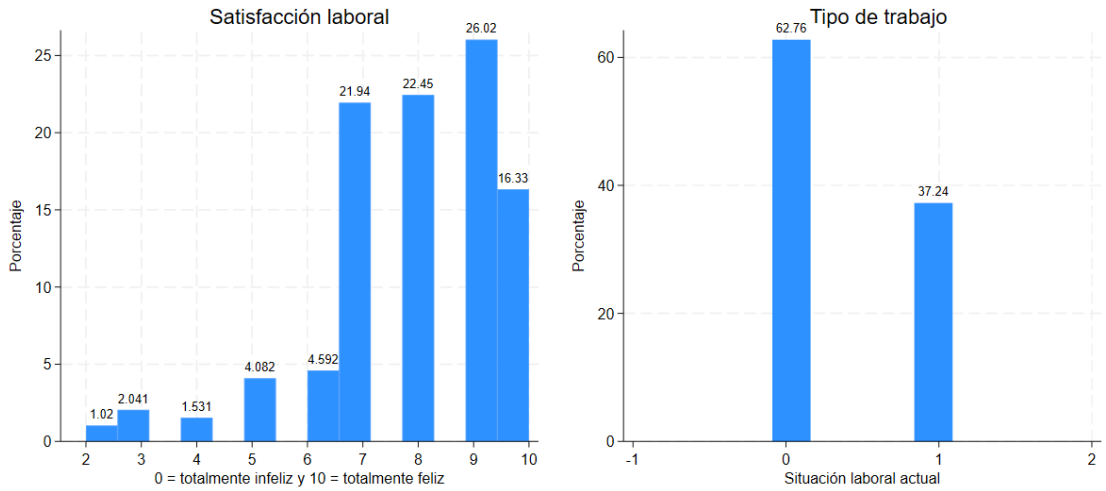
Nota: sfl = satisfacción laboral; trab = tipo de trabajo; gnr = género; edad = edad; ecvl = estado civil; esc = escolaridad; hrst = horas de trabajo por semana; sctr = sector económico; ingrl = ingreso laboral; ss = seguro social; autlab = autonomía laboral; sfisca = salud física; rma = relación con el medio ambiente.

La Figura 2 presenta la distribución de la variable dependiente, satisfacción laboral, y la variable independiente, tipo de trabajo. El primer histograma muestra que la mayoría de los encuestados tienen un bienestar laboral positivo: el 26.02 % lo califica con 9 y el 22.45 % con 8, mientras que solo el 1.02 % se siente totalmente insatisfecho, calificándolo con 2. Esto sugiere que, en Loja, tanto trabajadores formales como informales tienen una satisfacción laboral mayormente positiva.

En cuanto a la variable *trabajo*, el 62.76 % de los encuestados tiene un empleo formal, ya sea como autoempleados con negocio registrado en el SRI o como empleados en instituciones, mientras que el 37.24 % tiene un empleo informal, como autoempleados sin negocio registrado o agricultores sin registro en el SRI. Estos resultados indican que predomina el empleo formal en la ciudad, aunque el empleo informal sigue siendo significativo.

En contraste, el INEC (2023) encuentra que, a nivel nacional, el 55.7 % de las personas con empleo trabajan en el sector informal. Asimismo, en el área urbana, la tasa de desempleo alcanza el 4.4 %, mientras que el empleo adecuado representa el 45.3 %, el subempleo el 20.6 %, otro empleo no pleno el 24.8 % y el empleo no remunerado el 4.7 %. Las diferencias entre los resultados de esta investigación y los del INEC pueden atribuirse a varias razones: primero, la variabilidad en las muestras utilizadas, ya que esta investigación se enfoca en un cantón específico, mientras que el INEC proporciona datos a nivel nacional. Segundo, el contexto socioeconómico y las condiciones laborales en Loja pueden diferir significativamente de otras regiones del país. Finalmente, las diferencias metodológicas y de definición de categorías laborales entre ambas investigaciones también pueden contribuir a la disparidad en los resultados.

Figura 2. Satisfacción laboral y trabajo



La Tabla 4 muestra las variables utilizadas en esta investigación. La satisfacción laboral se incluye como variable dependiente, medida en una escala del 0 al 10; el tipo de trabajo se incorpora como variable independiente dicotómica, que identifica la situación laboral actual del encuestado; y, adicionalmente, se consideran variables de control como sexo, edad, escolaridad, horas de trabajo, sector laboral, afiliación a la seguridad social, autonomía laboral, salud física, ingreso laboral y relación con el medio ambiente. Estas variables se clasifican según su tipo (dicotómica, escala de orden, categórica nominal) y se expresan con sus respectivos símbolos, unidades de medida y descripciones.

Tabla 4. Descripción de variables

Tipo de variable	Nombre de la variable	Símbolo	Unidad de medida	Descripción
Dependiente	Bienestar laboral	sfl	Escala de orden de 0 a 10	¿Cómo se siente usted con respecto a su trabajo? 0 significa totalmente infeliz y 10 significa totalmente feliz.
Independiente	Situación laboral	trab	Dicotómica	¿Cuál es situación laboral actual?
Control	Sexo	gnr	Dicotómica	¿Cuál es el género del encuestado?
Control	Edad	edad	Años	¿Cuál es la edad del encuestado?
Control	Edad al cuadrado	edad2	Años	Edad multiplicada por la edad
Control	Estado civil	ecvl	Dicotómica	¿Cuál es el estado civil del encuestado?
Control	Escolaridad	esc	Años	Años de escolaridad del encuestado
Control	Horas de trabajo	hrst	Horas	¿Cuántas horas trabajó la semana pasada?
Control	Horas de trabajo al cuadrado	hrst2	Horas	Horas de trabajo por horas de trabajo
Control	Sector	sctr	Dicotómica	¿Qué actividad económica realiza?
Control	Seguridad social	ss	Dicotómica	¿Cuenta con afiliación a la seguridad social?
Control	Autonomía laboral	autlab	Dicotómica	En su trabajo ¿Siente que tiene autonomía laboral?
Control	Salud física	sfisca	Escala de orden de 0 a 10	¿Cómo se siente usted con respecto a su estado de salud física? 0 significa totalmente infeliz y 10 significa totalmente feliz.
Control	Ingreso laboral	ingrl	Dólares americanos	Cantidad de dinero que gana por su trabajo.
Control	Logaritmo del ingreso laboral	lingrl	Logaritmo	Logaritmo del ingreso laboral.
Control	Relación con el medio ambiente	rma	Escala de orden de 0 a 10	¿Cómo se siente respecto a su relación con el medio ambiente?

3.2 Metodología

En primer lugar, asumiendo cardinalidad en los datos, se utiliza el estimador de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), basado en la Ecuación (1).

$$\begin{aligned} sfl = \beta_0 + \beta_1 trab + \beta_2 gnr + \beta_3 edad + \beta_4 edad2 \\ +\beta_5 ecvl + \beta_6 esc + \beta_7 hrst + \beta_8 hrst2 + \beta_9 sctr \\ +\beta_{10} lingrl + \beta_{11} ss + \beta_{12} autlab + \beta_{13} sfisca + \beta_{14} rma + \varepsilon \end{aligned} \tag{1}$$

En segundo lugar, asumiendo ordinalidad en la variable dependiente, se plantea un modelo probit ordenado, dado que el bienestar laboral es una variable categórica codificada entre 0, para totalmente infeliz en el trabajo, y 10, para totalmente feliz en el trabajo, tal como se muestra en la Ecuación (2).

$$P(Y \leq j) = \Phi(\alpha_j - \beta' X) \tag{2}$$

En donde $(Y \leq j)$ es la probabilidad de que la variable dependiente sea menor o igual a la categoría j; Φ es la función de distribución acumulativa de la distribución normal estándar; α_j es el umbral latente que se asocia con cada categoría de j, y $\beta' X$ es el producto entre el coeficiente β y las variables explicativas X.

Finalmente, asumiendo cardinalidad de la escala de bienestar subjetivo, se plantea un modelo de selección de brechas de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), en donde se intenta encontrar qué cantidad de la diferencia en la variable dependiente es consecuencia de la diferencia de las variables predictoras. La Ecuación (3) muestra la relación entre la diferencia de ambas variables, en donde $E(Y_A)$ es la esperanza de Y en el grupo A y $E(Y_B)$ es la esperanza de Y en el grupo B.

$$E(Y_A) - E(Y_B) = R \tag{3}$$

Primero, se determina si existe una brecha entre los grupos. Segundo, se evalúa si la brecha es estadísticamente significativa. Y, finalmente, se encuentra las fuentes de donde proviene la diferencia.

Para ello, se emplean los siguientes modelos de estimación, los cuales permiten evaluar la diferencia entre ambos grupos.

$$\begin{aligned} sfl_i fr = \beta_0 + \beta_i fr + \alpha_i gnr_i fr + \alpha_i edad_i fr \\ +\alpha_i esc_i fr + \alpha_i hrst_i fr + \alpha_i sctr_i fr + \alpha_i ss_i fr \\ +\alpha_i autlab_i fr + \alpha_i sfisca_i fr + \varepsilon_i fr \end{aligned} \tag{4}$$

$$\begin{aligned} sfl_i infr = \varnothing_0 + \varnothing_i infr + \alpha_i gnr_i infr + \alpha_i edad_i infr \\ +\alpha_i esc_i infr + \alpha_i hrst_i infr + \alpha_i sctr_i infr + \alpha_i ss_i infr \\ +\alpha_i autlab_i infr + \alpha_i sfisca_i infr + \varepsilon_i infr \end{aligned} \tag{5}$$

Al restar estos modelos se obtiene la Ecuación (6).

$$\begin{aligned} Y_i fr - Y_i infr = (\beta_0 - \varnothing_0) + (\beta_i fr - \varnothing_i infr) + (\alpha_i Ht_i fr - \alpha_i Ht_i infr) \\ +(\alpha_i slr_i fr - \alpha_i slr_i infr) + (\varepsilon_i fr - \varepsilon_i infr) \end{aligned} \tag{6}$$

En donde, nfr representa a la categoría de trabajadores informales y fr representa a la categoría de trabajadores formales.

4 Resultados y limitaciones

La Tabla 5 presenta los resultados del estimador MCO y el modelo probit ordenado. En el caso de MCO, se observa que el cambio de un trabajador informal a formal genera un aumento en la satisfacción laboral de 0.023 puntos. El modelo probit indica que ser un trabajador informal aumenta la probabilidad de mejorar el bienestar laboral en 0.9 puntos porcentuales. En un estudio diferente, Lange (2012) encuentra que los trabajadores autónomos sienten una mayor satisfacción en el trabajo en comparación con aquellas personas que mantienen un empleo en relación de dependencia. Esta consistencia sugiere que la autonomía y la flexibilidad asociadas con el trabajo informal o autónomo pueden ser factores clave que contribuyen a una mayor satisfacción laboral.

Asimismo, en ambos modelos, un año más de edad disminuye el la satisfacción laboral, mientras que el término cuadrático de la edad muestra un efecto positivo. Contrario a este resultado, Lange (2012) encuentra una relación en forma de U entre la edad y el bienestar laboral, lo cual refleja el ciclo de vida, ya que tanto la edad como su cuadrado tienen resultados estadísticamente significativos. A diferencia de estas investigaciones, Alrawahi et al. (2024) encontraron que, en trabajadores mayores de 25 años y mayores de 54 años, la satisfacción laboral aumenta y el estrés laboral disminuye.

Con el estimador MCO, la percepción de autonomía laboral en el trabajo genera un aumento de 0.47 puntos en el bienestar laboral. De manera similar, en el modelo probit, la autonomía laboral aumenta el bienestar en 7.9 puntos porcentuales, en comparación con aquellos trabajadores que no sienten tener autonomía en sus trabajos, manteniendo las demás variables constantes. Lange (2012) genera indicadores de autonomía laboral, como la capacidad de influir en la forma en que se organiza el trabajo diario y la capacidad de influir en las decisiones políticas de la organización empleadora. Sus resultados muestran que estas variables tienen un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre el bienestar. Asimismo, Olsen & Mason (2023) encuentran que la percepción de autonomía en la toma de decisiones genera un aumento en la satisfacción laboral. Estas coincidencias refuerzan la importancia de la autonomía en el lugar de trabajo como un factor clave para mejorar el bienestar laboral, sugiriendo que tener control sobre el propio trabajo y la capacidad de influir en decisiones organizativas son aspectos cruciales para la satisfacción de los empleados.

Finalmente, el estimador MCO muestra que un aumento en la escala de salud física provoca un aumento de 0.44 puntos en el bienestar laboral, siendo este resultado estadísticamente significativo. De igual forma, el modelo probit revela que una mejora en la salud física se asocia con un aumento de 6.1 puntos porcentuales en la satisfacción laboral. En un estudio diferente, Gazioglu & Tansel (2006) encuentran que muchos empleados con problemas de salud reportan altos niveles de satisfacción laboral en todas las áreas, excepto en la satisfacción con el pago. Sin embargo, cuando se controlan las variables, los problemas de salud se asocian significativamente con una menor satisfacción laboral en general. Estas coincidencias subrayan la importancia de la salud física como un determinante crucial del bienestar laboral, sugiriendo que una mejor salud no solo mejora el bienestar general, sino que también puede mitigar los efectos negativos asociados con otros aspectos del trabajo, como la satisfacción con el pago.

Tabla 5. Regresión lineal (MCO)

Bienestar laboral	Coef.	Err. St.	Valor-t	Valor-p	[95% Conf. Interval]
Coeficientes del modelo					
Trabajo (formal)	0	.	.	.	.
informal	−0.02	0.26	−0.09	0.93	−0.54, 0.49
Edad	−0.04	0.06	−0.68	0.49	−0.15, 0.07
Edad²	0.00	0.00	0.93	0.35	−0.00, 0.00
Escolaridad	0.02	0.05	0.38	0.71	−0.07, 0.11
Horas de trabajo la semana anterior	0.02	0.02	0.69	0.49	−0.03, 0.06
Horas de trabajo la semana anterior²	0.00	0.00	−0.21	0.83	−0.00, 0.00
Ingreso laboral (logaritmo)	−0.08	0.06	−1.50	0.13	−0.19, 0.03
Autonomía laboral	0.48*	0.27	1.79	0.07	−0.05, 1.00
Salud física	0.44***	0.07	6.20	0.00	0.29, 0.58
Relación con el medio ambiente	0.14**	0.06	2.25	0.03	0.02, 0.26
Sexo: Femenino	0	.	.	.	.
Masculino	−0.01	0.21	−0.06	0.95	−0.43, 0.40
Estado civil (soltero)	0	.	.	.	.
Otro	−0.10	0.33	−0.31	0.76	−0.76, 0.56
Sector (servicios)	0	.	.	.	.
Otro	−0.01	0.26	−0.04	0.97	−0.52, 0.49
Seguro social (No)	0	.	.	.	.
Sí	0.19	0.29	0.68	0.50	−0.37, 0.76
Constante	3.15**	1.49	2.11	0.04	0.19, 6.10
Estadísticos del modelo					
Media variable dependiente	7.93	Desv. estándar variable dependiente	1.68		
R-cuadrado	0.32	Número de obs	196		
Test-F	6.15	Prob > F	0.00		
Criterio de Akaike (AIC)	711.79	Criterio de Bayesian (BIC)	760.97		

Nota: * p < 0.10; ** p < 0.05; *** p < 0.01.

La Tabla 6 muestra los resultados del modelo de selección de brechas. Se encuentra que la media de bienestar para los trabajadores formales es de 8.03 y para los trabajadores informales es de 7.75, manteniendo una diferencia de 0.28 puntos. Por otra parte, Lange (2012) encuentra una diferencia de 0.79 puntos. Sin embargo, en el estudio de Lange,

quienes tienen una mayor satisfacción laboral son los trabajadores por cuenta propia (7.89) en comparación con los trabajadores asalariados (7.10). Estas diferencias pueden atribuirse a las características específicas de los trabajadores en cada categoría, así como a las variaciones en las condiciones laborales y las expectativas de los empleados en diferentes contextos laborales. La mayor satisfacción entre los trabajadores formales en el primer estudio podría reflejar mejores beneficios laborales y mayor seguridad en el empleo, mientras que la mayor satisfacción entre los trabajadores por cuenta propia en el estudio de Lange podría estar relacionada con una mayor autonomía y control sobre su trabajo.

El coeficiente de las características observables de los trabajadores es de 0.63, mientras que la contribución de las diferencias entre los coeficientes es de 0.14 y la interacción entre las características y los coeficientes es de −0.5. Abd-Ellatif et al. (2021) incluye características observables que influyen significativamente en el bienestar laboral como la seguridad social y vivienda. En esta investigación, las características observables que se manifiestan a través de las variables de control utilizadas representan la mayor parte de la diferencia entre la satisfacción de los trabajadores formales e informales. Sin embargo, los resultados, al no ser estadísticamente significativos, indican que no existe una diferencia en la satisfacción entre ambos grupos que sea suficientemente significativa como para representar una brecha de bienestar entre ellos. Esto sugiere que, aunque las características observables pueden explicar parte de la variación en el bienestar laboral, no son lo suficientemente robustas para confirmar una diferencia sustancial entre trabajadores formales e informales en este estudio específico.

Las variables de control aportan a la diferencia de bienestar asociada a las características observables. Los coeficientes permiten identificar cuánto de la diferencia en el bienestar laboral se debe a diferencias en los coeficientes de las variables observables entre los dos grupos. En el caso de la edad, el coeficiente de −4.28 significa que la edad tiene un efecto negativo considerablemente mayor sobre la satisfacción laboral para uno de los grupos en comparación con el otro. Es decir, si los trabajadores informales experimentan una reducción en la satisfacción laboral a medida que envejecen, este efecto negativo es significativamente mayor comparado con los trabajadores formales. En línea con este resultado, Mohanty (2019) y Henriques et al. (2020) encuentran que la edad influye en el bienestar laboral, observando que, a mayor edad, el bienestar laboral tiende a disminuir con frecuencia. Esto sugiere que, aunque la salud física tiene un impacto limitado y no significativo, la edad emerge como un factor crítico que contribuye negativamente al bienestar laboral en mayor medida para un grupo específico, destacando la importancia de considerar cómo las diferentes etapas de la vida laboral pueden afectar de manera distinta la percepción del bienestar laboral.

