

CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772



Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Economía
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

ASESORES EXTERNOS

COMITÉ CIENTÍFICO

Ernesto Cárdenas

Pontificia Universidad Javeriana-Cali

José Félix Cataño

Universidad de los Andes

Philippe De Lombaerde

NEOMA Business School y UNU-CRIS

Edith Klimovsky

Universidad Autónoma Metropolitana de México

José Manuel Menudo

Universidad Pablo de Olavide

Gabriel Misas

Universidad Nacional de Colombia

Mauricio Pérez Salazar

Universidad Externado de Colombia

Fábio Waltenberg

Universidade Federal Fluminense de Rio de Janeiro

EQUIPO EDITORIAL

Daniela Cárdenas

Karen Tatiana Rodríguez

William David Malaver

Estudiante auxiliar

Proceditor Ltda.

Corrección de estilo, armada electrónica,
finalización de arte, impresión y acabados
Tel. 757 9200, Bogotá D. C.

Gabriela Bautista Rodríguez

Fotografía de la cubierta

Indexación, resúmenes o referencias en

SCOPUS

Thomson Reuters Web of Science

(antiguo ISI)-SciELO Citation Index

ESCI (Emerging Sources Citation Index) - Clarivate Analytics

EBSCO

Publindex - Categoría B - Colciencias

SciELO Social Sciences - Brasil

RePEc - Research Papers in Economics

SSRN - Social Sciences Research Network

EconLit - Journal of Economic Literature

IBSS - International Bibliography of the Social Sciences

PAIS International - CSA Public Affairs Information Service

CLASE - Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades

Latindex - Sistema regional de información en línea

HLAS - Handbook of Latin American Studies

DOAJ - Directory of Open Access Journals

CAPEs - Portal Brasileiro de Informação Científica

CIBERA - Biblioteca Virtual Iberoamericana España / Portugal

DIALNET - Hemeroteca Virtual

Ulrich's Directory

DOTEC - Documentos Técnicos en Economía - Colombia

LatAm-Studies - Estudios Latinoamericanos

Redalyc

Universidad Nacional de Colombia

Carrera 30 No. 45-03, Edificio 310, primer piso

Correo electrónico: revcuaco_bog@unal.edu.co

Página web: www.ceconomia.unal.edu.co

Teléfono: (571)3165000 ext. 12308, AA. 055051, Bogotá D. C., Colombia

Cuadernos de Economía Vol. 44 No. 95 - 2025

El material de esta revista puede ser reproducido citando la fuente. El contenido de los artículos es responsabilidad de sus autores y no compromete de ninguna manera a la Escuela de Economía, ni a la Facultad de Ciencias Económicas, ni a la Universidad Nacional de Colombia.

UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA

Rector

Leopoldo Alberto Múnera Ruiz

Vicerrectora Sede Bogotá

Andrea Carolina Jiménez Martín

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

Decana

Liliana Alejandra Chicaiza Becerra

ESCUELA DE ECONOMÍA

Director

Óscar Arturo Benavidez González

VICEDECANATURA DE INVESTIGACIÓN Y EXTENSIÓN

Hernando Bayona Rodríguez

CENTRO DE INVESTIGACIONES PARA EL DESARROLLO - CID

Carlos Osorio Ramírez

DOCTORADO Y MAESTRÍA EN CIENCIAS ECONÓMICAS Y PROGRAMA CURRICULAR DE ECONOMÍA

Coordinador

Mario García Molina

CUADERNOS DE ECONOMÍA

EDITOR

Gonzalo Cóbbita

Universidad Nacional de Colombia

CONSEJO EDITORIAL

Matías Vernengo

Bucknell University

Liliana Chicaiza

Universidad Nacional de Colombia

Paula Herrera Idárraga

Pontificia Universidad Javeriana

Juan Miguel Gallego

Universidad del Rosario

Mario García Molina

Universidad Nacional de Colombia

Iván Hernández

Universidad de Ibagué

Iván Montoya

Universidad Nacional de Colombia, Medellín

Juan Carlos Moreno Brind

Universidad Nacional Autónoma de México

Manuel Muñoz Conde

Universidad Nacional de Colombia

Noemí Levy

Universidad Nacional Autónoma de México

Esteban Pérez Caldentey

Universidad de Pittsburgh

María Juanita Villaveces

Universidad Nacional de Colombia

CUADERNOS DE ECONOMÍA

VOLUMEN XLIV
NÚMERO 95
JULIO-DICIEMBRE 2025
ISSN 0121-4772

Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Economía
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

2025

Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-SinDerivadas 2.5 Colombia.

Usted es libre de:

Compartir - copiar, distribuir, ejecutar y comunicar públicamente la obra

Bajo las condiciones siguientes:

- **Atribución** — Debe reconocer los créditos de la obra de la manera especificada por el autor o el licenciante. Si utiliza parte o la totalidad de esta investigación tiene que especificar la fuente.
- **No Comercial** — No puede utilizar esta obra para fines comerciales.
- **Sin Obras Derivadas** — No se puede alterar, transformar o generar una obra derivada a partir de esta obra.

Los derechos derivados de usos legítimos u otras limitaciones reconocidas por la ley no se ven afectados por lo anterior.



El contenido de los artículos y reseñas publicadas es responsabilidad de los autores y no refleja el punto de vista u opinión de la Escuela de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas o de la Universidad Nacional de Colombia.

The content of all published articles and reviews does not reflect the official opinion of the Faculty of Economic Sciences at the School of Economics, or those of the Universidad Nacional de Colombia. Responsibility for the information and views expressed in the articles and reviews lies entirely with the author(s).