Tabla 6. Descomposición de Blinder-Oaxaca

Bienestar laboral	Coeficiente	Err. Std.	z	P>z	[Intervalo de confianza 95%]
General					
Formal (1)	8.03	0.15	53.89	0.00	7.74, 8.32
Informal (2)	7.75	0.22	34.76	0.00	7.32, 8.19
Diferencia	0.28	0.27	1.04	0.29	−0.25, 0.80
Dotaciones	0.64	0.37	1.72	0.09	−0.09, 1.37
Coeficientes	0.14	0.30	0.46	0.64	−0.46, 0.74
Interacción	−0.50	0.39	−1.27	0.20	−1.27, 0.27
Dotaciones					
Género	0.01	0.02	0.33	0.74	−0.03, 0.04
Edad	−0.09	0.17	−0.56	0.57	−0.43, 0.24
Edad²	0.02	0.17	0.14	0.89	−0.31, 0.36
Estado civil	0.04	0.05	0.85	0.39	−0.05, 0.14
Escolaridad	0.11	0.16	0.66	0.51	−0.21, 0.42
Horas de trabajo	0.06	0.09	0.61	0.54	−0.12, 0.24
Horas de trabajo²	−0.03	0.08	−0.37	0.71	−0.19, 0.13
Sector	0.17	0.13	1.34	0.18	−0.08, 0.42
Ingreso (logaritmo)	−0.12	0.09	−1.26	0.21	−0.29, 0.06
Seguridad social	0.06	0.31	0.20	0.84	−0.54, 0.66
Autonomía laboral	0.08	0.08	1.12	0.264	−0.06, 0.23
Salud física	0.33	0.20	1.65	0.10	−0.06, 0.73
Relación con el medio ambiente	0.00	0.01	0.10	0.92	−0.02, 0.02
Coeficientes					
Género	−0.09	0.22	−0.40	0.69	−0.53, 0.35
Edad	−4.28	5.47	−0.78	0.43	−14.99, 6.44
Edad²	1.33	2.89	0.46	0.65	−4.33, 6.99
Estado civil	0.56	0.62	0.90	0.37	−0.65, 1.77
Escolaridad	−0.89	1.21	−0.74	0.46	−3.27, 1.49
Horas de trabajo	0.09	2.03	0.05	0.96	−3.89, 4.08
Horas de trabajo²	0.40	1.14	0.35	0.72	−1.83, 2.63
Sector	0.54	0.34	1.58	0.11	−0.13, 1.21
Ingreso (logaritmo)	0.12	0.57	0.22	0.83	−0.99, 1.23
Seguridad social	0.03	0.07	0.39	0.69	−0.12, 0.17
Autonomía laboral	−0.55	0.38	−1.44	0.15	−1.31, 0.19

Bienestar laboral	Coeficiente	Err. Std.	z	P>z	[Intervalo de confianza 95%]
Salud física	−3.53***	1.23	−2.86	0.00	−5.95, −1.11
Relación con el medio ambiente	0.40	1.01	0.40	0.69	−1.57, 2.38
Constante	6.01	3.15	1.91	0.06	−0.15, 12.18
Interacción					
Género	−0.01	0.02	−0.33	0.74	−0.05, 0.04
Edad	0.19	0.30	0.63	0.53	−0.40, 0.79
Edad²	−0.14	0.33	−0.43	0.66	−0.79, 0.50
Estado civil	−0.04	0.06	−0.72	0.46	−0.15, 0.07
Escolaridad	−0.16	0.21	−0.73	0.46	−0.58, 0.26
Horas de trabajo	0.00	0.09	0.05	0.96	−0.18, 0.19
Horas de trabajo²	0.01	0.06	0.26	0.79	−0.09, 0.13
Sector	−0.28	0.19	−1.51	0.13	−0.64, 0.08
Ingreso (logaritmo)	0.03	0.15	0.22	0.83	−0.26, 0.32
Seguridad social	0.14	0.37	0.39	0.69	−0.58, 0.87
Autonomía laboral	−0.06	0.07	−0.94	0.34	−0.20, 0.07
Salud física	−0.19	0.13	−1.47	0.14	−0.46, 0.06
Relación con el medio ambiente	0.00	0.02	0.11	0.92	−0.03, 0.03
Información del modelo					
Grupo 1: trab = 0	Formal				
Grupo 2: trab = 1	Informal				
Observaciones	196				
Modelo	Lineal				
N de obs. grupo 1	123				
N de obs. grupo 2	73				
Dotaciones	(X_1 - X_2)b_2				
Coeficientes	X_2(b_1 - b_2)				
Interacción	(X_1 - X_2)(b_1 - b_2)				

Nota: * p < 0.10; ** p < 0.05; *** p < 0.01.

5 Conclusiones y discusión

El análisis del bienestar laboral en Loja en el año 2023 encontró que no existen diferencias significativas entre el bienestar laboral de los trabajadores formales e informales. Sin embargo, se identificaron variables con influencia estadísticamente significativa, como la percepción de autonomía laboral, la salud física y la relación con el medio

ambiente, concluyendo que la naturaleza del empleo formal o informal no es un factor determinante en la percepción del bienestar laboral en esta región. Una limitación de esta investigación radica en el tamaño reducido de la muestra, lo cual puede restringir la generalización de los resultados. Un tamaño de muestra pequeño puede no capturar adecuadamente la variabilidad presente en la población total. A pesar de esta limitación, los hallazgos ofrecen una visión valiosa sobre los factores que realmente influyen en el bienestar laboral, subrayando la importancia de enfoques que consideren aspectos más allá del tipo de empleo para mejorar la satisfacción y calidad de vida de los trabajadores.

Una de las posibles limitaciones de la presente investigación se basa en el tamaño y alcance de la muestra. Si bien el número de observaciones utilizado resulta adecuado para el análisis estadístico y econométrico realizado, podría limitar la capacidad de generalizar los resultados a toda la población del cantón u otras regiones del país con contextos laborales y socioeconómicos distintos, especialmente considerando las diferencias estructurales en zonas geográficas distintas. Además, aunque el tamaño de la muestra fue suficiente para realizar el análisis de esta investigación, podría restringir la precisión de las estimaciones al representar solo una parte de la diversidad existente entre los trabajadores formales e informales. Sin embargo, esta limitación no invalida los resultados obtenidos, dado que estos aportan evidencia empírica relevante sobre la relación entre la formalidad, informalidad y la satisfacción laboral, en el contexto local.

Se recomienda implementar programas destinados a mejorar la calidad del trabajo que abarquen tanto a los trabajadores formales como informales del mercado laboral. Esto podría incluir iniciativas para aumentar la seguridad social y la protección laboral para los trabajadores informales, así como promover la autonomía laboral en los empleos formales y mejorar las condiciones de trabajo en general. Además, es crucial revisar y adaptar los indicadores de bienestar utilizados para asegurar que reflejen adecuadamente las diversas dimensiones de las experiencias laborales en Loja, lo cual facilitará el diseño de políticas más efectivas y ajustadas a la realidad local. Para estudios futuros, se recomienda ampliar la muestra utilizada para capturar de manera objetiva las diferencias laborales y socioeconómicas entre los trabajadores, así como expandir el alcance geográfico del estudio para incluir el sector rural del cantón Loja, explorar las variaciones geográficas y abarcar una representación más amplia de cada sector laboral.

Agradecimientos

Los autores expresan su agradecimiento a la Universidad Nacional de Loja por el financiamiento y respaldo institucional brindado a través del proyecto de investigación *Factores socioeconómicos-ambientales y normas sociales que inciden en el bienestar subjetivo de las personas en Ecuador: un análisis con modelos valorativos de elección discreta, a nivel local y nacional* (código 38-DI-FJSA-2023, período 2023-2025), en cuyo marco fue posible el diseño, financiamiento y ejecución de los hallazgos del presente estudio.

Anexos

Anexo 1. Prueba para heterocedasticidad Breusch-Pagan/Cook-Weisberg

Supuesto	Términos de error normales
Variable	Valores ajustados de bienestar laboral
H_0:	Varianza constante
Chi2(1)	3.53
Prob > chi2	0.0601

Anexo 2. Prueba t de dos muestras con varianzas iguales

	obs1 Formal	obs2 Informal	Media 1	Media 2	Diferencia	Err. St.	Valor t	Valor p
Sfl por Trab	123	73	8.033	7.753	0.279	0.247	1.150	0.262
Gnr por Trab	123	73	0.552	0.506	0.045	0.073	0.621	0.534
edad por Trab	123	73	41.536	43.479	1.942	1.738	−1.117	0.265
edad² por Trab	123	73	1841.114	2063.342	222.228	155.981	−1.424	0.155
Ecvl por Trab	123	73	0.813	0.876	0.063	0.054	−1.164	0.245
Esc por Trab	123	73	14.739	12.547	2.191	0.400	5.468	0.000
Hrst por Trab	123	73	43.853	41.917	1.935	2.237	0.865	0.387
Hrst² por Trab	123	73	2116.959	2039.863	77.096	195.123	0.395	0.693
Sctr por Trab	123	73	0.308	0.643	0.334	0.069	−4.814	0.000
Ingrl por Trab	123	73	769.715	374.794	394.920	74.167	5.324	0.000
Ss por Trab	123	73	0.658	0.109	0.548	0.062	8.774	0.000

	obs1 Formal	obs2 Informal	Media 1	Media 2	Diferencia	Err. St.	Valor t	Valor p
Autlab por Trab	123	73	0.780	0.698	0.081	0.064	1.278	0.202
Sfisca por Trab	123	73	8.284	7.849	0.435	0.247	1.755	0.080
Rma por Trab	123	73	7.455	7.424	0.030	0.276	0.110	0.911

Anexo 3. Modelo Blinder-Oaxaca desagrupado, grupo formal

Fuente	SS	df	MS	Estadístico	Valor
Modelo	56.257	13	4.327	Número de obs.	123
Residual	247.613	109	2.272	Prob > F	0.037
Total	303.870	122	2.491	R^2	0.185
				Root MSE	1.507

Bienestar laboral	Coeficiente	Err. Std.	t	P>t	[Intervalo de confianza 95%]
gnr	−0.045	0.282	−0.160	0.874	−0.603, 0.513
edad	−0.049	0.101	−0.480	0.630	−0.249, 0.151
edad2	0.001	0.001	0.460	0.646	−0.002, 0.003
ecvl	−0.012	0.444	−0.030	0.979	−0.892, 0.868
esc	−0.023	0.063	−0.360	0.720	−0.147, 0.102
hrst	0.031	0.037	0.850	0.397	−0.042, 0.104
hrst2	−0.000	0.000	−0.530	0.597	−0.001, 0.001
sctr	0.330	0.381	0.870	0.387	−0.424, 1.085
lingrl	−0.066	0.094	−0.700	0.483	−0.252, 0.120
ss	0.374	0.368	1.020	0.312	−0.356, 1.104
autlab	0.240	0.361	0.660	0.508	−0.476, 0.956
sfisca	0.312	0.094	3.310	0.001	0.126, 0.499
rma	0.092	0.081	1.140	0.258	−0.068, 0.252
_cons	5.094	2.443	2.090	0.039	0.252, 9.937

Anexo 4. Modelo Blinder-Oaxaca desagrupado, grupo informal

Fuente	SS	df	MS	Estadístico	Valor
Modelo	151.093	13	11.623	Número de obs.	73
Residual	90.468	59	1.533	Prob > F	0.000
Total	241.562	72	3.355	R^2	0.625
				Root MSE	1.238

Bienestar laboral	Coeficiente	Err. Std.	t	P>t	[Intervalo de confianza 95%]
gnr	0.130	0.339	0.380	0.703	−0.548, 0.808
edad	0.050	0.075	0.660	0.510	−0.100, 0.200
edad2	−0.000	0.001	−0.140	0.892	−0.002, 0.001
ecvl	−0.649	0.548	−1.180	0.242	−1.746, 0.448
esc	0.049	0.073	0.660	0.511	−0.098, 0.196
hrst	0.029	0.032	0.920	0.360	−0.034, 0.092
hrst2	−0.000	0.000	−1.010	0.315	−0.001, 0.000
sctr	−0.508	0.364	−1.390	0.169	−1.237, 0.221
lingrl	−0.092	0.069	−1.330	0.190	−0.230, 0.046
ss	0.112	0.560	0.200	0.843	−1.009, 1.233
autlab	1.033	0.409	2.520	0.014	0.214, 1.852
sfisca	0.763	0.125	6.080	0.000	0.512, 1.014
rma	0.038	0.109	0.340	0.732	−0.181, 0.256
_cons	−0.918	1.982	−0.460	0.645	−4.885, 3.049

5.1 Anexo 5. Descomposición Blinder-Oaxaca

Estadístico	Valor
Número de observaciones	196
Modelo	Lineal
Grupo 1: trab = 0	123 observaciones
Grupo 2: trab = 1	73 observaciones
Dotaciones	$(X_1 - X_2)b_2$
Coeficientes	$X_2(b_1 - b_2)$
Interacción	$(X_1 - X_2)(b_1 - b_2)$

Bienestar laboral	Coeficiente	Err. Std.	z	P>z	IC 95%
General					
Grupo 1	8.033	0.149	53.890	0.000	7.740, 8.325
Grupo 2	7.753	0.223	34.760	0.000	7.316, 8.191
Diferencia	0.279	0.268	1.040	0.298	−0.247, 0.805
Dotaciones	0.638	0.372	1.720	0.086	−0.090, 1.366
Coeficientes	0.141	0.305	0.460	0.643	−0.457, 0.740
Interacción	−0.500	0.394	−1.270	0.204	−1.273, 0.272
Dotaciones					
gnr	0.006	0.018	0.330	0.744	−0.030, 0.042
edad	−0.096	0.172	−0.560	0.574	−0.433, 0.240
edad2	0.023	0.172	0.140	0.892	−0.313, 0.360
ecvl	0.041	0.049	0.850	0.397	−0.054, 0.137
esc	0.106	0.162	0.660	0.512	−0.212, 0.424
hrst	0.056	0.092	0.610	0.539	−0.123, 0.236
hrst2	−0.031	0.085	−0.370	0.714	−0.197, 0.135
sctr	0.170	0.127	1.340	0.181	−0.079, 0.419
lingrl	−0.117	0.092	−1.260	0.207	−0.298, 0.065
ss	0.061	0.308	0.200	0.842	−0.542, 0.664
autlab	0.085	0.076	1.120	0.264	−0.064, 0.233
sfisca	0.332	0.202	1.650	0.100	−0.063, 0.727
rma	0.001	0.011	0.100	0.917	−0.020, 0.023
Coeficientes					
gnr	−0.089	0.224	−0.400	0.692	−0.527, 0.350
edad	−4.279	5.469	−0.780	0.434	−14.999, 6.440
edad2	1.328	2.888	0.460	0.646	−4.333, 6.989
ecvl	0.558	0.619	0.900	0.367	−0.655, 1.772

Bienestar laboral	Coeficiente	Err. Std.	z	P>z	IC 95%
esc	−0.893	1.214	−0.740	0.462	−3.274, 1.487
hrst	0.095	2.035	0.050	0.963	−3.892, 4.083
hrst2	0.400	1.138	0.350	0.725	−1.831, 2.630
sctr	0.540	0.342	1.580	0.115	−0.132, 1.211
lingrl	0.124	0.567	0.220	0.827	−0.988, 1.235
ss	0.029	0.074	0.390	0.698	−0.116, 0.174
autlab	−0.554	0.384	−1.440	0.149	−1.306, 0.199
sfisca	−3.533	1.235	−2.860	0.004	−5.954, −1.111
rma	0.403	1.009	0.400	0.689	−1.574, 2.380
_cons	6.013	3.146	1.910	0.056	−0.154, 12.179
Interacciones					
gnr	−0.008	0.024	−0.330	0.738	−0.055, 0.039
edad	0.191	0.304	0.630	0.529	−0.404, 0.786
edad2	−0.143	0.329	−0.430	0.664	−0.789, 0.503
ecvl	−0.041	0.056	−0.720	0.469	−0.150, 0.069
esc	−0.156	0.214	−0.730	0.466	−0.576, 0.263
hrst	0.004	0.094	0.050	0.963	−0.180, 0.189
hrst2	0.015	0.058	0.260	0.793	−0.098, 0.128
sctr	−0.281	0.186	−1.510	0.131	−0.645, 0.084
lingrl	0.032	0.149	0.220	0.828	−0.259, 0.324
ss	0.144	0.368	0.390	0.696	−0.578, 0.866
autlab	−0.065	0.069	−0.940	0.345	−0.200, 0.070
sfisca	−0.196	0.133	−1.470	0.142	−0.457, 0.065
rma	0.002	0.016	0.110	0.916	−0.029, 0.032

Nota: * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Bibliografía

Abd-Ellatif, E. E., Anwar, M. M., AlJifri, A. A., & El Dalatony, M. M. (2021). Fear of COVID-19 and its impact on job satisfaction and turnover intention among Egyptian physicians. *Safety and Health at Work*, *12*(4), 490-495.

Alejandro González, R. T., & Cañizares Cedeño, E. L. (2025). Satisfacción laboral y su incidencia en el desempeño de los trabajadores de la Fundación Inversión Ecuador. *LATAM Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales y Humanidades*, *6*(2), 188-198. https://doi.org/10.56712/latam.v6i2.3617

Aleksynska, M. (2018). Temporary employment, work quality, and job satisfaction. *Journal of Comparative Economics*, *46*(3), 722-735.

Alrawahi, S., Sellgren, S. F., Altouby, S., Alwahaibi, N., & Brommels, M. (2024). Stress and job satisfaction among medical laboratory professionals in Oman: A cross-sectional study. *Heliyon*, *10*(3).

Álvarez Silva, L. A., López Rodríguez, L. A., & Silva Avilés, N. E. (2019). Satisfacción laboral en una organización human care de la Bahía de Guayaquil. *Podium*, *35*, 87-96. https://doi.org/10.31095/podium.2019.35.6

Bao, M. X., Cheng, X., & Smith, D. (2020). A path analysis investigation of the relationships between CEO pay ratios and firm performance mediated by employee satisfaction. *Advances in Accounting*, 100457.

Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, *8*, 436-455.

Bradley, D. E., & Roberts, J. A. (2004). Self-Employment and Job Satisfaction: Investigating the Role of Self-Efficacy, Depression, and Seniority. *Journal of Small Business Management*, *42*(1), 37-58. https://doi.org/10.1111/j.1540-627x.2004.00096.x

Burone, S., & Méndez, L. (2022). Are women and men equally happy at work? Evidence from PhD holders at a public university in Uruguay. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, *97*, 101821.

Clark, A. E. (1996). Job Satisfaction in Britain. *British Journal of Industrial Relations*, *34*(2), 189-217.

Danzer, N. (2019). Job satisfaction and self-selection into the public or private sector: Evidence from a natural experiment. *Labour Economics*, *57*, 46-62.

Díaz-Carrión, R., Navajas-Romero, V., & Casas-Rosal, J. C. (2020). Comparing working conditions and job satisfaction in hospitality workers across Europe. *International Journal of Hospitality Management*, *90*, 102631.

Diriwaechter, P., & Shvartsman, E. (2018). The anticipation and adaptation effects of intra- and interpersonal wage changes on job satisfaction. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *146*, 116-140.

Easton, T. (2020). Teaching econometrics with data on coworker salaries and job satisfaction. *International Review of Economics Education*, *34*, 100178.

Eliyana, A., & Ma'arif, S. (2019). Job satisfaction and organizational commitment effect in the transformational leadership towards employee performance. *European Research on Management and Business Economics*, *25*(3), 144-150.

Faramarzpour, M., Farokhzadian, J., Tirgari, B., Shahrbabaki, P. M., Borhani, F., & Rafati, F. (2021). Nurses' perceptions of hospital ethical climate and their job satisfaction. *Ethics, Medicine and Public Health*, *18*, 100664.

Gazioglu, S., & Tansel, A. (2006). Job satisfaction in Britain: individual and job related factors. *Applied Economics*, *38*(10), 1163-1171. https://doi.org/10.1080/00036840500392987

Goerke, L., & Huang, Y. (2022). Job satisfaction and trade union membership in Germany. *Labour Economics*, *78*, 102238.

Grijalva, A., Palacios, J., Patiño, C., & Tamayo, D. (2017). Los factores asociados a la satisfacción laboral en Ecuador en 2007 y 2015 utilizando la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo. *Revista de Análisis Estadístico*, 35-45.

Hassan, O., & Ibourk, A. (2021). Burnout, self-efficacy and job satisfaction among primary school teachers in Morocco. *Social Sciences & Humanities Open*, *4*(1), 100148.

Henriques, C. O., Luque, M., Marcenaro-Gutiérrez, O. D., & López-Agudo, L. A. (2018). A multiobjective interval programming model to explore the trade-offs among different aspects of job satisfaction under different scenarios. *Socio-Economic Planning Sciences*.

Henriques, C. O., Marcenaro-Gutiérrez, O. D., & López-Agudo, L. A. (2020). Getting a balance in the life satisfaction determinants of full-time and part-time European workers. *Economic Analysis and Policy*, *67*, 87-113.

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2015). *Actualización metodológica: empleo en el sector informal y clasificación de los ocupados según sectores*.

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2023). *Indicadores laborales: Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU)* [Reporte Técnico de Indicadores]. Instituto Nacional de Estadística y Censos. https://www.ecuadorencifras.gob.ec/enemdu-2023/

Ipsos. (2023). *Global happiness up six points from last year, 73% now say they are happy*.

Jurik, N. C., & Halemba, G. J. (1984). Gender, Working Conditions and the Job Satisfaction of Women in a Non-Traditional Occupation: Female Correctional Officers in Men's Prisons. *The Sociological Quarterly*, *25*(4), 551-566.

Lange, T. (2012). Job satisfaction and self-employment: autonomy or personality? *Small Business Economics*, *38*, 165-177.

Lepinteur, A. (2019). The shorter workweek and worker wellbeing: Evidence from Portugal and France. *Labour Economics*, *58*, 204-220.

Liu, S., Keeley, J. W., Sui, Y., & Sang, L. (2021). Impact of distributed leadership on teacher job satisfaction in China: The mediating roles of teacher autonomy and teacher collaboration. *Studies in Educational Evaluation*, *71*, 101099.

Locke, E. A. (1969). What is job satisfaction? *Organizational Behavior and Human Performance*, *4*(4), 309-336.

Mobilio, S. B., Irish, T. R., Larson, J. W., Finnerty, M. W., & Sweetser, K. D. (2021). The few, the proud, the satisfied? The relationship between perceptions of public affairs and job satisfaction in the US Marine Corps. *Public Relations Review*, *47*(4), 102045.

Mohanty, M. (2019). Effects of job satisfaction on the worker's wage and weekly hours: A simultaneous equations approach. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, *79*, 27-42.

Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, *14*, 693-709.

Olsen, A. A., & Mason, E. N. (2023). Perceptions of autonomy: Differential job satisfaction for general and special educators using a nationally representative dataset. *Teaching and Teacher Education*, *123*, 103999.

Perugini, C., & Vladisavljević, M. (2019). Gender inequality and the gender-job satisfaction paradox in Europe. *Labour Economics*.

Poghosyan, L., Brooks, J. M., Liu, J., Lee, Y., Bilazarian, A., & Muench, U. (2022). Physician and nurse practitioner teamwork and job satisfaction: Gender and profession. *The Journal for Nurse Practitioners*, *18*(8), 819-824.

Roberts, J. A., & David, M. E. (2019). Boss phubbing, trust, job satisfaction and employee performance. *Personality and Individual Differences*.

Saner, T., & Eyüpoğlu, Ş. Z. (2012). The age and job satisfaction relationship in higher education. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, *55*, 1020-1026.

Stephan, U., Strauss, K., Gorgievski, M. J., & Wach, D. (2024). How entrepreneurs influence their employees' job satisfaction: The double-edged sword of proactive personality. *Journal of Business Research*, *174*, 114492.

Vettori, G., Bigozzi, L., Vezzani, C., & Pinto, G. (2022). The mediating role of emotions in the relation between beliefs and teachers' job satisfaction. *Acta Psychologica*, *226*, 103580.

Weiss, D., Weiss, M., Rudolph, C. W., & Zacher, H. (2022). Tough times at the top: Occupational status predicts changes in job satisfaction in times of crisis. *Journal of Vocational Behavior*, *139*, 103804.

Zheng, H., Vatsa, P., Ma, W., & Zhou, X. (2023). Working hours and job satisfaction in China: A threshold analysis. *China Economic Review*, *77*, 101902. https://doi.org/10.1016/j.chieco.2022.101902

Heteronomía monetaria institucional como marco teórico para economías oficialmente dolarizadas

Ricardo I. von Schoettler[*]

La teoría de las áreas monetarias óptimas (TAMO) de Mundell ofrece un marco clásico para evaluar la conveniencia de compartir una moneda común. Este estudio analiza su aplicabilidad en Ecuador y El Salvador, economías oficialmente dolarizadas (EOD), y concluye que ni la TAMO ni las teorías nonetarias clásicas explican adecuadamente sus dinámicas macroeconómicas. A partir de un enfoque teórico-hermenéutico, se plantea que el modelo de heteronomía monetaria institucional constituye el marco conceptual más pertinente para comprender la pérdida de soberanía, la dependencia estructural y la estabilidad condicionada de los sistemas monetarios dolarizados.

Palabras clave: heteronomía monetaria, dolarización, soberanía monetaria, dependencia estructural, política monetaria, Ecuador
Códigos JEL: E42, E58, F33, H63, O54
DOI: 10.47550/RCE/36.1.8
Recibido: 2025-11-15 · **Aceptado:** 2026-06-03

[*]Investigador independiente, Berlín, Alemania. ORCID: 0000-0002-0757-6091. CRediT: investigación, redacción - revisión y edición, redacción - borrador original, validación, metodología, análisis formal, curación de datos, conceptualización. Correo electrónico: rvons1957@gmail.com.

Copyright © 2026 von Schoettler. Los autores conservan los derechos de autor del artículo. El artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Attribution 4.0 License

Institutional Monetary Heteronomy as a Theoretical Framework for Officially Dollarized Economies

Ricardo I. von Schoettler

Mundell's Theory of Optimum Currency Areas (OCA) provides a classical framework for assessing the feasibility of sharing a common currency. This study examines its applicability to Ecuador and El Salvador, two officially dollarized economies (OED), and concludes that neither OCA theory nor the classical monetary theories adequately explain their macroeconomic dynamics. Using a theoretical-hermeneutic approach, it argues that the Institutional Monetary Heteronomy Model offers a more suitable conceptual framework to understand the loss of sovereignty, structural dependency, and conditioned stability that characterize dollarized monetary systems.

Keywords: monetary heteronomy, dollarization, monetary sovereignty, structural dependence, monetary policy, Ecuador
JEL Codes: E42, E58, F33, H63, O54
DOI: 10.47550/RCE/36.1.8
Received: 2025-11-15 · **Accepted:** 2026-06-03

1 Introducción

La elección de un régimen monetario, como la dolarización oficial —adopción de una moneda extranjera—, constituye una decisión trascendental. Esta elección plantea interrogantes esenciales sobre la autonomía de la política monetaria, la capacidad de respuesta ante choques externos y la estabilidad macroeconómica de largo plazo.

Los casos de Ecuador en el año 2000 y de El Salvador en el 2001 son referentes latinoamericanos. A más de veinticinco años de su adopción, existe un amplio conjunto de hechos para evaluar sus resultados empíricos y conceptuales, especialmente la pertinencia de la teoría de las áreas monetarias óptimas (TAMO), propuesta por Mundell (1961), como marco para evaluar las alternativas de compartir una moneda. El análisis de la dolarización se abordará en dos dimensiones: una evaluación retrospectiva para determinar los factores que motivaron la decisión de dolarizar y un análisis *ex post* para evaluar si los fundamentos teóricos que justificaron la dolarización siguen siendo coherentes con los resultados observados. Este enfoque valora la consistencia temporal de las teorías y las implicaciones institucionales emergentes (Eichengreen, 2001; Reinhart & Calvo, 2000).

El estudio de una unidad monetaria requiere articular sus teorías. La teoría clásica (Friedman, 1956) sostiene que la inflación es un fenómeno monetario, existiendo una relación directa entre la cantidad de dinero y el nivel de precios. En contraste, el enfoque keynesiano (Keynes, 1936) vincula la demanda de dinero a motivos de transacción, precaución y especulación, respondiendo a la tasa de interés y al ingreso.

Según la escuela chartalista, la base del dinero es una creación del Estado legitimada por su aceptación para el pago de impuestos (Knapp, 1921), lo que contrasta con la visión clásica (Menger, 1892), que el dinero emergió evolutivamente como medio de intercambio eficiente. La teoría monetaria moderna (TMM) redefine la relación entre soberanía y política fiscal, afirmando que los Estados emisores de su propia moneda no enfrentan restricciones financieras internas, sino límites reales de capacidad productiva.

Por añadidura, los bancos centrales cumplen un papel fundamental al articular la relación entre el Estado y el sistema financiero. Actúan como autoridades reguladoras de la oferta monetaria y garantes de la estabilidad de precios. Además, cumplen el rol esencial de prestamista de última instancia (PUI) (Bagehot, 1873; Goodhart, 1988). Esta función, clave para la credibilidad (Woodford & Walsh, 2005), implica no solo proveer liquidez bajo la regla de Bagehot, sino también la facultad de crear dinero e inyectarlo en el sistema crediticio para evitar crisis de liquidez (Bernanke, 2010).

La relación entre las teorías monetarias tradicionales y la TAMO es crucial para entender las implicaciones macroeconómicas de las economías oficialmente dolarizadas. Mientras que las teorías clásicas y contemporáneas, plantean la necesidad de autonomía monetaria y la figura del prestamista de última instancia, la TAMO argumenta que la cesión de soberanía monetaria solo se justifica si los países que comparten la divisa cumplen criterios rigurosos, como convergencia estructural, alta movilidad de factores, sincronización de ciclos económicos, mecanismos de compensación fiscal y una amplia apertura comercial.

En esencia, la sustitución de la moneda nacional por una divisa extranjera solo sería óptima si la integración lograda fuera suficiente para que la estabilidad y el menor riesgo cambiario compensaran la renuncia a un banco central propio. Sin embargo, en América Latina, la persistencia de rigideces estructurales, asimetrías productivas y baja movilidad de factores intensifica las limitaciones. La dolarización, al eliminar los instrumentos de ajuste —política monetaria y cambiaria—, no ofrece los mecanismos de absorción de

choques necesarios, lo que impide que el área sea verdaderamente óptima según los postulados mencionados por Mundell (1961).

La relación entre áreas monetarias, las teorías económicas y la intermediación financiera muestra la importancia del banco central como entidad reguladora. Sin embargo, en las economías oficialmente dolarizadas (EOD), la ausencia de un prestamista de última instancia soberano constituye una debilidad estructural que las teorías tradicionales no explican, pues contradice tanto los criterios de la TAMO como los postulados de la TMM.

Olivera (1980) formuló una distinción conceptual entre autonomía y heteronomía monetaria a partir de la dicotomía entre dinero activo y dinero pasivo. Para Olivera, la heteronomía monetaria implica que un país no puede controlar, al menos plenamente, su oferta monetaria; es decir, el dinero opera como una variable pasiva o endógena. En los modelos de dinero activo la variable monetaria es exógena y determina el valor de las demás variables del sistema; lo inverso ocurre en los modelos de dinero pasivo, donde la cantidad de dinero es una variable endógena y la exógena es el nivel de precios o la tasa de salarios —es decir, el precio del factor trabajo—. Adicionalmente, sostuvo que la dicotomía autonomía-heteronomía refleja la estructura de poder existente dentro de la economía mundial, y que el carácter exógeno o endógeno de la oferta monetaria mundial constituye una cuestión empírica. Su planteamiento tenía, por tanto, un alcance macroeconómico global y teórico, sin referencia a casos específicos de dolarización institucional, régimen que no existía en América Latina en el momento de su formulación.

La contribución del presente artículo respecto al antecedente de Olivera (1980) puede precisarse en tres dimensiones complementarias. En primer lugar, el concepto de heteronomía monetaria fue formulado en un contexto en el que la dolarización oficial no existía como opción concreta de política monetaria en Latinoamérica; su planteamiento tenía, por tanto, un carácter predominantemente teórico y genérico. El presente trabajo ancla dicho concepto en una realidad institucional específica y verificable —la experiencia de Ecuador y El Salvador con dolarización oficial—, al incorporar una dimensión ausente en la formulación original: la formalización jurídica, la consolidación regulatoria y el carácter estructuralmente irreversible de la renuncia a la soberanía monetaria.

En segundo lugar, Olivera describió la dependencia monetaria exclusivamente en términos de oferta monetaria, sin incorporar el papel de la institucionalidad como variable explicativa de la estabilidad o vulnerabilidad del régimen. La heteronomía monetaria institucional integra explícitamente esta dimensión, reconociendo que la sostenibilidad de una economía dolarizada depende no solo de factores externos, sino de la calidad del entramado corporativo interno: disciplina fiscal, regulación financiera prudencial y mecanismos de captación de divisas, en línea con desarrollos teóricos posteriores (Calvo & Reinhart, 2002; Eichengreen, 2001; Robinson & Acemoglu, 2012).

En tercer lugar, el planteamiento original no distingue operativamente entre distintas modalidades de dependencia monetaria. La heteronomía monetaria institucional subsana esta limitación al delimitar con precisión una condición específica: aquella formalizada mediante un marco jurídico-institucional explícito que suprime permanentemente la capacidad emisora del Estado y elimina la figura del prestamista de última instancia soberano, ofreciendo así una base analítica más precisa para el estudio comparado de economías sin soberanía monetaria propia.

El objetivo general del estudio es determinar hasta qué punto la teoría de las áreas monetarias óptimas (TAMO) resulta insuficiente para explicar la estabilidad y las limitaciones de las EOD, y evaluar si los conceptos de anclaje institucional y heteronomía monetaria constituyen marcos conceptuales más adecuados para caracterizar un régimen de pérdida de soberanía monetaria con tipo de cambio fijo.

Los objetivos específicos son: (a) realizar una evaluación retrospectiva (*ex ante*) de los factores estructurales, institucionales y macroeconómicos que motivaron la adopción de la dolarización oficial en Ecuador (2000) y El Salvador (2001), como casos de referencia latinoamericana; (b) analizar *ex post* la coherencia entre los fundamentos teóricos que justificaron la dolarización y los resultados empíricos observados hasta la fecha de su implementación, con énfasis en la consistencia temporal de las teorías monetarias aplicadas; (c) examinar la pertinencia de la TAMO —y de las teorías monetarias clásica, keynesiana, chartalista y de la teoría monetaria moderna— como marcos explicativos de las restricciones macroeconómicas propias de las economías oficialmente dolarizadas; (d) identificar las debilidades estructurales derivadas de la ausencia de un prestamista de última instancia soberano en economías dolarizadas, considerando las rigideces productivas, las asimetrías estructurales y la baja movilidad de factores característicos de América Latina; y (e) proponer un marco conceptual alternativo —basado en los conceptos de anclaje institucional y heteronomía monetaria— que oriente futuras investigaciones sobre regímenes monetarios sin soberanía propia en países emergentes con estructuras productivas heterogéneas.

La pregunta de investigación de este estudio es la siguiente: ¿hasta qué punto la teoría de las áreas monetarias óptimas resulta insuficiente para explicar la estabilidad y las limitaciones de economías oficialmente dolarizadas? Y, si dicha teoría no describe adecuadamente estos objetivos, ¿qué concepto permite definir mejor un régimen caracterizado por la pérdida de soberanía monetaria y la dependencia de un tipo de cambio fijo? Para ello, se sugieren dos conceptos a evaluar: el anclaje institucional y la heteronomía monetaria.

Esta investigación examina si la dolarización en Ecuador se fundamenta en los principios de la TAMO o si es suficiente para explicar las restricciones macroeconómicas de las EOD. Para el efecto se realiza una revisión bibliográfica sistemática. Este análisis justifica el debate sobre la sostenibilidad de la integración monetaria en países emergentes con estructuras productivas heterogéneas y vulnerabilidad ante ciclos globales. Mediante una evaluación literaria *ex ante* y *ex post*, el estudio busca proponer un marco conceptual acorde que oriente futuras investigaciones sobre regímenes monetarios sin soberanía propia.

2 Revisión de la literatura

2.1 Antecedentes

La motivación que lleva a un país a adoptar la dolarización como régimen monetario ha sido poco analizada en profundidad, no por falta de argumentos teóricos, sino por la escasa evidencia empírica disponible, dado el reducido número de países que han sustituido completamente su moneda (Edwards & Magendzo, 2003). Por ello, cada caso aporta un valor analítico particular, al reflejar las condiciones históricas, institucionales y estructurales que hicieron posible —o necesaria— esta decisión.

Panamá es un caso singular dentro de las economías dolarizadas. Aunque adoptó el dólar en 1904, mantiene el balboa como moneda fraccionaria, lo que expresa una combinación entre dependencia funcional del dólar y preservación simbólica de identidad nacional (Moreno-Villalaz, 1998). Su dolarización respondió a factores geopolíticos vinculados a la construcción del Canal de Panamá y no a una crisis económica, constituyendo una decisión política orientada a asegurar estabilidad financiera y facilitar el comercio internacional (Balassa, 1971).

Un elemento distintivo del caso panameño es la ausencia de un banco central, lo que implica no contar con un prestamista de última instancia. No obstante, esta limitación se ha compensado gracias a su posición estratégica como centro logístico y financiero, donde el comercio marítimo, los servicios financieros y los ingresos del canal generan un flujo constante de divisas (Moreno-Villalaz, 2005). De este modo, Panamá muestra que la dolarización puede sostenerse de manera estable cuando existen condiciones estructurales favorables y un marco institucional sólido (Berg & Borensztein, 2000a).

En contraste, Ecuador y El Salvador siguieron trayectorias distintas. En Ecuador, la dolarización del año 2000 fue una respuesta a una crisis profunda caracterizada por hiperinflación, devaluación del sucre, deterioro del poder adquisitivo e inestabilidad política (Acosta, 2001). Se trató de una medida de emergencia destinada a recuperar la confianza y evitar el colapso financiero, por lo que constituye una dolarización claramente reactiva y no una estrategia planificada (Jácome, 2004; Quispe-Agnoli & Whisler, 2006).

El Salvador, en cambio, adoptó el dólar en 2001 mediante un proceso más ordenado y previsible. No enfrentaba una crisis severa, sino que buscaba consolidar la estabilidad lograda en los años anteriores, atraer inversión extranjera e integrarse más profundamente con Estados Unidos y los mercados internacionales (Edwards & Magendzo, 2006). Su dolarización, por tanto, fue preventiva y pragmática, orientada a modernizar el sistema económico (Campa, 2001; Quispe-Agnoli & Whisler, 2006).

En síntesis, el momento de los tres casos mencionados —Panamá, Ecuador y El Salvador— ilustran diferentes motivaciones, mecanismos y resultados de la dolarización. Mientras el primero obedece a factores históricos y geopolíticos, los otros dos responden a contextos de política económica y crisis monetarias de naturaleza diversa e institucionalidad consensuada. El análisis comparado de estas experiencias permite comprender con mayor profundidad las condiciones institucionales y estructurales que explican el éxito o las limitaciones de este régimen monetario (Hausmann et al., 2001; Reinhart & Calvo, 2000). Seguidamente, se presenta una revisión retrospectiva del caso ecuatoriano, nación modelo que hasta la actualidad mantiene la dolarización como pilar de su sistema económico.

2.1.1 Evaluación retrospectiva

Acosta (2001) señaló: «En la práctica, la dolarización asoma más como el resultado de decisiones y angustias políticas en los países que dolarizan, antes que como consecuencia de reflexiones técnicas». Esta afirmación resume la naturaleza política de la dolarización ecuatoriana, aunque la disposición estuvo precedida por un deterioro progresivo de los principales indicadores macroeconómicos. Hacia el 9 de enero del 2000 —fecha oficial de adopción del dólar— la inflación alcanzaba el 96.6 % (Palacio, 2025), y llegó a su máximo histórico de 107.87 % en septiembre del mismo año. La deuda externa creció aceleradamente desde los años setenta, las tasas de interés permanecían elevadas y el país incurrió en un *default* en 1999. A ello se sumó una fuerte devaluación del sucre, que ofició a cerrar su cotización en S/ 25000 por dólar.

Durante el período 1975-2000, el sucre mostró una depreciación sostenida frente al dólar. Como evidencia la Tabla 1, el precio de venta del dólar pasó de un promedio de S/ 26.99 entre 1975 y 1980 a más de S/ 10509 entre 1995 y 2000, lo que representa una variación media del 1050 %. Este comportamiento refleja la pérdida continua del poder adquisitivo y de la confianza en la moneda nacional, en un entorno de alta inflación, desequilibrios fiscales y crisis recurrentes del sistema bancario (Banco Central del Ecuador, 2022; Guerra Salas, 2010).

Los incrementos promedio interanuales más significativos del tipo de cambio se concentraron en los tres últimos quinquenios del período analizado. El quinquenio 1995-2000 se posicionó como el segundo más crítico (Tabla 1), registrando una devaluación del 458 %. Este proceso condujo al sucre a su valor máximo histórico, cifra que posteriormente sirvió de referencia para convertir las reservas bancarias a dólares y reajustar la oferta monetaria vigente. Al respecto, el economista Hernán Ramos, exeditor de la *Revista Líderes*, señaló en una entrevista concedida el 11 de octubre de 2025 en el programa Hablemos de Quito (Hablemos de Quito con Rodolfo Muñoz, 2025) que el tipo de cambio llegó a situarse en S/. 52000 por dólar el 7 de enero de 2000, apenas días antes de que la dolarización entrara en vigor de manera oficial.