CONTENIDO

ARTÍCULOS

- Depósito a término fijo e indicador bancario de referencia:
análisis de la migración de tasas de interés en Colombia 647
*David Eduardo Donado Sierra, Mónica Andrea Arango Arango
y Santiago Bohórquez Correa*
- Reformas tributarias propuestas por el Fondo Monetario
Internacional en Ecuador: un análisis de equilibrio general 677
*José Ramírez-Álvarez, Guillermo Feijóo
y Katherine Maldonado-Hidrobo*
- Dinámica transicional entre productividad y eficiencia de la inversión
de los estados mexicanos: economía total y sector transporte 705
*Vicente Germán-Soto, Andrea N. Orozco Casas
y Reyna E. Rodríguez Pérez*
- La volatilidad en el precio de los alimentos de la canasta básica
en seis entidades de México (2018-2022) 737
*María del Rosario Granados Sánchez, Javier Galán Figueroa
y Luis Gómez Oliver*
- Relación entre el nivel socioeconómico y el rendimiento
académico escolar: evidencia de la Evaluación Censal
de Estudiantes 2019 789
Erick Lahura y Jhakelinhe Gonzales-Sinche
- La coordinación de las políticas monetaria y fiscal en Brasil
y la nueva matriz macroeconómica 823
Raphael José Pereira Freitas y Cleomar Gomes da Silva

Análisis del comovimiento entre los bonos verdes certificados,
los bonos verdes autoetiquetados y los bonos
convencionales (2018-2023) 857

*Oscar Darío Quiroz Mendoza, Nini Johana Marín Rodríguez
y Fabián Hernando Ramírez Atehortúa*

La dimensión territorial de la desigualdad educativa:
brechas regionales en el desempeño al finalizar
el nivel secundario argentino 893

Natalia Soledad Krüger y María Marta Formichella

Estudio bibliométrico de la economía de la cultura
en Colombia (2001-2023) 929

*Nora Elena Espinal-Monsalve, Linda Nataly Corredor-Martínez
y Valentina Sarmiento-Domínguez*

Caracterización de la desigualdad económica entre
las regiones de Colombia (2002-2022) 965

Lorena Sotelo-Forero y Luis-E. Vallejo-Zamudio

Sostenibilidad fiscal y pensiones universales: Las pensiones
públicas en Ecuador 997

Margarita Velín-Fárez

Una mirada analítica a los modelos de innovación agrícola 1025

Clarisa Solange Zamora Boza y María Amalia Trillo Holgado

Efectos del gasto público sobre el empleo en los estados
de México, 2006-2018: un enfoque espacial
para panel de datos 1061

*Pablo Mejía-Reyes, Luis Brito-Cruz
y Víctor Hugo Torres-Preciado*

RESEÑA

Second thoughts on Kahneman's thinking, fast and slow 1085

Freddy Cante

CONTENTS

PAPERS

- Fixed-term deposit and banking benchmark: An analysis
of interest rate migration in Colombia 647
*David Eduardo Donado Sierra, Mónica Andrea Arango Arango
y Santiago Bohórquez Correa*
- IMF proposed tax reforms in Ecuador: A general equilibrium analysis 677
*José Ramírez-Álvarez, Guillermo Feijóo
y Katherine Maldonado-Hidrobo*
- Transitional dynamics between productivity and investment
efficiency in Mexican states: Total economy and transportation
sector 705
*Vicente Germán-Soto, Andrea N. Orozco Casas
y Reyna E. Rodríguez Pérez*
- Food price volatility of the basic food basket in six Mexican
states (2018-2022) 737
*María del Rosario Granados Sánchez, Javier Galán Figueroa
y Luis Gómez Oliver*
- Relationship between socio-economic status and school
academic performance: Evidence from the 2019
Census Student Assessment 789
Erick Lahura y Jhakelinhe Gonzales-Sinche

The coordination of monetary and fiscal policies in Brazil and the New Macroeconomic Matrix <i>Raphael José Pereira Freitas y Cleomar Gomes da Silva</i>	823
Analysis of the comovement between certified green bonds, self-labelled green bonds and conventional bonds (2018-2023) <i>Oscar Darío Quiroz Mendoza, Nini Johana Marín Rodríguez y Fabián Hernando Ramírez Atehortúa</i>	857
The territorial dimension of educational inequality: regional performance gaps at the end of secondary education in Argentina <i>Natalia Soledad Krüger y María Marta Formichella</i>	893
Bibliometric study of the cultural economy in Colombia 2001-2023 <i>Nora Elena Espinal-Monsalve, Linda Nataly Corredor-Martínez y Valentina Sarmiento-Domínguez</i>	929
Characterization of economic inequality among the regions of Colombia (2002-2022) <i>Lorena Sotelo-Forero y Luis-E. Vallejo-Zamudio</i>	965
Fiscal sustainability and universal pensions: Public pensions in Ecuador <i>Margarita Velín-Fárez</i>	997
An analytical perspective on agricultural innovation models <i>Clarisa Solange Zamora Boza y María Amalia Trillo Holgado</i>	1025
Effects of government expenditure on employment in the Mexican states, 2006-2018: A spatial panel data approach <i>Pablo Mejía-Reyes, Luis Brito-Cruz y Víctor Hugo Torres-Preciado</i>	1061
REVIEW	
Second thoughts on Kahneman's thinking, fast and slow <i>Freddy Cante</i>	1085

DEPÓSITO A TÉRMINO FIJO E INDICADOR BANCARIO DE REFERENCIA: ANÁLISIS DE LA MIGRACIÓN DE TASAS DE INTERÉS EN COLOMBIA

David Eduardo Donado Sierra
Mónica Andrea Arango Arango
Santiago Bohórquez Correa

Donado Sierra, D. E., Arango Arango, M. A., & Bohórquez Correa, S. (2025). Depósito a término fijo e indicador bancario de referencia: análisis de la migración de tasas de interés en Colombia. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 647-676.