Tabla 1. Evolución del tipo de cambio del dólar
Mercado libre de cambio
Precio de venta en sucres por dólar al fin del periodo

Período	Máximo	Mínimo	Promedio	Variación promedio
1975 a 1980	$28.5	$25.4	$27.0	
1980 a 1985	$126.4	$28.5	$77.0	185 %
1985 a 1990	$898.1	$126.4	$433.0	463 %
1990 a 1995	$2925.0	$898.1	$1882.6	335 %
1995 a 2000	$25000.0	$2925.0	$10509.3	458 %

Fuente: Banco Central del Ecuador
Elaboración: autor

Hacia el año 2000 la economía ecuatoriana arrastraba una crisis estructural acumulada, producto de factores internos y externos. La deuda externa había crecido de forma insostenible desde los años ochenta, en buena parte por el endeudamiento irresponsable de las élites financieras. A ello se sumaron choques externos como la caída del precio del petróleo y la volatilidad de los flujos de capital, que profundizaron la inestabilidad (Ayala Mora, 2008, 2012). Asimismo, el colapso del sucre y la consecuente adopción del dólar en enero de 2000 fueron resultado de la convergencia entre políticas liberales que debilitaron la regulación financiera estatal desde finales de los ochenta y el impacto de catástrofes naturales como El Niño en 1998. Esta decisión implicó, para el banco central, la pérdida de la moneda nacional y de funciones monetarias esenciales —emisión y prestamista de última instancia—, supeditando la regulación de liquidez a la disponibilidad de divisas externas.

Además, a finales de los años noventa, cerca del 80 % de la actividad económica ya operaba de facto en dólares (Wilkis, 2024). Muchos salarios ejecutivos y créditos comerciales o de vivienda se otorgaban en dólares para evitar el costo del financiamiento en sucres, y así protegerse de la inflación. Como señaló Naranjo Chiriboga (2004), alrededor del 90 % de las funciones del dinero ya se cumplían en dólares, por lo que la dolarización oficial del 2000 no constituyó un cambio estructural profundo, sino la formalización de una dolarización extraoficial ya dominante.

Los intentos previos de estabilizar el sucre tampoco tuvieron éxito. El gobierno del expresidente Abdalá Bucaram entre 1996-1997 impulsó un régimen de convertibilidad parcial, que fracasó por falta de respaldo institucional (Calcagno & Manuelito, 2001). Luego, el gobierno de Jamil Mahuad (1998-2000) agravó la situación al convertir deudas privadas en deuda pública, obligando al Estado a pagar en dólares deuda refinanciada

en sucres. Esta medida transformó una crisis bancaria en una crisis monetaria, redujo las reservas internacionales y debilitó la confianza en la moneda (Acosta, 2001; Jácome, 2004). La inestabilidad política del quinquenio previo entre gobiernos reforzó aún más el deterioro institucional que antecedió a la dolarización formal.

Según Calvo (2001), aunque la dolarización elimina el riesgo de devaluación y puede contener la inflación, la pérdida del prestamista de última instancia (función del banco central) representa un riesgo estructural a largo plazo. Para economías como la ecuatoriana, con mercados incipientes y fuerte dependencia de pocos sectores (exportaciones, remesas), esta carencia genera vulnerabilidades para la estabilidad fiscal y financiera.

En definitiva, en ausencia de una autoridad monetaria que provea liquidez en emergencias, la sostenibilidad de la dolarización depende críticamente de un flujo constante de divisas. En Ecuador, esta capacidad está ligada a sus ventajas comparativas (especialmente de las exportaciones de recursos naturales) y al capital humano. Corbo (2002) afirmó que, aunque el régimen ofrece estabilidad de precios, su éxito duradero requiere la interacción sinérgica entre la estructura productiva, la solidez institucional y la disciplina fiscal (Baliño et al., 1999; Moreno-Villalaz, 1998; Quispe-Agnoli & Whisler, 2006; Savastano, 1996)[1].

2.1.2 Evidencia *ex post* dolarización[2]

Aunque no constituye el eje central de la presente investigación, resulta necesario reconocer un hecho empírico evidente, tras veinticinco años de vigencia, la dolarización se ha consolidado en Ecuador, sostenido por un profundo arraigo social. En el imaginario colectivo persiste un fuerte apego hacia el régimen monetario, lo que se traduce en una defensa firme frente a cualquier intento de cuestionarlo (Palacio, 2025). Este fenómeno puede interpretarse desde la teoría subjetiva del valor, según la cual el valor no reside en las cosas mismas, sino en el juicio que los individuos les atribuyen (Mises, 1949). Si bien el propósito de este trabajo tampoco es analizar las percepciones sociales sobre la dolarización, su mención resulta pertinente para contextualizar la evaluación que se realiza respecto a la validez y pertinencia de la teoría de las áreas monetarias óptimas (TAMO) como marco explicativo aplicable a los países dolarizados. En este sentido, a continuación se presentan las investigaciones recientes más relevantes sobre el tema (Tabla 2).

[1] Los autores referidos han definido la dolarización como un proceso institucional.

[2] Ver anexo 1.

Tabla 2. Estudios de relevancia en Latinoamérica

Estudio	Objetivo/qué analiza	Conclusiones principales
Bonilla-Bolaños, A., & Villacreses, D. (2023). *Full dollarization versus monetary union: the case of Ecuador*. CEPAL.	Se aplica la teoría de AMO para comparar la dolarización plena en Ecuador con una unión monetaria informal con EE. UU. Analiza convergencia inflacionaria y vulnerabilidad frente a la política monetaria de EE. UU.	Se encuentra que, tras la dolarización, hay convergencia en las tasas de inflación, y que la economía ecuatoriana está afectada por los choques monetarios estadounidenses. Asimismo, la teoría AMO es útil para los análisis de economías completamente dolarizadas.
Padilla, L., & Rodríguez García-Brazales, Á. (2021). *Can South America form an optimal monetary area?*	Estima mediante modelos SVAR la prevalencia de choques regionales, globales o específicos en la economía de los países sudamericanos para evaluar si podrían compartir moneda común.	Los resultados muestran que los choques específicos de país tienen mayor peso en el comportamiento del *output*, lo que sugiere que Sudamérica no cumple los criterios de simetría y sincronización necesarios para ser un área monetaria óptima.
Padilla, L. (2022). *Reassessing the feasibility of adopting dollarization in Latin America.*	Analiza la viabilidad de que las principales economías latinoamericanas adopten la dolarización como sistema monetario, usando AMO como marco teórico; se usan modelos SVAR para ver qué tipo de choques prevalecen.	Se encuentra que la influencia de choques de EE. UU. sobre PIB de países latinoamericanos ha disminuido, incluso en aquellos ya dolarizados, lo que implica que el costo de adoptar el dólar como moneda oficial puede ser alto.
Foresti, P. (2007). *Is Latin America an Optimal Currency Area? Evidence from a Structural Vector Autoregression Analysis.*	Evalúa la conveniencia de una unión monetaria en América Latina usando criterios tradicionales de AMO; estudia integración comercial, choques asimétricos.	Concluye que no hay evidencia de integración monetaria ni siquiera a nivel subregional; bajos niveles de comercio interregional, fuerte asimetría de choques, y diferencias en la rapidez y tamaño de ajustes.
Neves, J. A., Stocco, L., & da Silva, S. (2007). *Is Mercosur an optimum currency area?*	Aplica una prueba de paridad del poder adquisitivo generalizada y otros métodos para ver si Mercosur podría ser un área monetaria óptima.	Encuentran que Mercosur no cumple con los criterios de AMO; se observa que la paridad de poder adquisitivo no se mantiene; hay alta volatilidad del tipo de cambio real, y los procesos de ajuste son lentos.
Cómbita Mora, G., & Cruz Gómez, H. D. (2009). *La dolarización: una visión crítica desde la teoría de las áreas monetarias óptimas.*	Estudio crítico sobre la viabilidad de dolarización o integración monetaria vinculada con los EE. UU., usando los criterios de AMO clásicos y las versiones más modernas.	Concluyen que los países evaluados no cumplen los criterios (simetría de choques, sincronización, capacidad de ajuste, etc.), por lo cual no sería conveniente adoptar un vínculo monetario con EE. UU.

Nota: Principales investigaciones en Latinoamérica en el ámbito de las áreas monetarias óptimas.
Elaboración: autor

La dolarización, aunque percibida inicialmente como prometedora en Latinoamérica, ha demostrado ser una realidad empírica compleja. El caso de Ecuador (Bonilla-Bolaños & Villacreses, 2023) evidencia esta dualidad: si bien logró cierta convergencia inflacionaria, también aumentó la dependencia económica frente a los choques monetarios de EE. UU.

La mayoría de los estudios, sin embargo, indican que Sudamérica no cumple con los criterios clave de la TAMO (simetría de choques o movilidad de factores). La persistencia de choques idiosincráticos nacionales (Padilla & Rodriguez García-Brazales, 2021) y las rigideces estructurales (Foresti, 2007) limitan la viabilidad del régimen. De hecho, aunque la TAMO predice la convergencia inflacionaria, los resultados empíricos confirman este postulado solo parcialmente. El comportamiento autónomo de variables macroeconómicas refleja la ausencia de una integración económica estructural plena.

Las economías dolarizadas no cumplen las condiciones de movilidad de factores y homogeneidad estructural de la TAMO. Esta limitación surge de las asimetrías productivas e institucionales con Estados Unidos, restringiendo el ajuste interno. La evidencia de convergencia inflacionaria es parcial; por ello, la dolarización responde menos a criterios de eficiencia económica y más a consideraciones políticas e institucionales para restaurar la credibilidad.

2.2 Bases teóricas

El análisis de las bases teóricas es esencial para interpretar el alcance de la restricción monetaria. Hausmann (1999) argumentó que adoptar divisas de anclaje global (dólar, euro) favorece la estabilidad internacional. Por ello, el estudio contrastará teorías relacionadas para justificar las hipótesis.

2.2.1 Revisión a la teoría económica convencional

Se procederá a revisar de manera sucinta algunas teorías vinculadas al tema en cuestión, a fin de estructurar la investigación.

Teoría cuantitativa del dinero (TCD)

La teoría cuantitativa del dinero (TCD) postula que, bajo condiciones de velocidad de circulación y producción constantes, la cantidad de dinero en circulación determina directamente el nivel de precios. Sus fundamentos intelectuales se remontan a Hume (1752), quien estableció que un incremento monetario no genera riqueza real, sino una elevación proporcional del nivel de precios que erosiona el poder adquisitivo. Mill (1848) profundizó este planteamiento al vincular la oferta monetaria con la producción real y la demanda de dinero, mientras que Fisher (1911) le otorgó expresión matemática formal mediante su célebre ecuación de intercambio, relacionando dinero, precios y volumen de transacciones.

El marco teórico derivado de la TCD descansa en dos supuestos fundamentales: la existencia de un control monetario efectivo y la presencia de una autoridad soberana con capacidad para ejercerlo. Sin embargo, estos supuestos resultan inoperantes en economías oficialmente dolarizadas, donde la oferta monetaria se comporta como una variable semiexógena, determinada principalmente por los flujos de comercio exterior, remesas y movimientos de capital[3].

En este contexto, la velocidad de circulación del dinero adquiere una relevancia crítica, convirtiéndose en el principal mecanismo de ajuste ante la imposibilidad de modificar

[3] $Mext = \not{f}(Exportaciones, Remesas, Deuda)$

la cantidad de moneda en circulación. Como señalaron Calvo & Reinhart (2002), esta restricción condiciona de manera estructural la dinámica de expansión o estancamiento económico en países como Ecuador y El Salvador.

Olivera (1980) sintetizó esta condición bajo el concepto de heteronomía monetaria, definida como la incapacidad de un país para controlar plenamente su oferta monetaria, situación en la que el dinero opera como una variable pasiva o endógena. Lejos de ser una excepción, la heteronomía monetaria constituye, según el autor, el escenario más probable para la mayoría de las economías del mundo. Adicionalmente, señaló que el carácter exógeno o endógeno de la oferta monetaria mundial constituye una cuestión empírica que depende de factores funcionales.

Teoría monetaria moderna (TMM)

La teoría monetaria moderna (TMM), de corte poskeynesiano, sostiene que los Estados emisores de su propia moneda fiduciaria no enfrentan restricciones financieras internas, dado que pueden crear dinero para cumplir sus obligaciones. En este enfoque, el límite real del gasto público no es de naturaleza financiera sino productiva: la capacidad de la economía para absorber dicho gasto sin generar presiones inflacionarias (Kelton, 2020). A diferencia de la teoría cuantitativa del dinero, que concibe la oferta monetaria como exógena, la TMM la considera endógena, creada por el Estado y el crédito bancario en función de la demanda.

La TMM establece, además, un contraste sustancial con la teoría de las áreas monetarias óptimas (Mundell, 1961): mientras esta última evalúa las condiciones bajo las cuales resulta conveniente compartir una moneda, la TMM advierte que la renuncia a la soberanía monetaria —como ocurre en la dolarización— restringe drásticamente la capacidad fiscal y de política económica del Estado. Desde esta perspectiva, la dolarización impone una condición de heteronomía monetaria, en la que el Estado queda limitado al ámbito fiscal y subordinado a flujos externos como exportaciones, remesas y endeudamiento. En consecuencia, la TMM no ofrece un marco conceptual adecuado para el análisis de economías oficialmente dolarizadas, aunque paradójicamente, desde las teorías clásicas, la dolarización resulta funcional en tanto promueve la disciplina fiscal como mecanismo de estabilización (Tabla 3).

Tabla 3. Mapa conceptual comparativo de teorías

Ejes de comparación	Teoría monetaria moderna (TMM)	Teorías clásicas/neoclásicas	Teoría de áreas monetarias óptimas (TAMO)
Autores y referentes	W. Mosler, L. R. Wray, S. Kelton, B. Mitchell.	Fisher, Friedman, Ricardo, Lucas.	Mundell, McKinnon, Kenen.
Naturaleza del dinero	Dinero endógeno: creado por el Estado y el sistema bancario; no limitado por reservas.	Dinero exógeno: su cantidad determina el nivel de precios (teoría cuantitativa del dinero).	Dinero común o compartido entre países; depende de una autoridad monetaria supranacional.
Sujeto emisor y soberanía	El Estado soberano emite su propia moneda y no puede quebrar en ella.	El Estado debe mantener equilibrio fiscal y disciplina monetaria.	Los países ceden soberanía monetaria a cambio de estabilidad cambiaria y de precios.
Rol de la política fiscal	Instrumento activo para alcanzar el pleno empleo y la estabilidad de precios.	Debe ser neutral o limitada; el gasto excesivo causa inflación.	Restringida, ya que los países no controlan la emisión monetaria.
Restricción principal	Inflación real (capacidad productiva y recursos), no la restricción financiera.	Disponibilidad de dinero o crédito.	Pérdida de herramientas fiscales y dependencia de transferencias o movilidad laboral.
Constructos clave	Soberanía monetaria; capacidad fiscal funcional; pleno empleo garantizado; jerarquía monetaria internacional.	Neutralidad del dinero; oferta monetaria exógena; equilibrio presupuestario.	Movilidad de factores; sincronización cíclica; mecanismos de compensación fiscal.
Autonomía de política económica	Alta si el país mantiene soberanía monetaria.	Moderada, condicionada por el mercado.	Baja o nula, por renuncia a la soberanía.
Perspectiva sobre la dolarización o uniones monetarias	Negativa: genera *heteronomía monetaria* y limita la política fiscal.	Neutral o positiva si promueve disciplina monetaria.	Positiva si los países cumplen condiciones de convergencia.

Nota: Se comparan las principales características del dinero frente a la TAMO.
Elaboración: autor

Teoría de las áreas monetarias óptimas (TAMO)

La teoría de las áreas monetarias óptimas (TÁMO) surgió para responder bajo qué condiciones resulta conveniente que varias regiones o países compartan una moneda común o mantengan tipos de cambio fijos. Esta hipótesis fue formulada inicialmente por Mundell (1961), quien estableció los criterios bajo los cuales diversas economías pueden beneficiarse de adoptar una moneda común o un régimen cambiario rígido. Según el autor, una unión monetaria se considera óptima cuando los países participantes presentan movilidad de los factores productivos —especialmente del trabajo y del capital —, flexibilidad de precios y salarios, y una simetría en los choques económicos que permita absorber perturbaciones sin recurrir a ajustes cambiarios.

Los aportes de McKinnon y Kenen ampliaron el marco analítico de la teoría de las áreas monetarias óptimas al incorporar nuevos criterios. McKinnon (1963) enfatizó el grado de apertura comercial, señalando que las economías más abiertas se benefician más de un tipo de cambio fijo por su estabilidad. Kenen (1969), en cambio, destacó la diversificación productiva como factor que disminuye la vulnerabilidad ante choques externos asimétricos, fortaleciendo así la capacidad de ajuste de las economías dentro de una unión monetaria. En conjunto, Mundell, McKinnon y Kenen establecieron los principales criterios que definen una zona monetaria óptima, a saber. En cuadro adjunto se establecen las principales características de los criterios considerados (Tabla 4).

Tabla 4. Criterios de la teoría de áreas monetarias óptimas

Criterio	Definición sucinta	Referente teórico	Aporte principal
Movilidad laboral y de capital	Facilidad con que trabajadores y capital se desplazan entre países para equilibrar desequilibrios económicos.	Mundell (1961)	Reduce el impacto de choques asimétricos sin necesidad de ajustar el tipo de cambio.
Flexibilidad de precios y salarios	Capacidad de los mercados para ajustar precios y salarios ante variaciones de la demanda o el empleo.	Mundell (1961)	Permite absorber perturbaciones sin recurrir a políticas monetarias.
Mecanismos fiscales de compensación	Existencia de transferencias fiscales o presupuestarias entre regiones ante desequilibrios.	Kenen (1969)	Sustituye la falta de ajuste cambiario mediante redistribución fiscal.
Simetría en los choques económicos	Grado en que los países comparten perturbaciones similares en su ciclo económico.	Mundell (1961)	Aumenta la estabilidad y coherencia de la política monetaria común.
Apertura comercial e integración financiera	Nivel de comercio e interconexión financiera entre los países miembros.	McKinnon (1963)	Las economías más abiertas se benefician más de un tipo de cambio fijo.
Diversificación productiva	Amplitud y variedad de la estructura económica de un país o región.	Kenen (1969)	Reduce la vulnerabilidad frente a choques externos sectoriales.

Elaboración: autor

El cumplimiento de estos criterios permite que el uso de una moneda común minimice los costos derivados de la pérdida de autonomía en la política monetaria, al tiempo que maximiza los beneficios asociados a la estabilidad cambiaria, la reducción de los costos de transacción y el fortalecimiento de la integración.

2.3 Justificación de la soberanía monetaria y gobernanza económica

Luego de la revisión de las teorías pertinentes al propósito sugerido y delimitar los criterios analíticos derivados de cada una, la presente investigación además plantea su justificación teórica desde tres perspectivas complementarias. En primer lugar, mediante la clasificación jerárquica de los Estados según su soberanía monetaria; en segundo lugar, a través del enfoque del trilema de Mundell, que permite comprender las restricciones macroeconómicas inherentes a la política monetaria, y, finalmente, considerando las características y funciones que definen a los bancos centrales autónomos.

En conjunto, estos tres temas abordan en perspectiva cómo los Estados estructuran y limitan su capacidad de acción en materia monetaria y financiera dentro del sistema económico global. La jerarquía de Estados explica las desigualdades estructurales en el poder monetario y financiero entre países; el trilema de Mundell analiza las restricciones que enfrentan las economías al intentar compatibilizar tipo de cambio fijo, libre movilidad de capitales y autonomía monetaria; mientras que las funciones de los bancos centrales reflejan el papel institucional clave de la política monetaria en la preservación de la estabilidad interna y externa. En conjunto, estos conceptos permiten comprender las tensiones entre integración global y autonomía económica nacional.

2.3.1 Jerarquía de Estados

La adopción de la dolarización por países como Ecuador y El Salvador reconfigura la noción de soberanía monetaria, estableciendo una jerarquía financiera global basada en la capacidad de emitir moneda y actuar como prestamista de última instancia. Según Perfeito Da Silva (2024), la dolarización ecuatoriana implicó una pérdida sustancial de soberanía, situando al país en la base de esta jerarquía. Esto se debe a que las decisiones clave sobre la oferta monetaria, las tasas de interés y la política cambiaria son determinadas por actores externos, principalmente la Reserva Federal de Estados Unidos y el Banco Central Europeo (BCE) (Tabla 5).