Esta investigación analizó la relación entre las tasas de interés de referencia más utilizadas en Colombia para la estandarización de los contratos financieros y la

D. E. Donado Sierra
Universidad de Medellín, Medellín (Colombia). <https://orcid.org/0000-0001-8382-0466>.
Correo electrónico: ddonado288@soyudemedellin.edu.co

M. A. Arango Arango
Universidad Nacional de Colombia, Facultad de Minas, Medellín (Colombia). <https://orcid.org/0000-0003-3757-7834>. Correo electrónico: moaarangoar@unal.edu.co

S. Bohórquez Correa
Universidad de Deusto, San Sebastián (España). <https://orcid.org/0000-0003-4267-5607>.
Correo electrónico: s.bohorquez@deusto.es

Sugerencia de citación: Donado Sierra, D. E., Arango Arango, M. A., & Bohórquez Correa, S. (2025). Depósito a término fijo e indicador bancario de referencia: análisis de la migración de tasas de interés en Colombia. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 647-676. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n95.109333>

Este artículo fue recibido el 4 de junio de 2023, ajustado el 24 de enero de 2024 y su publicación aprobada el 11 de marzo de 2024.

estabilidad económica del país. Se utilizaron vectores autorregresivos que evalúan los impactos de estas tasas, a través del canal de transmisión de política monetaria de préstamos bancarios sobre la inflación para el periodo 2010-2019. Las funciones impulso-respuesta y descomposición de la varianza de los modelos permiten reflejar una mejor transmisión en los precios al consumidor con el indicador bancario de referencia (IBR) que con la tasa de depósito a término fijo (DTF).

Palabras clave: política monetaria; tasas de interés; modelo de vectores autorregresivo; crédito.

JEL: E52, E43, C32, E37.

Donado Sierra, D. E., Arango Arango, M. A., & Bohórquez Correa, S. (2025). Fixed-term deposit and banking benchmark: An analysis of interest rate migration in Colombia. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 647-676.

This research analyzes the relationship between the most used reference interest rates in Colombia for the standardization of financial contracts and the country's economic stability. Autoregressive vectors were used to assess the impacts of these rates, through the transmission channel of monetary policy in bank lending, on inflation for the period 2010-2019. The impulse-response functions and variance decomposition of the models allow for a better reflection of transmission in consumer prices with the Reference Banking Indicator (IBR) than with the Fixed-Term Deposit Rate (DTF).

Keywords: Monetary policy; interest rates; vector autoregressive model; credit.

JEL: E52, E43, C32, E37.

INTRODUCCIÓN

Las tasas de interés de referencia (entendiéndose por *referencia* un indicador que determina el pago de intereses de un contrato financiero y que no es controlado o determinado por las partes involucradas) son utilizadas como vehículo para disminuir la complejidad en las negociaciones, facilitar la estandarización de los contratos financieros, reducir el costo de las transacciones y promover la liquidez del mercado (Bank for International Settlements [BIS], 2013).

En Colombia, se usa el indicador bancario de referencia (IBR) como indicador de liquidez de la economía; no obstante, muchos agentes, como entidades financieras, empresas privadas, entre otros, poseen activos y pasivos indexados al indicador, que, según estudios (Cardozo y Murcia, 2014), no transmite de manera oportuna y adecuada las expectativas de política monetaria de estos, como la tasa de depósito a término fijo (DTF). Aspectos como el rezago del cálculo (promedio ponderado de las captaciones a 90 días de la semana anterior a la fecha de cálculo), la vigencia del indicador (comprendida entre lunes y domingo de la semana siguiente al cálculo), la heterogeneidad del riesgo (mezcla de rentabilidades ofrecidas por instituciones financieras de mayor riesgo junto con retornos de las entidades de menor riesgo) y las deficiencias de mercado (derivados financieros que permitan tomar coberturas frente a la tasa casi inexistentes) hacen que la transición de este indicador hacia el IBR sea cada vez más necesario (Malagón *et al.*, 2014).

Este tema toma mayor importancia al entender que el objetivo principal del Banco de la República en su política monetaria es alcanzar y mantener una inflación baja y estable, así como lograr que el producto crezca alrededor de su tendencia de largo plazo, ya que esta es la única vía para lograr un crecimiento sostenido que pueda generar empleo y, a su vez, mejore la calidad de vida de la población (González *et al.*, 2019). De otro modo, si se presenta un ritmo de crecimiento no sostenible, la aparición de una crisis económica que traiga consigo deterioro en los indicadores sociales, caídas en la inversión y el empleo y la pérdida de confianza de la población es inminente.

Con el fin de evitar lo anterior, el Banco de la República utiliza la tasa de intervención que se refiere al interés mínimo que el banco cobra a los intermediarios financieros para regular la cantidad de dinero que circula en la economía. Las modificaciones que realiza sobre dicha tasa generan repercusiones en las tasas de interés de referencia del mercado (Huertas Campos *et al.*, 2005). Sin embargo, al seguirse celebrando contratos en el mercado financiero de Colombia con condiciones de tasa a DTF, es más complejo para el Banco de la República lograr los objetivos mencionados.

Para evaluar los impactos de las decisiones del Banco de la República, es importante conocer los mecanismos de política monetaria, denominados canales de transmisión, donde un aumento o disminución en la tasa de intervención tiene repercusiones en diferentes variables macroeconómicas, que finalmente logran llegar a la producción y estabilidad de los precios (Mishkin, 1995). Con el fin de

conocer la relación entre estas variables, Sims (1980) propuso un modelo de vectores autorregresivos (VAR) con el cual sustenta que es posible cuantificar los verdaderos efectos inducidos por un choque exógeno de política monetaria mediante el uso de estos y las funciones de impulso-respuesta respectivas, las cuales permiten analizar relaciones dinámicas del sistema propuesto e identificar las variables más significativas en este.

Esta investigación tiene como objetivo abordar la participación del IBR en el mercado financiero colombiano desde su creación y analizar los efectos que esta ha tenido en comparación con su par DTF sobre la economía, a través del canal de transmisión de préstamos bancarios de política monetaria, con el fin de evidenciar cómo la migración de un indicador a otro ha tenido repercusiones positivas para preservar la estabilidad monetaria y generar prosperidad, y así exponer a los inversionistas, administradores de portafolio, empresas y agentes del sistema financiero en general la comprensión de este fenómeno que resulta ser fundamental para mitigar los riesgos asociados a la volatilidad de tasas de interés en el diseño y la aplicación de estrategias financieras.

Siguiendo esta introducción, esta investigación tiene el siguiente orden. La primera sección es una revisión del marco teórico de canales de transmisión de política monetaria, la consolidación de aportes en el contexto nacional e internacional en cuanto a la eficacia de estos y un análisis de la evolución que han presentado las tasas de interés de referencia en Colombia para el periodo en análisis. La segunda sección describe la metodología empleada para sustentar el objetivo de esta investigación. El análisis de los datos, aplicación del modelo y discusión de resultados se revela en la tercera sección. Finalmente, se presentarán unas conclusiones y recomendaciones.

Canales de transmisión de la política monetaria

Para 1999, el Banco de la República decidió adoptar como medida de estabilidad económica el esquema de inflación objetivo en el cual anuncia una meta de inflación fijada en un rango, pretendiendo moverse en este a través del uso de la tasa de intervención como principal mecanismo. La decisión (aumento o disminución) sobre este instrumento tiende a transmitirse con cierto retardo sobre la inflación, pues, como lo evidencian Acosta y Coble (2011), los impactos logran verse únicamente tras haber afectado en primer lugar variables macroeconómicas de distinta índole en diferentes momentos. Los canales de transmisión de política monetaria se clasifican en:

- Canal tradicional keynesiano de tasa de interés
- Canal de crédito o préstamos bancarios
- Canal de tasa de cambio
- Canal del precio de los activos o capital de inversión
- Canal de expectativas de mercado

En esta investigación, nos centraremos en los dos primeros, dada las críticas que se tienen desde los diferentes puntos de vista económicos. El canal tradicional de tasa de interés, que fue planteado por Keynes, tiene el siguiente esquema:

$$\text{TIBR} \downarrow \Rightarrow M \uparrow \Rightarrow i_r \downarrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \quad (1)$$

La ecuación (1) se refiere a que las disminuciones en la tasa de intervención (TIBR $\downarrow$) incrementan la masa monetaria ($M \uparrow$) circulante en la economía, considerando el mecanismo de compra de activos financieros del Banco de la República mediante operaciones de mercado abierto (OMA). Así es como se logra disminuir el interés real del mercado ($i_r \Rightarrow [i - \pi_e] \downarrow$), generando descuentos en los costos de capital que traen consigo un incremento del gasto en los bienes durables y en vivienda de los hogares, así como un aumento del gasto en inversión por parte de las empresas ($I \uparrow$), lo que repercute en un incremento de la demanda agregada y el producto ($Y \uparrow$). La descripción anterior puede resumirse de manera que, como resultado del canal, los movimientos en los tipos de interés nominal se convierten en variaciones en los tipos de interés real que disminuyen el costo de endeudamiento (en este y todos los periodos siguientes), logrando que las empresas aumenten su inversión y los hogares la compra de bienes y servicios, y así generar un aumento del producto.

El monetarismo argumenta que la política monetaria afecta al mismo tiempo las siguientes variables: a) precios de los mercados de capitales financieros, b) precios de bienes durables o inmuebles y c) precios de renta variable (conocidos internacionalmente como *equities*) (Meltzer, 1995). Además, argumenta que el canal tradicional propuesto por Keynes no es capaz de capturar en su totalidad los efectos de riqueza y no contempla asimetrías en la información, pues no considera la existencia del sector financiero, suponiendo ausencia en los costos de transacción. En este último enfoque, los bancos no desempeñan un papel importante en la economía, y así se cumple la hipótesis de Modigliani y Miller (1958); para las empresas, es irrelevante la fuente de financiamiento en sus decisiones de inversión.

Bernanke y Gertler (1995) sustentan que la posesión de pasivos (depósitos bancarios) y emisión de activos (préstamos bancarios) sin contar con sustitutos cercanos hace que los bancos desempeñen un papel esencial en la economía. De esta manera, los activos representan la principal fuente de financiación para las pequeñas empresas y hogares donde existe ausencia de riqueza, por lo que cualquier cambio que afecte a los agentes bancarios en sus balances se trasladará desproporcionalmente a estos actores.

Aquí es donde surge el segundo de los canales de transmisión de política monetaria, el canal del crédito o préstamo bancario. El objetivo de un banco es captar excedentes de dinero de algunos agentes y colocarlos mediante créditos a agentes que demandan estos excedentes; esto último implica que un banco tiene la capacidad de crear dinero (generar emisión secundaria) a partir de los depósitos que en

su balance son catalogados como pasivos, donde una parte, comúnmente conocida como reserva bancaria, está custodiada por el banco central para regular la cantidad de dinero en circulación. La finalidad de un banco es, entonces, optimizar sus pasivos (compuestos por la suma del crédito recibido por el banco central y los depósitos bancarios de agentes del sistema financiero) para incrementar los activos (suma de la reserva bancaria que se encuentra en posesión del banco central y de los préstamos a otros agentes financieros).

El canal de préstamo bancario está establecido, entonces, de la siguiente forma:

$$\text{TIBR} \downarrow \Rightarrow \text{M} \uparrow \Rightarrow \text{D} \uparrow \Rightarrow \text{R} \uparrow \Rightarrow \text{PB} \uparrow \Rightarrow \text{I} \uparrow \Rightarrow \text{Y} \uparrow \quad (2)$$

La ecuación (2) se expresa verbalmente de forma que las disminuciones en la tasa de intervención de política monetaria ($\text{TIBR} \downarrow$) incrementan la masa monetaria ($\text{M} \uparrow$) circulante en la economía, lo que induce a los agentes financieros a depositar excedentes de dinero en los bancos ($\text{D} \uparrow$), permitiendo que estos últimos eleven el nivel de reservas ($\text{R} \uparrow$), y así lograr mayor volumen de préstamos bancarios ($\text{PB} \uparrow$), que son utilizados con fines de inversión ($\text{I} \uparrow$), generando un choque positivo en el producto ($\text{Y} \uparrow$).