Tabla 5. Clasificación de Estados según su soberanía monetaria

Tipo de estado	Clasificación	Descripción	Ejemplos de países	Moneda	Referencias académicas
Estados emisor de dinero	Estados con soberanía monetaria propia	Controlan plenamente su moneda, tasas de interés y emisión, pudiendo aplicar políticas monetarias autónomas.	EE. UU., Reino Unido, Japón, Suiza, China, Rusia, etc.	Dólar estadounidense, libra esterlina, yen, franco suizo, yuan, rublo	Krugman & Obstfeld (2018); Blanchard (2019)
Estados emisor de dinero	Estados que se endeudan en moneda extranjera	Mantienen moneda propia pero emiten deuda en divisas externas, lo que genera vulnerabilidad frente al tipo de cambio.	Grecia, Italia, Bahréin, Sudán, Francia, Estados Unidos	Dólar estadounidense, euro, yen	Reinhart, Rogoff & Savastano (2003); Eichengreen (2019)
Estados emisor de dinero	Estados vinculados al patrón oro (histórico)	Bajo Bretton Woods (1944–1971), las monedas estaban vinculadas al oro o al dólar, asegurando estabilidad pero limitando flexibilidad monetaria.	Países bajo el sistema Bretton Woods	Oro / dólar estadounidense	Bordo (1993); Eichengreen (2008)
Estados emisor de dinero	Estados que vinculan su moneda a otras divisas (tipo de cambio fijo)	Fijan el valor de su moneda respecto a otra divisa fuerte para mantener estabilidad y credibilidad monetaria.	Panamá, Dinamarca, Países del Golfo, Zona CFA (África)	Dólar, euro, franco CFA	Calvo & Reinhart (2002); Frankel (2003)
Estado usuarios sin autonomía monetaria	Estados que comparten soberanía monetaria (Unión Monetaria Regional)	Comparten moneda y autoridad monetaria, reduciendo autonomía nacional pero aumentando integración económica.	Alemania, Francia, Italia, España, Países Bajos, Namibia	Euro, rand sudafricano, dólar namibio	De Grauwe (2018); Baldwin & Wyplosz (2020)

Tipo de estado	Clasificación	Descripción	Ejemplos de países	Moneda	Referencias académicas
Estado usuarios sin autonomía monetaria	Estados sin moneda propia (con moneda sustituta)	Adoptan una moneda extranjera como curso legal, renunciando a su soberanía monetaria para ganar estabilidad.	Ecuador, El Salvador, Timor Oriental, Liechtenstein	Dólar estadounidense, franco suizo	Berg & Borensztein (2000); Quispe-Agnoli & Whisler (2006)

Nota: Basado en el esquema de Garzón Espinosa (2021).
Elaboración: autor

En contraste, el caso de la Unión Europea es singular. Aunque los Estados miembros usan el euro, la política monetaria no es individual, sino gestionada por el BCE, que funge como autoridad supranacional y prestamista de última instancia para todo el sistema. Este modelo europeo se sitúa en una posición intermedia en la jerarquía, diferenciándose de Ecuador y El Salvador, donde la dolarización conlleva la ausencia total de una autoridad monetaria autónoma. Esta distinción es fundamental para clasificar a los países según su grado de soberanía monetaria (Garzón Espinosa, 2021) (Tabla 6).

Tabla 6. Constructos teóricos por tipo de Estado

Tipo de Estado	Clasificación/ áreas	Teoría cuantitativa del dinero (Fisher, 1911)	Teoría monetaria clásica (Ricardo, 1817)	Teoría monetaria moderna (Kelton, Wray, Lerner)	Teoría evolutiva del dinero (Smith, Ingham, Graeber)	Teoría de áreas monetarias óptimas (Mundell, 1961)	Teoría del anclaje institucional (Acosta, 2001; Naranjo, 2010)
Estado emisor de dinero	Estados con soberanía monetaria propia	Oferta monetaria controlada: la estabilidad depende del manejo de la cantidad de dinero.	Neutralidad del dinero: la moneda no altera variables reales a largo plazo.	Soberanía fiscal--monetaria: el Estado emite su propia moneda y financia gasto interno.	Confianza institucional: el dinero es válido por la legitimidad del emisor.	Independencia económica: se requiere autonomía para ajustar desequilibrios internos.	Credibilidad institucional: el control monetario depende de la fortaleza del marco institucional.
Estado emisor de dinero	Estados que se endeudan en moneda extranjera	Pérdida de control monetario: la deuda externa condiciona la política interna.	Dependencia del capital externo: el equilibrio se ajusta vía precios.	Restricción soberana parcial: la deuda limita el uso de la política fiscal expansiva.	Desconfianza sistémica: la adopción de deuda refleja debilidad institucional.	Asimetría estructural: vulnerabilidad frente a choques externos.	Dependencia financiera: el crédito externo sustituye al anclaje interno.
Estado emisor de dinero	Estados vinculados al patrón oro (histórico)	Regla de convertibilidad: el dinero tiene respaldo metálico y oferta fija.	Valor intrínseco: el oro garantiza disciplina y equilibrio natural.	Ausencia de soberanía plena: la emisión está subordinada al stock de oro.	Legitimidad material: el valor monetario se asocia a bienes tangibles.	Rigidez de ajuste: falta de flexibilidad ante choques externos.	Anclaje externo clásico: la estabilidad proviene del oro, no de instituciones locales.
Estado emisor de dinero	Estados que vinculan su moneda a otras divisas (tipo de cambio fijo)	Control monetario indirecto: se ajusta la base monetaria al tipo de cambio.	Disciplina de mercado: los precios se autorregulan vía paridad.	Soberanía limitada: se renuncia a flexibilidad cambiaria para ganar credibilidad.	Dependencia de confianza externa: la estabilidad depende de la moneda ancla.	Pérdida parcial de ajuste: se reduce autonomía ante desequilibrios.	Anclaje híbrido: estabilidad basada en dependencia cambiaria y credibilidad externa.
Estado usuario sin autonomía monetaria	Estados que comparten soberanía monetaria (unión monetaria regional)	Control compartido de precios: política monetaria supranacional común.	Neutralidad agregada: se busca equilibrio macro conjunto.	Soberanía colectiva: política fiscal coordinada y emisión centralizada.	Confianza interinstitucional: legitimidad supranacional como base del dinero.	Integración óptima: movilidad de factores y sincronía cíclica.	Anclaje compartido: estabilidad depende del marco institucional común.

Tipo de Estado	Clasificación/ áreas	Teoría cuantitativa del dinero (Fisher, 1911)	Teoría monetaria clásica (Ricardo, 1817)	Teoría monetaria moderna (Kelton, Wray, Lerner)	Teoría evolutiva del dinero (Smith, Ingham, Graeber)	Teoría de áreas monetarias óptimas (Mundell, 1961)	Teoría del anclaje institucional (Acosta, 2001; Naranjo, 2010)
Estado usuario sin autonomía monetaria	Estados sin moneda propia (moneda sustituta)	Ausencia de política monetaria: sin control sobre masa monetaria o precios.	Neutralidad impuesta: el país adopta reglas externas de equilibrio.	Soberanía nula: incapacidad de emitir ni financiarse internamente.	Dependencia simbólica: confianza desplazada hacia otra autoridad emisora.	Pérdida total de ajuste: sin instrumentos de estabilización.	Anclaje externo pleno: credibilidad basada en la moneda adoptada.

Nota: Los constructos refieren a los criterios que sustentan las principales teorías consideradas.
Elaboración: autor

En resumen, Ecuador y El Salvador, junto con Timor Oriental y Liechtenstein, constituyen casos únicos de Estados que utilizan una moneda extranjera (dólar estadounidense o franco suizo) como moneda de curso legal. Lo que singulariza a este grupo es la ausencia total de una institución nacional que pueda actuar como prestamista de última instancia (Quispe-Agnoli & Whisler, 2006). Esta particular clasificación de países, según su jerarquía monetaria global, permite vincular y contrastar los fundamentos de las teorías económicas previamente analizadas.

2.3.2 El trilema de Mundell

El trilema de la política económica, conocido también como la trinidad imposible (Fleming, 1962; Mundell, 1963) establece que ningún Estado puede mantener de manera simultánea tres objetivos macroeconómicos: libre movilidad de capitales, tipo de cambio fijo y política monetaria independiente. En consecuencia, toda economía se ve obligada a elegir únicamente dos de estas tres metas, renunciando estructuralmente a la tercera. Históricamente, distintos esquemas monetarios han gestionado esta disyuntiva de maneras diversas; el patrón oro, por ejemplo, combinó tipo de cambio fijo y movilidad de capital a costa de la autonomía monetaria (Tabla 7).

Tabla 7. Clasificación de Estados emisores y usuarios monetarios en función del trilema de la macroeconomía internacional

Tipo de Estado	Clasificación	Política monetaria autónoma	Tipo de cambio fijo	Libre movilidad de capitales
Estado emisor de dinero	Estados con soberanía monetaria propia	Sí (controlan su política monetaria)	No (tipo de cambio flotante)	Sí (libre movilidad de capitales)
Estado emisor de dinero	Estados que se endeudan en moneda extranjera	Limitada (dependencia del dólar para reservas)	Flexible pero inestable, sujeta a presiones externas	Parcial, con controles o vulnerabilidad a fuga de capitales
Estado emisor de dinero	Estados vinculados al patrón oro (histórico)	No (política monetaria subordinada al patrón oro)	Sí (paridad oro o dólar)	Parcial, limitada por controles de capital
Estado emisor de dinero	Estados que vinculan su moneda a otras divisas (tipo de cambio fijo)	No (renuncian a la independencia monetaria)	Sí (anclaje nominal fijo)	Parcial (algunos mantienen controles de capital)
Estado usuario de moneda extranjera	Estados que comparten soberanía monetaria (Unión Monetaria Regional)	No a nivel nacional: la soberanía monetaria está cedida al BCE, por lo que los países no pueden emitir su propia moneda ni fijar sus tasas de interés.	Sí, dentro de la unión (tipo de cambio irrevocablemente fijo entre los países miembros).	Sí, plena libertad financiera y comercial dentro de la zona.
Estado usuario de moneda extranjera	Estados sin moneda propia (con moneda sustituta)	No (sin control sobre emisión ni tasas)	Sí (dólar fijo como moneda oficial)	Variable, dependiente de la regulación local y las reservas

Elaboración: autor

En el caso de la dolarización oficial, la elección está predeterminada por la naturaleza misma del régimen: al adoptar una divisa extranjera como moneda de curso legal, el país renuncia a la independencia monetaria a cambio de estabilidad cambiaria plena y apertura financiera (Berg & Borensztein, 2000b; Eichengreen, 2001). La Tabla 8 ilustra con precisión esta lógica: bajo el esquema de dolarización oficial, la única combinación teórica posible es el anclaje permanente del tipo de cambio con libre movilidad de capital, quedando la independencia monetaria excluida por definición estructural. Aunque este arreglo sacrifica una herramienta fundamental de política económica, la experiencia de las economías dolarizadas *de jure* sugiere que dicha renuncia no ha representado un costo insuperable, incluso en episodios de estrés extremo como la crisis generada por la COVID-19, donde la estabilidad cambiaria actuó como ancla de credibilidad frente a la incertidumbre sistémica.

Tabla 8. Cuadro resumen del trilema macroeconómico y Ecuador

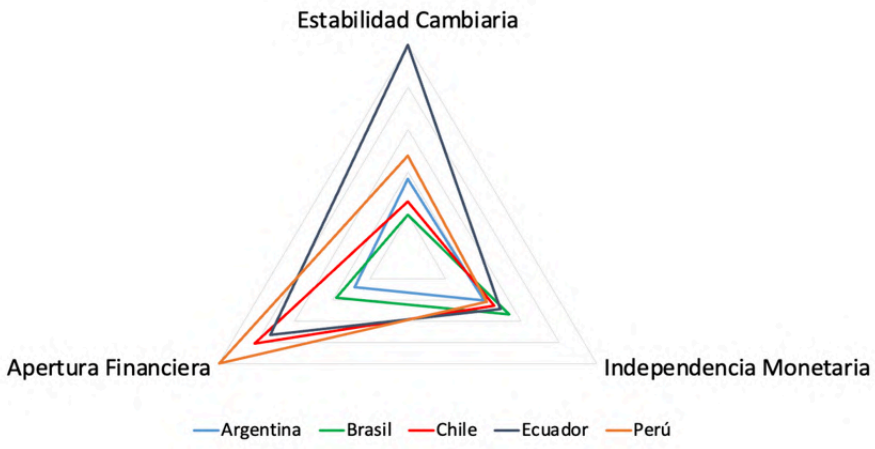
Combinación elegida	Características	Ejemplo general	Aplicación al caso ecuatoriano
Tipo de cambio fijo + libre movilidad de capitales	El país renuncia a su política monetaria independiente. El banco central no puede fijar tasas de interés ni emitir su propia moneda.	Dolarización o caja de conversión (Argentina 1991–2001).	Ecuador, desde el año 2000, al adoptar el dólar estadounidense como moneda oficial, mantiene libre circulación de capitales y un tipo de cambio fijo (1:1 con el dólar), pero pierde la autonomía monetaria.
Tipo de cambio fijo + política monetaria autónoma	Se controla el flujo de capitales para mantener la estabilidad cambiaria.	China (antes de su liberalización financiera).	No aplicable en Ecuador: su régimen monetario no permite política autónoma ni control efectivo de capitales.
Libre movilidad de capitales + política monetaria autónoma	El tipo de cambio fluctúa libremente según el mercado.	Estados Unidos, zona euro, Chile (post 1999).	Tampoco aplicable: Ecuador no tiene moneda propia ni autoridad monetaria con poder sobre las tasas de interés.

Elaboración: autor

En este contexto, Ecuador representa un caso singular en el análisis empírico del trilema en Sudamérica. La Figura 1 —construida a partir de los índices de Aizenman et al. (2010) con datos de las estadísticas financieras internacionales del FMI para 170 países entre 1960 y 2020— presenta el posicionamiento comparado de Argentina, Brasil, Chile, Ecuador y Perú en las tres dimensiones del trilema: estabilidad cambiaria, independencia monetaria y apertura financiera. El gráfico de tipo radar evidencia que Ecuador exhibe el mayor nivel de estabilidad cambiaria de la región —rasgo esperado dada su condición de economía oficialmente dolarizada—, pero, paradójicamente, registra también un grado de independencia monetaria que, lejos de ser nulo, se sitúa en niveles comparables a los de economías con tipo de cambio flexible como Brasil o Chile. Perú, por su parte, destaca por la mayor apertura financiera del grupo, mientras que Argentina muestra

la configuración más desequilibrada, reflejo de sus sucesivos episodios de inestabilidad cambiaria e institucional.

Figura 1. Posicionamiento comparado de Argentina, Brasil, Chile, Ecuador y Perú en las dimensiones del trilema



Notas: Se evaluó el índice de independencia monetaria para 170 países desde 1960 hasta el 2020. Los datos se extraen de las estadísticas financieras internacionales del FMI.
Fuente: Aizenman et al. (2010) y Ocampo (2023)

Esta configuración, aparentemente contradictoria con los postulados de la trinidad imposible, se explica por el comportamiento particular de las tasas de interés domésticas en Ecuador respecto a las del país base. Al carecer de un banco central emisor que transmita de manera directa los impulsos de política monetaria de la Reserva Federal, el mercado monetario ecuatoriano exhibe una dinámica relativamente autónoma, que los índices convencionales interpretan como independencia monetaria relativa.[4]. Lejos de ser una anomalía estadística, este hallazgo refuerza la tesis central del presente trabajo: las economías oficialmente dolarizadas operan bajo una lógica estructural propia que los marcos teóricos convencionales, incluido el trilema de Mundell, no logran capturar ni explicar de manera integral, lo que justifica la necesidad de un concepto alternativo como el de heteronomía monetaria institucional. Estas anomalías abren un conjunto de líneas de investigación para futuros estudios.

2.3.3 Funciones del banco central

Desde una perspectiva clásica, la función primordial de los bancos centrales es garantizar la estabilidad del poder adquisitivo de la moneda, manteniendo una inflación baja y estable. Según Mishkin (2007) esto se logra mediante el control de la inflación, utilizando instrumentos como la tasa de interés de referencia y las operaciones de mercado abierto, lo que los consolida como *guardianes del valor del dinero.*

Institucionalmente, los bancos centrales desempeñan roles esenciales de supervisión y regulación para preservar la estabilidad del sistema financiero (Goodhart, 2011). Estas instituciones no solo emiten moneda y regulan la liquidez, sino que también actúan crucialmente como prestamistas de última instancia para prevenir crisis sistémicas, una

[4]El grado de independencia monetaria se mide como el recíproco de la correlación anual de las tasas de interés mensuales entre el país de origen y el país base. Se utilizan los tipos de interés del mercado monetario. Ver *A modern reincarnation of Mundell-Fleming's Trilemma (2019)*

función que se reforzó en eventos como la crisis de 2008 y la COVID-19. Además, cumplen una función macroeconómica más amplia, orientada a la estabilidad del ciclo económico y el apoyo al crecimiento sostenible. Tras 2008, su mandato se expandió para incluir objetivos de estabilidad macrofinanciera y sostenibilidad del empleo (Blanchard et al., 2013). Esto refleja una evolución hacia un rol multifuncional, combinando herramientas convencionales y no convencionales, y requiriendo una fuerte coordinación internacional.

En resumen, las funciones esenciales de un banco central en economías con soberanía plena incluyen garantizar la estabilidad de precios, supervisar entidades financieras, regular la liquidez, actuar como prestamista de última instancia, y promover la estabilidad de los ciclos económicos y la sostenibilidad (Tabla 9).

Tabla 9. Funciones de los bancos centrales

Enfoque/autor	Definición principal	Funciones clave	Características distintivas
Mishkin (2019)	Mantener la estabilidad de precios y controlar la inflación.	Política monetaria, control de tasas de interés, metas de inflación.	Destaca la independencia y la credibilidad como pilares de la política monetaria.
Goodhart (2010); Bagehot (1873); Freixas et al. (2000)	Preservar la estabilidad del sistema financiero mediante regulación y provisión de liquidez.	Supervisión bancaria, regulación prudencial, prestamista de última instancia.	Introduce la función macroprudencial y la gestión de crisis financieras para evitar contagios.
Blanchard et al. (2013)	Coordinar la política monetaria con objetivos macroeconómicos amplios y estabilidad del ciclo.	Política monetaria expansiva, estabilización del empleo, instrumentos no convencionales.	Amplía el mandato hacia la estabilidad macrofinanciera y la coordinación global.

Elaboración: autor

2.3.4 Funciones del Banco Central del Ecuador

El Banco Central del Ecuador (BCE) es una entidad pública adscrita a la función Ejecutiva, cuyo propósito central es fortalecer el sistema de dolarización, asegurar la estabilidad financiera y garantizar la autonomía técnica de sus decisiones. Su máxima autoridad es la Junta de Política y Regulación Financiera y Monetaria, de la cual el BCE actúa como secretaría técnica. En consecuencia, esta institución no posee autonomía en la toma de decisiones monetarias, como ocurre en economías con soberanía plena.

A pesar de su limitada autonomía monetaria, el BCE desempeña funciones esenciales para el sistema financiero:

1. Instrumentación y gestión: ejecuta la política monetaria mediante la gestión de tasas de interés, el encaje bancario y la regulación de los medios de pago.
2. Agente fiscal y financiero: funge como agente fiscal del Estado, administrando los depósitos de instituciones públicas y ejecutando sus órdenes de pago.
3. Reservas y liquidez: administra las reservas internacionales (oro, divisas y depósitos) para garantizar el cumplimiento de las obligaciones externas y asegurar la disponibilidad y calidad de billetes y monedas a nivel nacional.

4. Sistema de pagos y valores: gestiona el Sistema Central de Pagos, impulsando la inclusión financiera digital, y actúa como custodio de valores bursátiles mediante su Depósito Centralizado de Valores.
5. Funciones estratégicas: realiza tareas adicionales como la elaboración de estadísticas macroeconómicas confiables y la administración de fideicomisos vinculados al Fondo de Liquidez.

En resumen, el BCE es el principal garante técnico del régimen de dolarización y del equilibrio macroeconómico nacional, enfocándose en la administración de reservas, la liquidez del sistema y la ejecución de directrices estratégicas establecidas por la Junta de Política (Banco Central del Ecuador, 2025).