Un dato importante es que las pymes son las que mayor financiamiento buscan a partir de los préstamos bancarios, debido a que su estructura financiera no es lo suficientemente robusta como para acceder al financiamiento a través de los mercados de capitales (emisión de bonos de deuda o acciones). Esto último es relevante si se considera que a 2019 la participación de las pymes en Colombia representaba más del 90 % del sector productivo nacional y generaba más el 35 % del producto interior bruto (PIB) del país (Torres-Medina y Márquez, 2020). Si bien los demás canales de transmisión son relevantes para la evaluación conjunta de la política monetaria, esta investigación se centra en el canal del préstamo bancario, pues es en este en que las tasas de interés objeto de estudio tienen mayor participación, como se evidencia en las siguientes secciones.

Eficacia de la política monetaria

La investigación sobre la compresión de mecanismos de transmisión ha sido preferida por la mayoría de los autores para el estudio sobre la efectividad de la política monetaria a nivel local e internacional (Quintero Otero, 2015). Esta exploración abarca específicamente la relación entre el sistema financiero y el crecimiento económico en el territorio nacional, así como la dinámica entre los bancos centrales y la estabilidad monetaria ante las coyunturas generadas por la banca comercial en el ámbito global.

Históricamente, se han encontrado evidencias sobre la existencia del canal de crédito o préstamos bancarios para Colombia. Maya (2002) contrastó la capacidad del Banco de la República de influir sobre el comportamiento de la economía a través la oferta de créditos de los bancos en la década de 1990. Huertas Campos

et al. (2005) encuentran también efectos significativos sobre las tasas de interés del mercado ante decisiones de política monetaria por parte de la autoridad en la primera década del siglo XXI, aunque este último estudio no comprende el impacto en la estabilidad de los precios y el crecimiento económico. Estos hallazgos son ratificados por los resultados de Restrepo Estrada y Restrepo Ochoa (2006), quienes demuestran que entre 1995 y 2005 las relaciones entre la tasa instrumento y la oferta de los créditos son significativas, cuando existe alta participación de estos sobre los activos totales de los agentes del sistema financiero. Años adelante, Restrepo *et al.* (2010) hallan evidencias de que las brechas de tasas de interés (diferencial entre la tasa instrumento y las tasas de mercado) tuvieron efectos considerables sobre el crecimiento económico hasta 2010.

En línea con estos aportes, el papel del sistema financiero en la transmisión de la política monetaria hacia el crecimiento económico pareciera relevante durante estos años para Colombia. No obstante, mundialmente Lokanan (2019) demuestra que la banca, en general, está sujeta a la presencia de tensiones financieras, lo que conlleva la manipulación de contratos y tasas, como lo fue el caso Lehman Brothers en 2008 en Estados Unidos y el escándalo LIBOR en 2012 en Europa.

Los sucesos anteriores desataron una crisis económica global, lo que llevó a la Reserva Federal, el banco central (Federal Reserve System [FED]), a utilizar prácticas de política monetaria de tipo no convencional para reactivar la economía, que, como lo demuestran Balcilar *et al.* (2020), tuvieron consecuencias en los mercados financieros globales, generando altos niveles de volatilidad luego de las crisis. Las economías emergentes se vieron afectadas por las decisiones de la FED y el Banco Central Europeo (BCE), como lo concluyen Apostolou y Bernir (2019) en su investigación. Nguyen *et al.* (2020) evidencian para el caso de Vietnam que el exceso de liquidez induce a los bancos a reducir las tasas de interés activas para facilitar la expansión del crédito, lo que hace que el endurecimiento de la política monetaria sea menos efectivo.

Considerando, entonces, que la política monetaria de economías desarrolladas ha tenido repercusiones sobre los países emergentes en los últimos años, logrando que los mecanismos de transmisión de política monetaria tengan menos impacto y que las tasas de interés de referencia no se encuentren exentas de ser manipulables representando un riesgo inherente para la economía, es pertinente analizar los efectos de la política monetaria por parte de los bancos centrales sobre las tasas de interés de referencia y el mercado de crédito más recientemente, y cómo, a su vez, estas pueden contribuir al crecimiento económico del país, tal como se resume en la tabla 1.

Los estudios anteriores han sido útiles para entender que la transmisión de decisiones de los bancos centrales en su política monetaria hacia el mercado se sigue presentando pese a coyunturas macroeconómicas. Sin embargo, desde la creación del IBR como sustituto candidato del DTF, no se ha realizado un análisis similar a los anteriores que permita comparar los efectos sobre el ciclo económico para

Tabla 1.
Exploración de literatura referente a la eficacia de la política monetaria

Autor	Geografía	Hallazgo en el análisis de transmisión	Herramienta de formalización (econometría)
Kim y Mehrotra (2022)	32 economías entre desarrolladas y emergentes	Evidencia de que los <i>shocks</i> de política monetaria tienen efectos más generalizados sobre la economía que las políticas regulatorias aplicadas al sistema financiero.	Paneles de vectores autorregresivos (Panel VAR)
Ferreira de Mendonça y Rodríguez Díaz (2023)	Brasil	Encuentra hallazgos de que el “desconocimiento” respecto de la tasa de interés de la política monetaria perjudica la rentabilidad bursátil, es decir, que la falta de información reduce el valor de mercado de las empresas.	Análisis de impulso-respuesta del modelo vectorial autorregresivo (VAR), OLS y GMM (por sus siglas en inglés)
Ilzetzki y Jin (2020)	21 economías de altos ingresos y países emergentes	Demuestra que los aumentos en las tasas de interés estadounidenses deprecian el dólar, pero estimulan el resto de la economía mundial.	Modelos aditivos generalizados (GAMA)
Gracia Cabrera y Misas Arango (2021)	Colombia	Expone que la relación entre el sistema financiero y el crecimiento económico a largo plazo es positiva, con mayor transmisión por parte del intermediado (bancario) que el no intermediado (valores) hacia usos productivos.	Modelo de crecimiento de Solow-Swan estimado a través de un VEC
Parra Amado (2018)	Colombia	Confirma la importancia de la banca central en Colombia según la estabilización de los precios y la suavización del ciclo económico en las últimas dos décadas, con inferencias de que la brecha de crédito es la que mayor impacto recibe ante choques monetarios.	Modelo de parámetros cambiantes de vectores autorregresivos (TVP-VAR)

Fuente: elaboración propia.