La Tabla 10 presenta un resumen de los datos expuestos hasta el momento.

Tabla 10. Clasificación de Estados emisores y usuarios monetarios según el trilema, las funciones del banco central y el marco teórico de referencia

Tipos de Estado	Clasificación	Países/ejemplos (6)	Moneda	Política monetaria autónoma	Tipo de cambio fijo	Libre movilidad de capitales	Funciones principales del banco central	Teoría representativa
Estado emisor de dinero	Estados con soberanía monetaria propia (1)	EE.UU., Reino Unido, Japón, Suiza, Australia, China, Rusia etc.	Dólar estadounidense, Libra esterlina, Yen, Franco suizo, Dólar australiano, Yuan, Rublo	Sí (controlan su política monetaria)	No (tipo de cambio flotante)	Sí (libre movilidad de capitales)	Emisión de moneda nacional; control de tasas de interés y oferta monetaria; actuar como prestamista de última instancia; supervisión bancaria y estabilidad financiera; intervención cambiaria flexible.	Teoría Monetaria Moderna (TMM); chartalismo (soberanía monetaria plena y capacidad de emitir moneda propia).
Estado emisor de dinero	Estados que se endeudan en moneda extranjera	Sudan Japón, Grecia, Bahréin, Italia, Estados Unidos, Francia, Bélgica Italia (2)	Dólar estadounidense, Euros y Yen	Limitada (dependencia del dólar para reservas)	Flexible pero inestable, sujeta a presiones externas	Parcial, con controles o vulnerabilidad a fuga de capitales	Emisión de moneda local con baja credibilidad; limitada capacidad de actuar como prestamista de última instancia (dependiente de reservas en divisas); dificultades para estabilizar el tipo de cambio y controlar la inflación.	Teoría de la restricción externa (Thirlwall); enfoques postkeynesianos sobre vulnerabilidad monetaria.
Estado emisor de dinero	Estados vinculados al patrón oro (histórico) (3)	Países bajo Bretton Woods (1944–1971)	Oro / Dólar estadounidense	No (política monetaria subordinada al patrón oro)	Sí (paridad oro o dólar)	Parcial, limitada por controles de capital	Emisión subordinada a reservas de oro o divisas; restricciones para expandir la base monetaria; política mone-	Teoría Clásica del Patrón Oro; enfoque ortodoxo de equilibrio externo.

Tipos de Estado	Clasificación	Países/ejemplos (6)	Moneda	Política monetaria autónoma	Tipo de cambio fijo	Libre movilidad de capitales	Funciones principales del banco central	Teoría representativa
							taria procíclica; actuación limitada ante crisis bancarias.	
Estado emisor de dinero	Estados que vinculan su moneda a otras divisas (tipo de cambio fijo)	Panamá, Dinamarca, Países del Golfo, Zona CFA (África)	Dólar, Euro, Franco CFA	No (renuncian a la independencia monetaria)	Sí (anclaje nominal fijo)	Parcial (algunos mantienen controles de capital)	Emisión restringida o inexistente (caso Panamá); dependencia del banco central ancla (EE. UU., BCE); necesidad de reservas altas; política fiscal disciplinada para mantener la paridad.	Teoría de las Áreas Monetarias Óptimas (AMO): integración parcial sin soberanía monetaria.
Estado usuario de moneda extranjera	Estados que comparten soberanía monetaria (Unión Monetaria Regional) (4)	Países de la Zona del Euro: Alemania, Francia, Italia, España, Países Bajos, etc. Área Monetaria Común en Sudáfrica: Namibia	Euro (€), emitido por el Banco Central Europeo (BCE). El Rand en Sudáfrica El dólar Namibio	No a nivel nacional: la soberanía monetaria está cedida al Banco Central Europeo, por lo que los países no pueden emitir su propia moneda ni fijar sus tasas de interés.	Sí, dentro de la unión (tipo de cambio irrevocablemente fijo entre los países miembros).	Sí, plena libertad financiera y comercial dentro de la zona.	El BCE actúa como autoridad monetaria supranacional, fijando tasas de interés, controlando la inflación, emitiendo moneda y como prestamista de última instancia. Los bancos centrales nacionales mantienen funciones operativas, estadísticas y de supervisión.	Teoría de las Áreas Monetarias Óptimas (AMO) (Mundell, 1961); Teoría del Anclaje Institucional.

Tipos de Estado	Clasificación	Países/ejemplos (6)	Moneda	Política monetaria autónoma	Tipo de cambio fijo	Libre movilidad de capitales	Funciones principales del banco central	Teoría representativa
Estado usuario de moneda extranjera	Estados sin moneda propia (con moneda sustituta) (5)	Ecuador, El Salvador, Timor Oriental Liechtenstein	Dólar estadounidense y Franco Suizo	No (sin control sobre emisión ni tasas)	Sí (dólar fijo como moneda oficial)	Variable, dependiente de la regulación local y las reservas	Sin capacidad de emisión; no pueden fijar tasas de interés ni expandir liquidez; limitado papel de supervisión bancaria; sostienen la estabilidad mediante disciplina fiscal y credibilidad institucional.	Teoría del Anclaje Institucional y extensiones de la AMO aplicadas a la dolarización total.

Notas: (1) En este grupo están la mayoría de países con monedas soberanas. (2) Deuda pública como porcentaje del PIB 2025. (3) Hecho histórico. En la actualidad la demanda por el oro se como activo de reserva monetaria se ha incrementado. (4) Los países de la zona del euro, se ubican entre estados usuarios y emisores sin soberanía de dinero, lo hacen a través del BCE. (5) Estados exclusivamente usuarios de divisas extranjera, con posibilidad parcial de ser prestamistas de última instancia. (6) Mención de países representativos
Elaboración: autor

2.4 Definiciones

El presente acápite busca examinar detalladamente tres conceptos fundamentales para la investigación, los cuales son clave para comprender la dinámica de las economías con soberanía monetaria limitada. En primer lugar, se analizará la dolarización *de facto*, que constituye el eje estructural del estudio y el punto de partida para entender los sistemas monetarios que han renunciado a su respaldo soberano. En segundo lugar, se revisará la definición del dinero y su constante evolución histórica, destacando el surgimiento del dinero digital como la etapa más disruptiva que redefine el valor y los medios de intercambio. Finalmente, se examinará la función del prestamista de última instancia, ya que su ausencia en las economías oficialmente dolarizadas revela una disociación entre la teoría monetaria clásica y la realidad institucional, sentando las bases para identificar vacíos conceptuales y proponer un modelo teórico más pertinente.

2.4.1 Dolarización

A criterio del autor, a continuación, se presenta un conjunto de definiciones consideradas las más relevantes sobre la dolarización oficial. Conceptualmente, estas posturas, aunque diversas, convergen en la idea central de la sustitución de la moneda nacional y la consecuente cesión de soberanía monetaria.

Definiciones monetarias e institucionales

Como se señaló en la introducción, la dolarización es un proceso monetario donde un país renuncia a la soberanía sobre su política monetaria y cambiaria, adoptando una moneda extranjera (Labarca et al., 2020). Moreno-Villalaz (1998) la definió como un proceso institucional orientado a ganar credibilidad, mientras que Yeyati (2006) la describió como un proceso endógeno determinado por la credibilidad del sistema financiero y la política macroeconómica. En términos técnicos, se considera una forma extrema de paridad rígida donde la moneda local es sustituida (Jácome & Lönnberg, 2010).

Debate sobre la flexibilidad y el impacto

Existe un debate sobre el grado de restricción que impone el régimen:

- Pérdida parcial de política: algunos autores (Spurrier, 2001) sostienen que no es una pérdida total de política monetaria, sino un cambio en las reglas de su ejercicio, manteniendo capacidad para orientar otras dimensiones económicas.
- Restricción extrema: otros (Marconi, 2001; Rodríguez, 2000) la ven como una «camisa de fuerza» que limita severamente la flexibilidad fiscal y cambiaria, constituyendo un *grand affaire* que debe entenderse desde la economía política y las restricciones estructurales (Tabla 11).

Tabla 11. Definición de dolarización

Artículo/autor/enfoque	Definición o idea principal	Concepto clave
Savastano, M. (1996). *Dollarization in Latin America: Recent Evidence and Some Policy Issues.*	Define la dolarización como un proceso progresivo en el que los agentes económicos sustituyen activos en moneda local por activos en moneda extranjera.	Sustitución progresiva

Artículo/autor/enfoque	Definición o idea principal	Concepto clave
Baliño, T., Bennett, A., & Borensztein, E. (1999). *Monetary Policy in Dollarized Economies.*	Consideran la dolarización como un proceso de conversión gradual que puede avanzar desde el uso financiero hasta la adopción oficial.	Conversión gradual
Levy-Yeyati, E. (2006). *Financial Dollarization: Evaluating the Consequences.*	La describe como un proceso endógeno determinado por la credibilidad del sistema financiero y las políticas macroeconómicas.	Endogeneidad institucional
Quispe-Agnoli, M., & Whisler, M. (2006). *Official Dollarization and the Banking System in Ecuador and El Salvador.*	Enfatizan que es un proceso evolutivo influido por choques externos, confianza y políticas monetarias.	Evolución económica
Moreno-Villalaz, J. (1999). *Lessons from the Monetary Experience of Panama: A Dollar Economy with Financial Integration.*	Afirma que la dolarización es un proceso institucional que busca credibilidad mediante la adopción de una moneda fuerte.	Anclaje institucional

Elaboración: autor

Interpretaciones sociales y de crecimiento

La dolarización también se interpreta más allá de lo monetario: Ferraro (2004) argumentó que su evaluación por parte de la gente común es no económica, reflejando el rechazo a un Estado y una identidad nacional desgastada. Sin embargo, su impacto social y económico genera opiniones encontradas: Larrea (2004a, 2004b) advirtió que mantenerla podría producir bajo crecimiento y deterioro social, mientras que Naranjo Chiriboga (2004) la considera un éxito cuyos resultados positivos hacen que abandonarla conllevaría costos sociales y económicos enormes.

Finalmente, Connolly (2025) ultimó mencionando que la dolarización conlleva costos significativos y riesgos no desdeñables. En sus términos, el señoreaje asociado al billete de cien dólares implica, en la práctica, una exportación de bienes, servicios y activos domésticos por un valor equivalente, lo que representa una transferencia real de riqueza hacia la economía emisora. A ello se suman dos riesgos adicionales: por una parte, una vez incorporado al circuito monetario, el dólar se deprecia a la tasa de inflación estadounidense, erosionando el poder adquisitivo interno sin que el país receptor pueda intervenir mediante política monetaria propia; por otra, la dolarización puede propiciar condiciones favorables para la expansión de actividades ilícitas vinculadas al uso intensivo del efectivo.

2.4.2 Dinero

El concepto de dinero ha sido objeto de múltiples aproximaciones teóricas. Desde la crítica marxista, el dinero surge de las transacciones del sector privado y no constituye una creación estatal, mientras que la perspectiva poskeynesiana atribuye su existencia al rol de los bancos en la economía, siendo los bancos centrales quienes lo crean y regulan. Lawson (1852) amplió esta noción al señalar que cualquier deuda puede funcionar como dinero, y Davidson (1999) lo definió funcionalmente como aquello que se utiliza de manera generalizada en los contratos.

Desde perspectivas menos ortodoxas, J. P. Morgan (1912) lo redujo a su expresión más elemental, al afirmar que "El oro es dinero y todo lo demás es crédito". Simmel (2004) lo concibió como un fenómeno social y un reclamo sobre la sociedad, que actúa como mediador universal entre los individuos y la sociedad; Dodd (2016), sin embargo, lo señala que carece de originalidad. Tcherneva & Cruz-Hidalgo (2020) retoman la visión chartalista al sostener que, desde su origen, el dinero ha sido una creación del Estado.

Más allá de las definiciones, Culham & King (2013) sitúan en los bancos centrales la responsabilidad primaria de garantizar la liquidez suficiente en el sistema bancario para facilitar las transferencias financieras. En síntesis, y a criterio del autor, las diversas concepciones convergen en un denominador común: el dinero es, en esencia, un sinónimo de confianza, independientemente de la forma institucional que adopte o de la teoría que lo sustente. A continuación, se exponen algunas definiciones sobre el dinero (Tabla 12)[5].

Tabla 12. Cuadro comparativo de las principales concepciones del dinero

Enfoque teórico	Definición representativa	Principales funciones del dinero	Autores clave / Referencia
Clásico	Medio universal de intercambio y medida de valor.	Medio de cambio y unidad de cuenta.	Adam Smith (1776)
Neoclásico	Velo neutral que facilita los intercambios reales.	Medio de cambio y unidad de cuenta.	Léon Walras (1874)
Keynesiano	Activo líquido que vincula presente y futuro bajo incertidumbre.	Medio de cambio, depósito de valor y reserva de liquidez.	John M. Keynes (1936)
Monetarista	Activo cuyo volumen afecta directamente el nivel de precios.	Medio de cambio, unidad de cuenta y depósito de valor.	Milton Friedman (1969)
Institucionalista	Institución social y jurídica basada en la confianza y el derecho.	Instrumento simbólico de intercambio y obligación.	Geoffrey Ingham (2004)
Poskeynesiano	Dinero endógeno creado por el sistema financiero.	Medio de cambio y creación de crédito.	Basil Moore (1988)
Teoría monetaria moderna (TMM)	Pasivo soberano que expresa la capacidad fiscal y monetaria del Estado.	Medio de pago, instrumento fiscal y de política económica.	L. Randall Wray (2012)

Elaboración: autor

2.4.3 Prestamista de última instancia (PUI)

El prestamista de última instancia (PUI) constituye una función esencial del banco central, consistente en proveer liquidez al sistema financiero durante episodios de crisis cuando las instituciones privadas no logran obtener financiamiento en los mercados (Bagehot, 1873; Goodhart, 1988). Su propósito central es suministrar reservas a institu-

[5]Entre las principales funciones del dinero se encuentran las de servir como medio de cambio, unidad de cuenta, depósito de valor y estándar de pagos diferidos.

ciones con problemas temporales de iliquidez para prevenir el colapso sistémico, bajo condiciones que equilibran el rescate económico con la necesaria limitación del riesgo moral (Tucker, 2014). En su dimensión contemporánea, esta función se ha ampliado más allá de la banca tradicional para abarcar los mercados financieros y la economía real en su conjunto, implicando implícitamente la facultad de crear dinero —señoreaje— cuando la gravedad de la crisis así lo justifica, tal como evidenciaron los episodios de crisis financiera global de las últimas décadas (Bernanke, 2010).

En contraste, en las economías oficialmente dolarizadas esta función prácticamente desaparece. Al carecer de capacidad emisora propia, el banco central ve reducido su rol a la gestión de divisas provenientes del comercio exterior, las remesas y el financiamiento de organismos internacionales, sin posibilidad de intervenir de manera soberana ante crisis de liquidez. Esta restricción estructural representa una de las debilidades más significativas del régimen de dolarización oficial y constituye, como se evidencia en el análisis comparado de las teorías monetarias evaluadas, una de las principales razones por las cuales ninguno de los marcos teóricos tradicionales logra explicar de manera integral el funcionamiento y las limitaciones de las economías oficialmente dolarizadas (Tabla 13).

Tabla 13. Constructos principales de cada teoría: soberanía monetaria y prestamista de última instancia

Teoría	Descripción breve	Soberanía monetaria	Prestamista de última instancia (PUI)
Teoría cuantitativa del dinero (Fisher, 1911)	Los precios se determinan por la cantidad de dinero (MV=PY).	Sí (técnica): el Estado controla la masa monetaria.	Sí (limitado): el banco central puede intervenir para estabilizar la liquidez.
Teoría monetaria clásica (Ricardo, 1817)	El dinero no afecta variables reales; el mercado se autorregula.	Sí (formal): el emisor tiene soberanía, pero su acción es pasiva.	No: se evita la intervención del banco central.
Teoría monetaria moderna (MMT) (Kelton, Wray, Lerner)	El Estado con moneda propia puede financiarse internamente para alcanzar el pleno empleo.	Sí (plena): el Estado ejerce control total sobre su moneda.	Sí (activo): el banco central garantiza liquidez y estabilidad.
Teoría evolutiva del dinero (Smith, Ingham, Graeber)	El dinero es una institución social basada en la confianza y la legitimidad.	Sí (social): deriva de la aceptación institucional y la confianza.	Sí (implícito): el respaldo institucional actúa como PUI simbólico.
Teoría de áreas monetarias óptimas (Mundell, 1961)	Evalúa cuándo conviene compartir una moneda común.	No: la soberanía se comparte o se pierde.	No: no existe PUI nacional en una unión monetaria.
Modelo de heteronomía monetaria institucional	Explica cómo las economías sustituyen su moneda por otra más estable para ganar credibilidad institucional.	No (cedida): se transfiere la soberanía monetaria al emisor de la moneda de anclaje (p. ej. EE.UU. en el caso ecuatoriano).	No (limitado o externo): el PUI desaparece o depende del sistema financiero internacional.

Elaboración: autor

3 Materiales y métodos

La presente investigación se inscribe en un enfoque cualitativo con un alcance descriptivo y analítico-sintético. Se optó por un diseño no experimental y transeccional, basado en el análisis documental y comparado. El estudio se centra en la evaluación de la teoría clásica y de las áreas monetarias óptimas (TAMO) en el contexto de las economías de Ecuador y El Salvador, utilizando la hermenéutica crítica para proponer el concepto de *heteronomía monetaria institucional* como alternativa explicativa.

Para el procedimiento de recolección de datos se lo dividió en dos fases: (a) Se realizó una búsqueda exhaustiva en bases de datos académicos, utilizando descriptores como teoría de las áreas monetarias óptimas, dolarización oficial, soberanía monetaria y heteronomía monetaria. Se seleccionaron fuentes primarias (Kenen, 1969; McKinnon, 1963; Mundell, 1961) y literatura contemporánea (2015-2025) para garantizar la vigencia del debate, y (b) se obtuvieron indicadores macroeconómicos de fuentes oficiales como el Banco Central del Ecuador (BCE), el Banco Central de Reserva de El Salvador (BCR). Los datos se centraron en niveles de inflación, devaluación y endeudamiento para sustentar la discusión sobre la estabilidad del régimen.

Para avalar la rigurosidad en la obtención de resultados se evaluaron: (a) las inconsistencias entre las teorías económicas clásicas: TCD, TMM y la TAMO, y (b) mediante un proceso de abducción teórica, se integraron elementos de la nueva economía institucional y la teoría monetaria para formular la propuesta de heteronomía monetaria institucional, como el factor determinante que sustituye los requisitos de la TAMO. Al emplear esta metodología conceptual, descriptiva y comparativa, se examinó la relación entre constructos institucionales clave (credibilidad, disciplina fiscal, soberanía, prestamista de última instancia) y contrastándolos con teorías como la TAMO y la TMM. El objetivo es sintetizar cómo las instituciones sustituyen la soberanía monetaria como mecanismo de estabilidad.

4 Resultados y limitaciones

El análisis de los resultados se articulará en torno a dos aspectos esenciales, garantizando una transición coherente del marco teórico a la propuesta de una posible denominación de un nuevo modelo.

4.1 Observaciones a las teorías convergentes

Se realizarán observaciones críticas a las dos principales teorías que han demostrado una vinculación directa con el fenómeno de la dolarización oficial, tras la evaluación del relato conductual teórico presentado previamente. Este análisis busca identificar la fortaleza y las limitaciones de dichos marcos conceptuales —teoría de las áreas monetarias óptimas y teoría monetaria moderna o clásica— para explicar la realidad de las economías dolarizadas, particularmente en ausencia de soberanía monetaria y de la función de prestamista de última instancia (PUI).

4.2 Propuesta denominativas

A continuación, se presentará la propuesta denominativa de un modelo teórico que refleje las características de la dolarización oficial, basado en dos opciones nominales: anclaje institucional y heteronomía monetaria institucional.

Esta propuesta se fundamenta en la identificación de los vacíos conceptuales hallados en las teorías tradicionales, con el objetivo de ofrecer un marco analítico más pertinente para examinar la estabilidad macroeconómica y el anclaje institucional en sistemas que han adoptado una divisa extranjera de curso legal.