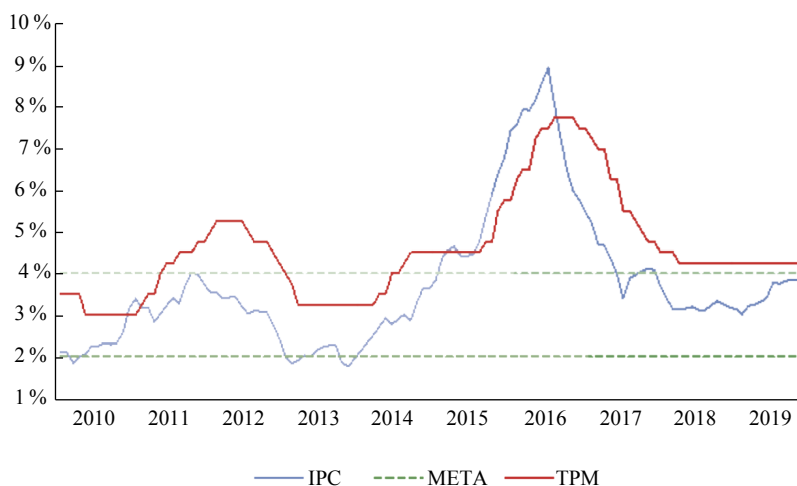
cada uno de estos indicadores. Este estudio es innovador en el sentido de que presenta un análisis del impacto de la creación de nuevas tasas de interés de referencia en la estabilidad económica del país en línea con la teoría del canal de crédito.

Evolución de las tasas de interés de referencia

Desde la adopción del esquema objetivo, el Banco de la República en Colombia ha desempeñado un papel activo en la sostenibilidad económica con sus decisiones de política monetaria, con el fin de anclar la inflación a un valor del 3 % (con una desviación de ± 1 %) mediante el uso de su principal mecanismo de transmisión. Específicamente, entre 2011 y 2013 y entre 2015 y 2018 la Junta Directiva del Banco de la República realizó procesos de endurecimiento de política monetaria con el fin de contrarrestar los efectos causados por diferentes aspectos que se presentaron en esos momentos, como lo fueron el fenómeno de El Niño (2010) y la caída en los precios internacionales del crudo (2014), y así lograr en la mayor parte del tiempo analizado cumplir con su objetivo principal de regular el alza de los precios a la meta deseada (figura 1).

Figura 1.

Serie de la tasa de interés de política monetaria (TPM) y variación mensual del índice de precios al consumidor (IPC)



Fuente: elaboración propia a partir de datos del Banco de la República.

Hasta 2007 la velocidad de transmisión de esta política en las tasas de interés de referencia daba evidencias de que la tasa de intervención no tendría impacto sobre el DTF, como lo exponen Cano Gamboa *et al.* (2008). Por lo anterior, surge en 2008 la necesidad de contar con un indicador que reflejara diariamente el verdadero costo del dinero en la economía, razón por la cual el Ministerio de Hacienda

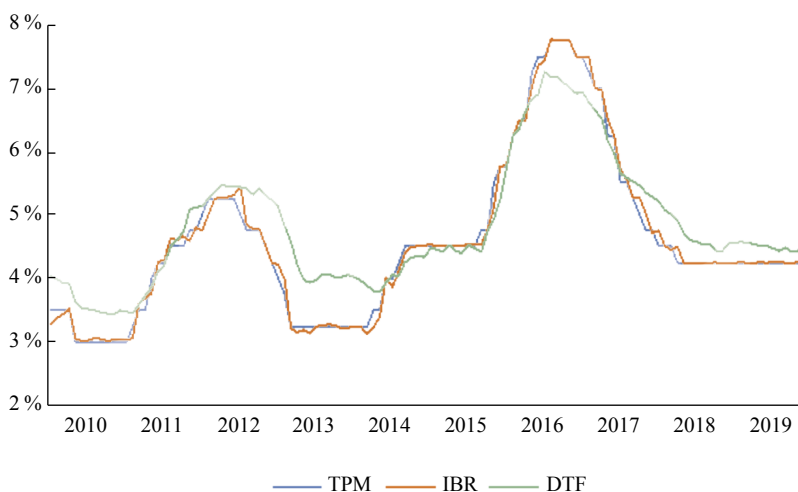
y Crédito Público (MinHacienda), en conjunto con el Banco de la República y la Asociación Bancaria y de Entidades Financieras de Colombia (Asobancaria), crean el IBR, una tasa de interés de referencia de corto plazo para el mercado.

El cálculo del IBR está a cargo del Banco de la República (Asobancaria, 2017) y no es más que la mediana entre las cotizaciones que los ocho bancos que operan en el país con los mayores niveles de capital, calidad del activo, capacidad de la gerencia, rentabilidad y situación de liquidez, además de la calificación de riesgo de largo plazo, requeridos por el Comité Rector (Asobancaria, 2019), ofrecen basados en la tasa a la que están dispuestos a prestar sus recursos o recibirlos en el mercado interbancario.

Si bien el comportamiento en el tiempo del DTF ha sido similar al de la tasa de intervención, esta no se adapta tan rápidamente en periodos de contracción, como sí ocurre con el IBR, en que observamos un ajuste casi inmediato a las decisiones del banco central para el plazo *overnight* (figura 2), ratificando la capacidad de esta tasa de referencia de adaptarse a las expectativas de los agentes del sistema financiero a corto plazo. Dadas estas bondades, se han introducido el cálculo del IBR para otros plazos como 1, 3, 6, 9 y 12 meses, que permitan crear curvas de largo plazo y reducir los impactos en otros tipos de mercado como de capitales y derivados para los intermediarios financieros.

Figura 2.

Series DTF mensual, IBR *overnight* y TPM



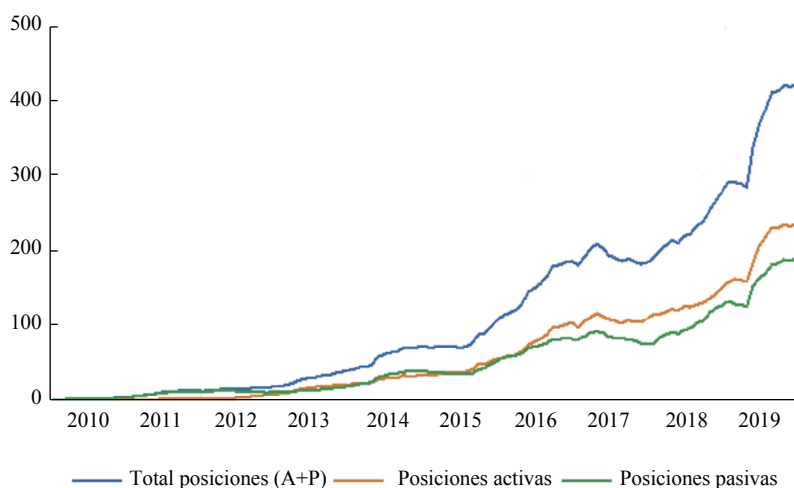
Fuente: elaboración propia a partir de datos del Banco de la República.

Las preferencias por los tipos de interés de tipo flotante (como es el caso del IBR por su esquema de formación) es cada vez más evidente si analizamos cómo la participación de los productos atados a este indicador ha ido incrementando con

el pasar de los años, alcanzando \$446 billones entre las posiciones activas (títulos contables que otorgan al comprador el derecho a recibir un ingreso futuro procedente del vendedor) y pasivas (deudas que tiene una empresa con otra y suponen la obligación de un pago normalmente en cuotas o periodos establecidos) de los agentes del sistema financiero colombiano a finales de 2019 según datos de la Superintendencia Financiera de Colombia (figura 3).

Figura 3.

Posiciones atadas al IBR (montos nominales en billones de pesos)



Fuente: elaboración propia a partir de datos de Asobancaria.

A pesar de las bondades que han expuesto diferentes agentes como Asobancaria y el Banco de la República, el IBR aún no se logra consolidar como tasa de referencia en el mercado de capitales, con solo un 12 % de la participación en el total de la cartera crediticia de los intermediarios financieros y menos del 5 % del *stock* de la deuda corporativa (MinHacienda, 2020). Este último contexto es clave para el análisis, al comprender que una mayor preferencia por el IBR en el mercado de crédito puede ayudar a generar prosperidad económica, en línea con la teoría de canales de transmisión de política monetaria.

Para confirmar lo anterior, se evalúa el canal del préstamo bancario, específicamente a través de dos tipos: a) la cartera crediticia total, en que se ha tenido una evolución importante según la contribución del producto nacional, alcanzando un 52 % aproximadamente del PIB a 2021, y b) la cartera comercial, la cual tiene el mayor porcentaje de participación (51,9 %) en la clasificación de la cartera (conformada por las actividades comerciales, de consumo, microcrédito y vivienda), como lo expone Clavijo (2021).

Lo anterior va de la mano de que históricamente se ha tenido en la cartera comercial un 80 % del total del *stock* atado a indicadores variables (mayormente DTF e IBR) según datos del Banco de la República y la Superintendencia Financiera de Colombia (Clavijo, 2021), lo que permite analizar de mejor forma las relaciones existentes entre los préstamos bancarios y los choques exógenos de política monetaria y su impacto en los precios si consideramos también que este tipo de cartera es la que recoge las posiciones activas y pasivas de los establecimientos de crédito de sus balances que tienen como objetivo financiar la producción y comercialización de bienes y servicios en sus diferentes fases. Para este análisis, se plantea el uso de la metodología propuesta por Sims (1980) que se describe a continuación.

METODOLOGÍA ECONOMETRICA

Los modelos de vectores autorregresivos (VAR) son un sistema de ecuaciones en forma de regresión, en que cada variable que se estima se encuentra en función de los valores rezagados de sí misma y de las demás variables que se toman en conjunto. Según Bernanke y Gertler (1995), estos modelos han demostrado estar en la capacidad de resumir la relación dinámica existente entre las variables, pues simulan la respuesta de cualquier variable ante un choque exógeno del sistema. Más adelante se evidencia que la mayoría de los autores se ha inclinado por el uso de estos modelos para evaluar los impactos de la política monetaria mediante el uso de series de tiempo. El modelo VAR propuesto por Sims (1980) ha tenido gran popularidad al ser un instrumento muy útil para el análisis empírico de series económicas, ya que presenta las siguientes propiedades:

- Parte de un enfoque ateorico.
- Es capaz de separar los efectos pasados que explican el vector de las variables endógenas a través de su pasado o mediante variables autorregresivas.

Si bien este modelo no se encuentra exento de críticas, dado que su principal limitación está dada por la reducción en los grados de libertad que es introducida por los rezagos de cada variable en los casos en los que se tienen muestras pequeñas, además de que el modelo estructural solo está compuesto por las variables que tratan de explicar las variaciones en ese sistema y se podría establecer así relaciones espurias en ausencia de fundamento teórico, las bondades de los modelos VAR, como lo argumenta Tsangarides (2010), radican en que cantidades significativamente menores en cuanto a las restricciones sobre los choques a evaluar permiten una mejor aproximación a la respuesta del modelo económico estructural. Otra opción sería la estimación de un vector de corrección de errores (VEC), sin embargo, se opta por utilizar el modelo VAR debido a que el VEC presenta problemas cuando hay series que presentan raíces cercanas a la unidad (Lin, 1996). Como se puede ver en la tabla 4, el DTF y el IBR pueden tener este problema, ya que su *p value* está cercano a los valores de rechazo. Además, Christoffersen y Diebold (1998) argumentan que las predicciones del VAR y el VEC son comparables tanto a corto como a largo plazo, aun cuando las series son no estacionarias.