4.3 Observaciones a la teoría AMO

Las principales observaciones a la teoría de las áreas monetarias óptimas (TAMO), en el contexto de las economías dolarizadas como Ecuador, se centran en tres aspectos fundamentales que demuestran una aplicación limitada:

4.3.1 Críticas y limitaciones de la TAMO en la dolarización

- Insuficiente integración institucional y fiscal: aunque la Unión Europea posee un banco central que actúa como prestamista de última instancia (PUI), este rol requiere ser complementado con fondos de cohesión y mecanismos de rescate bancario, condiciones inexistentes en Ecuador.
- Asimetría estructural: la evidente disparidad entre Ecuador y Estados Unidos implica que las decisiones de la Reserva Federal (FED) pueden ser divergentes de las necesidades macroeconómicas ecuatorianas.
- Requisito de proximidad geográfica: los criterios originales de la TAMO fueron diseñados para bloques regionales contiguos (como la UE, que es significativamente más pequeña que Sudamérica[6]). Esto reduce su aplicabilidad a países aislados, donde la baja complementariedad productiva regional dificulta los mecanismos de ajuste.

4.3.2 Ausencia del prestamista de última instancia (PUI)

La crítica comparativa más significativa radica en la presencia del PUI. La Unión Europea posee el Banco Central Europeo (BCE) como garante de estabilidad y PUI. En contraste, países como Ecuador y El Salvador carecen de una institución equivalente, ya que la dolarización no implica un acuerdo formal de respaldo financiero. Esta ausencia limita severamente su capacidad de respuesta ante choques adversos y los obliga a recurrir al endeudamiento externo. Además, la falta de libre circulación de recursos en las economías dolarizadas regionales restringe aún más los mecanismos de ajuste.

4.3.3 Constructos clave para la dolarización

Los constructos teóricos esenciales para sintetizar una economía oficialmente dolarizada incluyen: credibilidad institucional; disciplina fiscal; soberanía monetaria; prestamista de última instancia, y paridad monetaria y gobernanza. En estos sistemas, la credibilidad institucional actúa como un ancla de confianza, buscando compensar la ausencia de una autoridad monetaria soberana.

4.3.4 Conclusiones sobre la compatibilidad

Existe por tanto una muy limitada compatibilidad entre la TAMO y la realidad dolarizada, especialmente en criterios de flexibilidad de precios y diversificación productiva. El único criterio con compatibilidad plena es el anclaje institucional y de gobernanza, ya

[6] América del Sur tiene aproximadamente 17.85 millones de kilómetros cuadrados, mientras que la Unión Europea tiene 4.23 millones de kilómetros cuadrados.

que la adopción de una moneda única (euro o dólar) implica una pérdida significativa de soberanía monetaria en ambos casos. La principal coincidencia es la reducción del índice de precios, pero esto se debe más a leyes económicas que ha coincidencia del espíritu de la TAMO. La diferencia sustancial, no obstante, es que los países de la eurozona tienen el BCE como PUI y garante supranacional, mientras que Ecuador carece de este respaldo crucial (Tabla 14).

Tabla 14. Cuadro comparativo de asociación de criterios

		Criterios de la teoría de áreas monetarias óptimas (1)					
	Criterios / Constructos	Movilidad laboral y de capital	Flexibilidad de precios y salarios	Mecanismos fiscales de compensación	Simetría en los choques económicos	Apertura comercial e integración financiera	Diversificación productiva
Criterios propuestos para una economía dolarizada (2)	Credibilidad institucional	Sí	No	Sí	Sí	Sí	No
	Disciplina fiscal y sostenibilidad macroeconómica	No	No	Sí	Sí	Sí	No
	Soberanía monetaria y capacidad de política	No	No	No	Sí	No	No
	Prestamista de última instancia (PUI)	No	No	Sí	Sí	Sí	No
	Anclaje normativo y gobernanza institucional	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Notas: (1) Tomado de Mundell (1961). (2) Propuesta a criterio del autor. La compatibilidad binaria entre criterios de las teorías está evaluada en función de los requerimientos de las economías dolarizadas. Se utilizó asistencia de inteligencia artificial (ChatGPT, GPT-5, OpenAI) para el análisis del cuadro comparativo, consulta realizada el 6 de noviembre de 2025.
Elaboración: autor

En conclusión la teoría áreas monetarias óptimas (TAMO) describe parcialmente la situación de Ecuador y por sus divergencias no son simétricas para justificar su marco teórico. Ecuador sufre todos los costos de perder su moneda y no tiene los beneficios claves como la integración fiscal y prestamista de última instancia.

4.4 Observaciones a la teoría monetaria moderna (TMM)

Ecuador y El Salvador son casos especiales en la jerarquía de estados, ya que carecen de soberanía monetaria propia sin pertenecer a una unión monetaria, lo que los hace incompatibles con los principios de la teoría monetaria moderna (TMM).

Wray (2015, 2020) destacó que el punto de partida de la TMM es la existencia de un emisor soberano de moneda, condición que determina el espacio de política fiscal y monetaria disponible para el Estado, y que resulta inoperante en economías oficialmente dolarizadas como Ecuador y El Salvador. Al adoptar el dólar estadounidense, Ecuador renunció a esta soberanía, imposibilitando al Estado crear dinero, lo que genera tres incompatibilidades fundamentales:

- Financiamiento del gasto**:** para la TMM, el Estado soberano gasta antes de recaudar, siendo el gasto público funcionalmente equivalente a la creación de dinero. Para Ecuador, sin embargo, este principio resulta inaplicable: al carecer de soberanía monetaria, el país se ve obligado a financiar su gasto mediante impuestos, exportaciones, endeudamiento externo o el uso de reservas internacionales, lo que invalida de raíz la aplicabilidad de los postulados de la TMM a su realidad estructural.
- Riesgo de insolvencia: según la TMM, un emisor soberano en su propia moneda no puede quebrar. En contraste, Ecuador sí puede entrar en *default* (cesación de pagos de su deuda), un riesgo real demostrado en su historia.
- Política de empleo: la TMM propone programas como la política de empleador de último recurso (garantía de empleo), financiados con emisión monetaria. Para Ecuador, financiar un programa de esta escala es extremadamente difícil, ya que no puede imprimir los dólares necesarios sin generar una crisis fiscal o de deuda.

En conclusión, ni las teorías monetarias clásicas y poskeynesianas ni los postulados de la teoría monetaria moderna (TMM) resultan plenamente aplicables a una economía oficialmente dolarizada como la de Ecuador. De hecho, el caso ecuatoriano es frecuentemente invocado por los exponentes de la TMM como un ejemplo paradigmático de los riesgos estructurales que conlleva la renuncia a la soberanía monetaria, precisamente porque ilustra con nitidez las restricciones macroeconómicas que emergen cuando un Estado cede el control sobre su propia moneda.

4.5 Modelo propuesto

Tras examinar el marco teórico monetario relevante, que incluye la jerarquía de Estados, las implicaciones de la pérdida de soberanía y las restricciones impuestas por el trilema de Mundell, se concluye que no existe un marco conceptual sólido y específico que se adecúe a la realidad particular de economías oficialmente dolarizadas como Ecuador y El Salvador. La escasez de atención académica explica la falta de investigaciones profundas sobre sus dinámicas monetarias específicas.

El actual reordenamiento geopolítico internacional principalmente marcado por la desdolarización, la diversificación comercial podría incentivar la promoción de nuevos procesos de dolarización como estrategia para preservar la hegemonía del dólar.

Frente a este panorama, es imperativo que la academia proponga alternativas conceptuales y marcos teóricos pertinentes para comprender y orientar la gestión de estas economías. Por tanto, el presente trabajo se inscribe en esta línea de investigación, aportando dos propuestas de denominación que buscan constituir la base para una nueva formulación teórica.

4.6 Concepto de anclaje institucional monetario

La sostenibilidad de los regímenes de sustitución monetaria total, como la dolarización, requiere imperativamente de instituciones fiscales sólidas y transparentes (Eichengreen, 2001). Esta premisa subraya que la disciplina macroeconómica es una condición previa indispensable para el éxito de esquemas de anclaje rígido (Reinhart & Calvo, 2000). El término *anclaje* amplía el concepto tradicional de anclas nominales (como metas de inflación) hacia una dimensión institucional. La divisa extranjera funciona como un ancla de credibilidad contra la inestabilidad histórica, mientras que las instituciones nacionales actúan como el soporte estructural que garantiza la estabilidad a largo plazo.

La proposición del anclaje institucional surge como una extensión conceptual a la teoría de las áreas monetarias óptimas (TAMO). Esta perspectiva se centra la viabilidad de compartir una moneda en criterios puramente económicos (movilidad de factores, sincronización de ciclos, etc.). El anclaje institucional propone un enfoque alternativo: la sostenibilidad de la dolarización depende de la fortaleza del entramado institucional interno y las capacidades asociativas del país adoptante. Desde esta perspectiva, la estabilidad del régimen monetario reposa sobre un conjunto de instituciones que reemplazan la función de la política monetaria autónoma. Esto incluye la capacidad estatal para mantener la disciplina fiscal, regular el sistema financiero y generar confianza en la política económica.

El enfoque de estabilidad delegada y credibilidad es particularmente pertinente para casos como Panamá, Ecuador y El Salvador, donde la dolarización se consolidó no por una integración económica profunda con Estados Unidos (como sugiere la TAMO), sino por un proceso de reconstrucción institucional que permitió mantener la disciplina macroeconómica. El anclaje institucional describe, por lo tanto, una forma de estabilidad delegada, sustentada en la credibilidad externa y el fortalecimiento de las reglas internas. Este marco teórico se articula con la economía institucional (North, 1990), interpretando la dolarización como un contrato institucional de largo plazo: el país sustituye la discrecionalidad por la credibilidad, y la autonomía por la previsibilidad (Barro & Gordon, 1983).

En síntesis, el modelo del anclaje institucional complementa a la TAMO al enfatizar que la sostenibilidad de una economía dolarizada depende menos de su sincronización macroeconómica con el país emisor, y más de su capacidad institucional para internalizar y sostener los compromisos de la adopción.

4.7 Modelo de heteronomía monetaria institucional (HMI)

El término heteronomía monetaria se define como la condición en la que un país carece de control soberano sobre su política monetaria, debido a que la emisión, regulación y control de la moneda dependen de una autoridad externa o de factores fuera de su jurisdicción nacional. En este contexto, el país no puede decidir de manera autónoma sobre variables clave como la oferta monetaria, las tasas de interés, el tipo de cambio

o la liquidez interna, quedando subordinado a decisiones tomadas por instituciones extranjeras o supranacionales.

El vocablo *heteronomía* proviene del griego *hetero* (otro) y *nomos* (ley), y significa literalmente *estar regido por la ley de otro*. En el contexto económico, heteronomía monetaria alude a la dependencia de un país respecto a una autoridad monetaria externa o a la pérdida de autonomía en la emisión y control de su moneda.

El modelo de heteronomía monetaria institucional es un enfoque teórico que busca explicar las limitaciones estructurales, normativas y funcionales que enfrenta un Estado en el ejercicio de su política monetaria, cuando carece de soberanía plena sobre su moneda o cuando su autoridad monetaria está condicionada por instituciones foráneas o reglas supranacionales. En otras palabras, describe una situación en la cual las decisiones monetarias de un país están determinadas por factores o entidades ajenas a su propio sistema institucional.

Además, la heteronomía monetaria institucional se entiende como la dependencia del sistema monetario nacional respecto de instituciones externas (como bancos centrales regionales, acuerdos monetarios internacionales o regímenes de tipo de cambio fijo). A diferencia de la autonomía monetaria, donde el Estado puede emitir su propia moneda y gestionar tasas de interés, la heteronomía implica una cesión parcial o total de control sobre las variables monetarias —emisión, liquidez, tipo de cambio o tasas de interés— a instancias externas.

Los principales constructos sugeridos son:

- Dependencia de la moneda base (dólar estadounidense): es la condición central de la heteronomía monetaria en países dolarizados. La economía utiliza una moneda extranjera como unidad de cuenta, medio de pago y reserva de valor, lo que implica la pérdida total de control sobre la emisión monetaria. El país depende del ciclo económico y de la política monetaria del país emisor (EE. UU.).
- Soberanía monetaria limitada: hace referencia a la incapacidad del Estado para crear dinero propio o determinar la oferta monetaria. La autoridad monetaria (Banco Central) se convierte en un agente administrativo, no en un emisor soberano. La política monetaria queda subordinada a factores externos, lo que restringe la capacidad de estimular el crecimiento o contrarrestar crisis internas.
- Dependencia de la política monetaria de la Reserva Federal (FED): los países dolarizados importan automáticamente las decisiones de la FED, ya que no pueden modificar las tasas de interés ni el tipo de cambio. Esto genera asimetrías: las medidas diseñadas para la economía de EE. UU. pueden ser inadecuadas o incluso perjudiciales para las economías periféricas dolarizadas.
- Rigidez macroeconómica estructural: la ausencia de instrumentos monetarios nacionales genera inflexibilidad ante choques externos. Las economías dolarizadas no pueden devaluar, ajustar tasas o expandir liquidez. Esto conduce a ajustes recesivos (reducción del gasto público, caída de salarios reales) cuando se enfrentan crisis de balanza de pagos o de competitividad[7].
- Vulnerabilidad externa y financiera: la heteronomía monetaria expone al país a flujos financieros internacionales volátiles, ya que no puede controlar su tasa de interés ni su tipo de cambio. Las crisis globales, la salida de capitales o la apreciación del dólar pueden afectar gravemente la liquidez interna y la estabilidad del sistema financiero.

[7] Ver anexo 2.

- Desequilibrios externos (balanza de pagos): en ausencia de soberanía monetaria, el ajuste de la balanza de pagos depende exclusivamente del comercio exterior y del flujo de divisas reales (remesas, exportaciones o inversión extranjera). El país no puede emitir su propia moneda para financiar déficits, lo que agrava la dependencia externa.
- Falta de flexibilidad fiscal y monetaria: el Estado carece de herramientas contracíclicas eficaces. No puede emitir dinero ni recurrir a la inflación controlada como fuente de financiamiento, por lo que su política fiscal se vuelve procíclica, dependiendo de ingresos externos o del endeudamiento en moneda dura.
- Limitación del crédito y del sistema bancario: los bancos locales no pueden acceder a un prestamista de última instancia nacional, ya que el Banco Central no puede emitir moneda. Esto restringe la capacidad de expansión del crédito interno y aumenta el riesgo de crisis bancarias ante fugas de depósitos o choques externos (Tabla 15).

Tabla 15. Cuadro comparativo: modelo de heteronomía monetaria institucional vs. teoría de las áreas monetarias óptimas

Constructo/componente	Modelo de heteronomía monetaria institucional (MHMI)	Teoría de las áreas monetarias óptimas (TAMO)	Explicación
Disciplina fiscal	Sí	Parcial	En la MHMI, la estabilidad depende de la solidez fiscal y de la credibilidad institucional. En la TAMO, la disciplina fiscal es deseable pero no un criterio central.
Credibilidad institucional	Sí	No	La MHMI destaca la confianza en las instituciones monetarias y políticas como ancla de estabilidad. En la TAMO no se considera un factor estructural.
Anclaje monetario y cambiario	Sí	Sí	Ambas reconocen la importancia de un régimen monetario estable; la MHMI lo vincula al rol de las instituciones, mientras que la TAMO lo asocia a condiciones estructurales.
Movilidad de factores productivos	No	Sí	En la MHMI no se considera determinante, mientras que en la TAMO es una condición esencial para absorber choques.
Flexibilidad de precios y salarios	No	Sí	Es un criterio básico en la TAMO para mantener el equilibrio sin devaluación; no es central en la MHMI.
Simetría de choques económicos	Parcial	Sí	La MHMI reconoce los efectos de los choques externos, pero enfatiza la respuesta institucional más que la simetría estructural.
Mecanismos fiscales de compensación	Parcial	Sí	En la MHMI se valoran mecanismos de respaldo financiero institucional (bancos centrales, prestamista de última instancia). En la TAMO se plantean como transferencias fiscales interregionales.
Prestamista de última instancia (PUI)	Sí	No	En la MHMI es un componente central para sostener la estabilidad financiera y monetaria. La TAMO no lo considera explícitamente.

Constructo/componente	Modelo de heteronomía monetaria institucional (MHMI)	Teoría de las áreas monetarias óptimas (TAMO)	Explicación
Soberanía monetaria	Sí	No	La MHMI analiza la capacidad institucional de un Estado para ejercer control sobre su política monetaria. La TAMO asume su cesión como un hecho técnico.
Anclaje institucional	Sí	No	Es el eje central de la MHMI: la estabilidad se explica por la fortaleza y credibilidad de las instituciones. En la TAMO no es considerado.
Integración económica y financiera	Parcial	Sí	En la MHMI se reconoce como resultado del fortalecimiento institucional; en la TAMO es una condición previa.
Diversificación productiva	Indirecta	Sí	En la MHMI se aborda como parte de la resiliencia económica institucional, mientras que en la TAMO es un criterio explícito de estabilidad.

Elaboración: autor

5 Conclusiones y discusión

Los hallazgos del presente estudio confirman la hipótesis inicial: la teoría de las áreas monetarias óptimas (TAMO) resulta insuficiente para explicar la estabilidad y la naturaleza estructural de los regímenes de dolarización oficial como en Ecuador y El Salvador. El análisis retrospectivo y *ex post* demuestra que la adopción del dólar en estos países no emergió de una convergencia estructural —condición central postulada por Mundell (1961)—, sino de crisis institucionales profundas, fragilidad fiscal acumulada y colapsos del sistema financiero. En ninguno de los casos estudiados se verificaron los criterios de optimalidad que la TAMO exige: convergencia estructural, alta movilidad laboral y sincronización de ciclos económicos. Esta constatación evidencia que el sesgo normativo de dicha teoría le impide incorporar variables de naturaleza política e institucional, como la inestabilidad sistémica o el papel del anclaje externo como mecanismo de reconstrucción estatal.

La evidencia histórica del caso ecuatoriano resulta particularmente ilustrativa. La dolarización de 2000 no respondió a criterios de eficiencia económica ni a una integración progresiva con la economía estadounidense, sino a la necesidad urgente de restaurar la credibilidad institucional y detener una espiral de inestabilidad que amenazaba la viabilidad del Estado. Este origen invalida el supuesto fundacional de la TAMO, según el cual un área monetaria óptima surge de condiciones previamente consolidadas. Los resultados post dolarización fueron, en términos de estabilidad nominal, innegables: la inflación cayó del 96 % registrado en el año 2000 a un dígito en menos de tres años, nivel que se ha mantenido hasta la fecha. Sin embargo, como señala Palacio (2025), la moneda importada trajo consigo limitaciones estructurales de largo alcance. Sin un banco central soberano con capacidad emisora ni un tipo de cambio que permita ajustes ante perturbaciones externas, Ecuador perdió los principales instrumentos de absorción de choques. Cada caída de los precios del crudo, cada ciclo de alza de tasas de interés en Washington o cada sequía que compromete la generación hidroeléctrica se traduce inevitablemente en recesión o en mayor endeudamiento. La política monetaria queda así reducida a la administración de la escasez y a la búsqueda de divisas por las vías disponibles: mayor extractivismo, deuda externa y emigración.

Frente a estas limitaciones explicativas, el análisis confirma que el concepto de Heteronomía Monetaria Institucional ofrece un marco conceptual más sólido y empíricamente consistente. A diferencia de la TAMO, este enfoque no evalúa la idoneidad del régimen a partir de condiciones de convergencia previas, sino que describe la condición estructural de dependencia que define y limita al sistema: la imposibilidad de emitir moneda propia y la ausencia de un prestamista de última instancia (PUI) soberano. En este régimen, la estabilidad no deriva de la convergencia estructural con la economía emisora, sino de la transformación institucional del Estado y de su subordinación funcional a la Reserva Federal de los Estados Unidos, lo cual restringe significativamente la capacidad de respuesta ante choques exógenos. La pérdida de las funciones centrales de un banco central —provisión de liquidez, políticas contracíclicas y rol de PUI— debe ser compensada mediante mecanismos institucionales alternativos: disciplina fiscal sostenida, regulación financiera estricta y mecanismos confiables de captación de divisas.

El estudio distingue, además, dos dimensiones conceptuales complementarias que contribuyen a precisar el análisis. El anclaje institucional describe las capacidades internas desarrolladas por estas economías —mecanismos fiscales y regulatorios— para compensar la pérdida de soberanía monetaria y sostener la estabilidad sistémica; constituye, en ese sentido, una estrategia de gestión. La heteronomía monetaria institucional,

por su parte, describe la condición estructural subyacente: la dependencia permanente respecto a un emisor externo y la renuncia irreversible a la soberanía monetaria, formalizada y consolidada a través de normas jurídicas, marcos regulatorios y compromisos institucionales que trascienden la mera decisión de política económica. Esta distinción permite diferenciar los casos de dolarización oficial de otras formas de dependencia monetaria de carácter transitorio o informal, y ofrece un instrumental analítico más robusto para examinar las restricciones macroeconómicas y la vulnerabilidad estructural de largo plazo de economías como las de Ecuador y El Salvador.

En términos conceptuales, la heteronomía monetaria institucional puede definirse como la condición por la cual un Estado, habiendo renunciado formal e irreversiblemente a su soberanía monetaria, sostiene su estabilidad macroeconómica no mediante instrumentos de política monetaria propios, sino a través de la calidad de sus instituciones fiscales, regulatorias y financieras, en un marco de dependencia estructural y permanente respecto a un emisor externo. Esta condición se distingue de otras formas de dependencia monetaria por tres rasgos constitutivos: su formalización jurídico-institucional irreversible, la ausencia soberana del prestamista de última instancia y la naturaleza endógena y pasiva de la oferta monetaria, determinada por flujos externos sobre los cuales el Estado carece de capacidad de intervención directa. A diferencia de lo postulado por la TAMO, la estabilidad en este régimen no emerge de la convergencia estructural con la economía emisora, sino de la solidez del entramado institucional interno, lo que convierte al anclaje institucional en el mecanismo compensatorio central y en la variable determinante de la sostenibilidad macroeconómica de largo plazo.

La teoría de las áreas monetarias óptimas continúa siendo un marco analítico de referencia en la literatura sobre integración monetaria; no obstante, su aplicación a los casos estudiados evidencia limitaciones estructurales que no pueden soslayarse. La propuesta de la heteronomía monetaria institucional —construida como extensión y precisión del concepto originalmente formulado por Olivera (1980)— explica de manera más realista la adopción y sostenimiento de la dolarización, al colocar en el centro del análisis la estabilidad macroeconómica y la credibilidad institucional como factores determinantes, con independencia de la ausencia de plena integración económica con la economía emisora de la moneda.

Un elemento adicional que refuerza los hallazgos del presente trabajo proviene de la evolución más reciente del propio marco del trilema. Aizenman (2018), en una revisión crítica de la vigencia del modelo de Mundell-Fleming para el siglo XXI, concluye que el trilema original resulta insuficiente para explicar la complejidad de los regímenes monetarios contemporáneos, y propone su transformación en un cuadrilema al incorporar la estabilidad financiera como cuarto objetivo de política. El autor reconoce explícitamente que la naturaleza binaria del trilema limita su aplicabilidad en un mundo donde los países optan por regímenes mixtos, y que la escasez de instrumentos de política respecto a los objetivos genera disyuntivas complejas y específicas para cada país que el marco original no logra capturar en su totalidad. Esta constatación, proveniente del propio arquitecto de los índices del trilema utilizados en el presente análisis, refuerza de manera independiente la tesis central de este trabajo: si el trilema requiere ser extendido para explicar economías con plena soberanía monetaria, con mayor razón resulta insuficiente para dar cuenta de la realidad estructural de economías que han renunciado de manera formal e irreversible a dicha soberanía. Precisamente en esta brecha explicativa —que ni el trilema ni su versión ampliada como cuadrilema ni las teorías monetarias tradicionales logran cerrar— reside la pertinencia y la contribución del concepto de heteronomía monetaria institucional propuesto en este artículo.

Cabe destacar que la heteronomía monetaria institucional no representa una ruptura arbitraria respecto al concepto original de Olivera (1980), sino una extensión conceptual justificada por tres razones complementarias: la necesidad de anclar el término en una realidad institucional concreta y verificable —inexistente en el momento de su formulación original—, la incorporación de las instituciones como variable explicativa de la estabilidad del régimen, y la delimitación precisa de este tipo de dependencia monetaria respecto a otras formas de heteronomía de carácter transitorio o informal. Es en esta triple dimensión donde reside la contribución marginal del presente trabajo respecto a dicho antecedente.

En conclusión, los resultados obtenidos permiten rechazar la hipótesis nula: ni Ecuador ni El Salvador cumplen con los criterios establecidos por la teoría de las áreas monetarias óptimas para ser considerados parte de un área monetaria óptima. Se acepta, en consecuencia, la posición del investigador y se propone la denominación de heteronomía monetaria institucional como marco teórico más adecuado para caracterizar el comportamiento de economías sujetas a una dolarización formal. Este concepto no solo describe con mayor precisión las condiciones estructurales de estos regímenes, sino que abre una línea de investigación orientada a desarrollar una formulación teórica que incorpore la credibilidad institucional, la ausencia del PUI y la vulnerabilidad ante ciclos globales como variables centrales para proyectar la sostenibilidad futura de estas economías.

Anexos

Anexo 1. Investigaciones *ex post* actualizadas de carácter cuantitativo

Autor(es) y año	Enfoque cuantitativo	Hallazgo clave
Drenik, A., & Pérez, D. J. (2021). *Domestic price dollarization in emerging economies.*	Microdatos de comercio electrónico en mercados emergentes; modelo econométrico multinivel; correlaciones entre fijación de precios en dólares y variables macro (inflación, volatilidad cambiaria).	Mayor tamaño del vendedor y bienes más comerciables aumentan la probabilidad de fijación de precios en USD; la dolarización de precios está positivamente correlacionada con la dolarización de activos e inflación, e inversamente con la volatilidad cambiaria.
Caravello, T., Martínez-Bruera, M., & Werning, I. (2023a). *Dollarization Dynamics.*	Modelo de equilibrio dinámico con rigideces nominales; simulaciones cuantitativas y análisis de transición tras la dolarización bajo escasez de divisas.	La transición hacia la dolarización en un contexto de escasez de dólares desencadena recesión inicial, depreciación real abrupta y luego un *boom* en el sector no transable antes de estabilizarse.
Caravello, T., Martínez-Bruera, M., & Werning, I. (2023b). *Chronicle of a Dollarization Foretold.*	Modelo de economía abierta que anticipa la implementación futura de la dolarización; análisis cuantitativo de devaluación e inflación en el período previo al cambio.	El anuncio de dolarización provoca una devaluación discreta al impacto y luego un aumento mayor en la tasa de devaluación e inflación respecto al escenario sin dolarización.
Corso, F., & Sangiácomo, M. (2023). *Financial de-dollarization in Argentina.*	Enfoque cuantitativo con selección óptima de portafolios y distribución de segundo orden para expectativas; muestra histórica para Argentina.	Los esfuerzos de desdolarización financiera pueden generar resultados opuestos si los agentes sesgan sus expectativas hacia un cambio de régimen: incremento de la dolarización en lugar de su reducción.
Castillo, P., Lama, R., & Medina, J. P. (2024). *Escaping the Financial Dollarization Trap.*	Estudio empírico de intervención cambiaria con datos de panel y análisis econométrico de impacto en la dolarización financiera.	Las intervenciones cambiarias tienen un papel significativo en contener niveles elevados de dolarización financiera, pero su eficacia depende de condiciones estructurales y credibilidad institucional.
Vera, L., & Pérez, M. (2025). *Dollarization and Growth: An Application of the Synthetic Control Method to the Case of Ecuador.*	Método de control sintético aplicado al caso de Ecuador para estimar el impacto en el PIB real per cápita tras la dolarización oficial.	Tras la dolarización, el PIB per cápita aumentó aproximadamente 9.69 puntos porcentuales respecto al contrafactual, aunque el efecto parece diluirse con el tiempo.

Anexo 2. Diferencia entre anclaje institucional y heteronomía monetaria

Criterios	Anclaje institucional	Heteronomía monetaria institucional
Enfoque principal	Capacidad de las instituciones para sostener la estabilidad y la coherencia en ausencia de soberanía monetaria.	Naturaleza estructural de la dependencia monetaria y sus implicaciones institucionales.
Tono conceptual	Positivo/propositivo: propone mecanismos de estabilidad.	Analítico/crítico: describe y examina una condición de dependencia.
Objetivo	Proponer un marco de compensación institucional.	Explicar los límites y condicionamientos institucionales de la política monetaria.
Orientación teórica	Constructiva, cercana a la TMM y la gobernanza monetaria.	Estructuralista, cercana a la economía política y la jerarquía monetaria internacional.

Bibliografía

Acosta, A. (2001). El falso dilema de la dolarización. *Nueva Sociedad*, *172*, 66-84.

Aizenman, J. (2018). A Modern Reincarnation of Mundell-Fleming's Trilemma. *Economic Modelling*, *81*, 444-454.

Aizenman, J., Chinn, M., & Ito, H. (2010). *The Trilemma Indexes*. https://web.pdx.edu/~ito/trilemma_indexes.htm

Ayala Mora, M. E. (2008). *Resumen de historia del Ecuador*. Corporación Editora Nacional.

Ayala Mora, M. E. (2012). La prensa en la historia del Ecuador: una breve visión general. *Paper Universitario*. https://repositorio.uasb.edu.ec/handle/10644/3016

Bagehot, W. (1873). *Lombard Street: A Description of the Money Market*.

Balassa, B. (1971). *The Theory of Economic Integration (Routledge Revivals)*. Routledge.

Baliño, T., Bennett, A., & Borensztein, E. (1999). *Monetary Policy in Dollarized Economies* (IMF Occasional Paper No. 171). International Monetary Fund.

Banco Central del Ecuador. (2022). *Tipo de Cambio Sucre Dólar Histórico*. https://www.bce.fin.ec/index.php/cotizaciones

Banco Central del Ecuador. (2025). *Principales Funciones del Banco Central del Ecuador*. https://www.bce.fin.ec/banco-central-del-ecuador/funciones/

Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, *12*(1), 101-121.

Berg, A., & Borensztein, E. (2000a). *The Pros and Cons of Full Dollarization*. International Monetary Fund.

Berg, A., & Borensztein, E. (2000b). The Pros and Cons of Full Dollarization, International Monetary Fund, Research Dept. *International Monetary Fund, Washington*.

Bernanke, B. S. (2010). Monetary policy and the housing bubble. *Annual Meeting of the American Economic Association, Atlanta, Georgia*, *3*.

Blanchard, O. J., Dell'Ariccia, G., & Mauro, P. (2013). *Rethinking Macro Policy II: Getting Granular*. International Monetary Fund.

Bonilla-Bolaños, A., & Villacreses, D. (2023). Dolarización plena y uniones monetarias: el caso del Ecuador. *Revista de la CEPAL*, *2023*(140), 117-137.

Calcagno, A., & Manuelito, S. (2001). La convertibilidad argentina: ¿un antecedente relevante para la dolarización de Ecuador? *Cuestiones Económicas*, *17*(1), 50.

Calvo, G. A. (2001). Capital markets and the exchange rate, with special reference to the dollarization debate in Latin America. *Journal of Money, Credit and Banking*, 312-334.

Calvo, G. A., & Reinhart, C. M. (2002). Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*, *117*(2), 379-408.

Campa, J. M. (2001). Exchange rate crises and bilateral trade flows in Latin America. *IESE Research Papers D/470*. https://www.iese.edu/media/research/pdfs/DI-0470-E.pdf

Connolly, M. B. (2025). Dollarization in Ecuador: 2000–2024. *Annals of Operations Research*, *346*(1), 693-701. https://doi.org/10.1007/s10479-024-06365-y

Corbo, V. (2002). *Exchange rate regimes in the Americas: is dollarization the solution?*

Culham, J., & King, J. E. (2013). Horizontalists and Verticalists after 25 years. *Review of Keynesian Economics*, *1*(4), 391-405.

Davidson, L. (1999). What are the essential elements of post Keynesian monetary theory? En *Uncertainty, International Money, Employment and Theory* (pp. 254-275). Springer.

Dodd, N. (2016). *The Social Life of Money*. Princeton University Press.

Edwards, S., & Magendzo, I. I. (2003). Dollarization and economic performance: what do we really know? *International Journal of Finance & Economics*, *8*(4), 351-363.

Edwards, S., & Magendzo, I. I. (2006). Strict dollarization and economic performance: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit & Banking*, *38*(1), 269-283.

Eichengreen, B. (2001). What problems can dollarization solve? *Journal of Policy Modeling*, *23*(3), 267-277.

Ferraro, E. (2004). El dólar vale más: una reflexión sobre dinero, Estado e identidad. *Íconos-Revista de Ciencias Sociales*, (19), 71-77.

Fisher, I. (1911). *The Purchasing Power of Money, its Determination and Relation to Credit, Interest and Crises*. The Macmillan Company.

Fleming, J. M. (1962). Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. *Staff Papers*, *9*(3), 369-380.

Foresti, P. (2007). *Is Latin America an optimal currency area? Evidence from a structural vector auto-regression analysis*. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/2961

Friedman, M. (1956). The Quantity Theory of Money: A Restatement. En *Studies in the Quantity Theory of Money* (pp. 3-21). University of Chicago Press.

Garzón Espinosa, E. (2021). *Vínculo entre saldo fiscal y endeudamiento privado: propuesta analítica y estudio empírico*.

Goodhart, C. (1988). *The Evolution of Central Banks*. MIT Press.

Goodhart, C. A. E. (2011). The changing role of central banks. *Financial History Review*, *18*(2), 135-154.

Guerra Salas, J. F. (2010). *La inflación en el Ecuador, un enfoque institucional, 1980-2009*. https://repositorio.puce.edu.ec/items/f37c8d86-5ec8-4d23-a840-f0657ab951c5

Hablemos de Quito con Rodolfo Muñoz. (2025). *¿Por qué perdimos nuestra moneda nacional? Caída del Sucre, Feriado Bancario y Dolarización*.

Hausmann, R. (1999). Should there be five currencies or one hundred and five? *Foreign Policy*, 65-79.

Hausmann, R., Panizza, U., & Stein, E. (2001). Why do countries float the way they float? *Journal of Development Economics*, *66*(2), 387-414.

Hume, D. (1752). Of Money. Essays moral, political and literary. En *The Philosophical Works of David Hume* (Vol. 3).

Jácome, L. I. (2004). *The late 1990s financial crisis in Ecuador: Institutional weaknesses, fiscal rigidities, and financial dollarization at work*.

Jácome, L. I., & Lönnberg, Å. (2010). *Implementing Official Dollarization*. International Monetary Fund.

Kelton, S. (2020). *The Deficit Myth: Modern Monetary Theory and the Birth of the People's Economy*. PublicAffairs.

Kenen, P. (1969). The theory of optimum currency areas: an eclectic view. En R. Mundell & A. Swoboda (Eds.), *Monetary Problems in the International Economy*. University of Chicago Press.

Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Harcourt; Brace.

Knapp, G. F. (1921). *Staatliche Theorie des Geldes*. Duncker & Humblot.

Labarca, N. J., Bravo, D. A., Polit-Vera, M. L., & Aucancela, J. M. (2020). Dolarización: una mirada teórica. *Revista ESPACIOS*, *798*, 1015.

Larrea, C. (2004a). Crisis, dolarización y pobreza en el Ecuador. En *Retos para la Integración Social de los Pobres en América Latina* (p. 167).

Larrea, C. (2004b). Dolarización y desarrollo humano en Ecuador. *Íconos. Revista de Ciencias Sociales*, (19), 43-53.

Lawson, W. J. (1852). *The History of Banking: With a Comprehensive Account of the Origin, Rise, and Progress of the Banks of England, Ireland, and Scotland*. Gould; Lincoln.

Marconi, S. (2001). La dolarización: un grand affaire de economía política. *Quito: Flacso-Ecuador*.
McKinnon, R. I. (1963). Optimum currency areas. *The American Economic Review*, *53*(4), 717-725.
Menger, C. (1892). The Origin of Money. *The Economic Journal*, *17*.
Mill, J. S. (1848). *Principles of Political Economy*. https://www.gutenberg.org/files/30107/30107-h/30107-h.html
Mises, L. von. (1949). *Human Action: A Treatise on Economics*.
Mishkin, F. S. (2007). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Pearson Education.
Moreno-Villalaz, J. L. (1998). Lessons from the monetary experience of Panama: A dollar economy with financial integration. *Cato Journal*, *18*, 421.
Moreno-Villalaz, J. L. (2005). Financial integration and dollarization: The case of Panama. *Cato Journal*, *25*, 127.
Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, *29*(4), 475-485.
Mundell, R. A. (1961). A Theory of Optimum Currency Areas. *The American Economic Review*, *51*(4), 657-665.
Naranjo Chiriboga, M. P. (2004). *Costos del abandono de la dolarización en Ecuador*. https://repositorio.flacsoandes.edu.ec/handle/10469/2260
North, D. C. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge University Press.
Ocampo, E. (2023). *Dolarización y Autonomía Monetaria*. [Substack newsletter]. Dolarización en Argentina. https://dolarizacionargentina.substack.com/p/dolarizacion-y-autonomia-monetaria
Olivera, J. H. G. (1980). Autonomía Monetaria, Heteronomía y Dinero Pasivo. *Ensayos Económicos*, (13), 5-8.
Padilla, L., & Rodriguez García-Brazales, Á. (2021). Can South America Form an Optimal Monetary Area? A Structural Vector Autoregression Analysis. *International Economics and Economic Policy*, *18*(2), 309-329. https://doi.org/10.1007/s10368-020-00490-2
Palacio, M. (2025). *La dolarización en Ecuador: ¿estabilizar la economía a palos?* https://www.economicas.uba.ar/extension/vocesenelfenix/la-dolarizacion-en-ecuador-estabilizar-la-economia-a-palos/
Perfeito Da Silva, P. (2024). The politics of capital mobility in dollarized economies: comparing Ecuador and El Salvador. *Review of International Political Economy*. http://ore.exeter.ac.uk/repository/handle/10871/137542
Quispe-Agnoli, M., & Whisler, E. (2006). Official dollarization and the banking system in Ecuador and El Salvador. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Atlanta*, *91*(3), 55.
Reinhart, C., & Calvo, G. A. (2000). *Fear of floating*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2882527
Robinson, J. A., & Acemoglu, D. (2012). *Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity and Poverty*. Profile.
Rodríguez, C. A. (2000). Dolarización. *Realidad y Reflexión*, *1*(1), 15-21. http://www.redicces.org.sv/jspui/handle/10972/2742
Savastano, M. A. (1996). *Dollarization in Latin America: Recent evidence and some policy issues*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=882905
Simmel, G. (2004). *The Philosophy of Money*. Routledge.
Spurrier, W. (2001). Los errores iniciales de la dolarización. *Macroeconomía y economía política en dolarización*, 39-51.

Tcherneva, P. R., & Cruz-Hidalgo, E. (2020). Dinero, poder y regímenes monetarios: por qué la naturaleza del dinero sí importa. *Revista de economía crítica*, (29), 1-15.

Testimony before the Subcommittee of the Committee on Banking and Currency, House of Representatives. (1912). *Testimony before the Subcommittee of the Committee on Banking and Currency, House of Representatives* (p. 1084).

Tucker, P. (2014). The lender of last resort and modern central banking: principles and reconstruction. *BIS Paper*, (79b). https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2504686

Wilkis, A. (2024). *Dolarizaciones: historias nacionales de una moneda global*. Fondo de Cultura Económica Argentina.

Woodford, M., & Walsh, C. E. (2005). Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy. *Macroeconomic Dynamics*, *9*(3), 462-468.

Wray, L. R. (2015). Modern Money Theory. En *The New Palgrave Dictionary of Economics* (pp. 1-13). Palgrave Macmillan.

Wray, L. R. (2020). The "Kansas City" Approach to Modern Money Theory. En *Levy Economics Institute of Bard College*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3650357

Yeyati, E. L. (2006). Financial dollarization: evaluating the consequences. *Economic Policy*, *21*(45), 62-118.



Banco Central del Ecuador

www.bce.fin.ec