VAR reducido

El caso más simple de los modelos VAR es el reducido, que está conformado por un sistema de ecuaciones de forma estándar en que todas las variables que se encuentran involucradas en el sistema son endógenas, dependiendo, a su vez, de los rezagos de sí mismas y de las demás. Se supone, además, que el sistema no posee componentes determinísticos y su forma de representación autorregresiva sería de orden finito, como se muestra en la ecuación (3):

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_t \rightarrow i.i.d(0, \Sigma_\varepsilon)$$

En este caso, Y_t es un vector de variables endógenas de tamaño $N \times 1$, donde Y_{t-i} serían los vectores de las mismas variables endógenas rezagadas también de tamaño $N \times 1$ para los i periodos existentes. A_0 es el vector de términos de intercepto de tamaño $N \times 1$ y A_i son las matrices $N \times N$ de coeficientes estimados por mínimos cuadrados ordinarios. Por último, ε_t es el vector $N \times 1$ de perturbaciones estocásticas que son independientes e idénticamente distribuidas a lo largo del tiempo con media cero e igual varianza (ruido blanco). Un modelo de vectores autorregresivos de orden 1 denotado VAR(1) para tres variables y_t , x_t y z_t se puede expresar de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} y_t &= a_1 + b_{11}y_{t-1} + b_{12}x_{t-1} + b_{13}z_{t-1} + u_t \\ x_t &= a_2 + b_{21}y_{t-1} + b_{22}x_{t-1} + b_{23}z_{t-1} + v_t \\ z_t &= a_3 + b_{31}y_{t-1} + b_{32}x_{t-1} + b_{33}z_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (4)$$

La ecuación (4) estaría representada en forma matricial de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \\ e_t \end{bmatrix}$$

Las variables y_t , x_t y z_t deben ser estacionarias (aplicar logaritmos y diferencias en caso de ser necesario) con el fin de que el VAR como sistema sea estacionario, según lo plantean Sims (1980) y Christiano *et al.* (1999).

VAR estructural

Como se mencionó en la introducción, una de las ventajas de los modelos VAR es la capacidad de analizar las relaciones existentes entre las variables del modelo a través de las funciones de impulso-respuesta (IRF, por sus siglas en inglés), las cuales permiten trazar la trayectoria del tiempo (valores actuales y futuros) de

las variables en el modelo a un aumento de una unidad en el valor actual de uno de los errores del VAR. En otras palabras, cuál es el efecto de un choque unitario (expresado en número de desviaciones estándar [DE]) de las variables z_t y x_t en y_t , y así para cada estimación de la ecuación (4).

Los modelos de vectores autorregresivos estructurales (SVAR, por sus siglas en inglés) se caracterizan por ser A_i una matriz invertible que contiene las restricciones sobre las variables de la ecuación (3) que viene dada por las relaciones macroeconómicas establecidas entre cada una de ellas. Distintas metodologías son impuestas para realizar este proceso, en que el ordenamiento de las variables desempeña un papel importante, según Amisano y Gianinni (1997), ya que las restricciones en la matriz implican que algunos choques no tienen efectos contemporáneos, de largo plazo o ambos, en una o todas las variables del sistema. La más común de todas es la descomposición de Cholesky, que asume lo anterior a través de la imposición de la triangular inferior y está representada matricialmente de la siguiente forma:

$$A_i Y_{t-i} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \\ z_t \end{bmatrix} \quad (5)$$

La lógica anterior, según Christiano *et al.* (1999), se argumenta de la siguiente forma: z_t y x_t no tienen efectos inmediatos sobre y_t , siendo el efecto de x_t sobre y_t únicamente capaz de ser evaluado en el periodo 2, sin z_t tener efectos aun sobre y_t . Para el periodo 3, se puede observar la evolución de y_t tras un efecto inducido en x_t y z_t , respectivamente.

ESTIMACIÓN

Datos

La relación teórica establecida por Bernanke y Gertler (1995) entre el sistema financiero (bancos) y el crecimiento económico de un país es el punto de partida para la aplicación del modelo propuesto. Dado lo anterior, se plantean cuatro modelos VAR de tres variables cada uno (ecuaciones 6, 7, 8 y 9).

$$Y_t = [\text{IPC}_m \quad \text{Cartera}_{\text{total}} \quad \text{IBR}] \quad (6)$$

$$Y_t = [\text{IPC}_m \quad \text{Cartera}_{\text{total}} \quad \text{DTF}] \quad (7)$$

$$Y_t = [\text{IPC}_m \quad \text{Cartera}_{\text{comercial}} \quad \text{IBR}] \quad (8)$$

$$Y_t = [\text{IPC}_m \quad \text{Cartera}_{\text{comercial}} \quad \text{DTF}] \quad (9)$$

Estos modelos están compuestos por la cartera de créditos total sin ajuste por titularización y por la cartera de créditos comercial del sistema financiero, cada uno

con las tasas de interés de referencia IBR y DTF utilizadas como *proxy* (aproximación a la variable objeto de análisis, en este caso, la tasa de intervención del banco central), asumiendo el ajuste a los choques exógenos de política monetaria que cada una de estas tenga. Finalmente, cada modelo tendrá la variación mensual del IPC como medida de estabilidad económica. La tabla 2 contiene la descripción de las series utilizadas.

Tabla 2.
Descripción de variables incluidas en la estimación y sus fuentes

Variable	Descripción	Frecuencia	Fuente
IPC _m	Variación mensual del IPC	Dato fin de mes	Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE)
Cartera _{total}	Cartera bruta total sin ajuste por titularización en moneda legal	Mensual, dato fin de mes	Banco de la República, con información de la Superintendencia Financiera de Colombia
Cartera _{comercial}	Cartera comercial en moneda legal	Mensual, dato fin de mes	
IBR	Indicador bancario de referencia <i>overnight</i> efectiva	Promedio semanal, dato fin de mes	Banco de la República
DTF	Tasa de DTF a 90 días	Mensual, dato fin de mes	Banco de la República con información de la Superintendencia Financiera de Colombia

Fuente: elaboración propia.

Todas las variables se encuentran en periodicidades mensuales, a excepción del IBR, para el cual se optó por utilizar el dato de fin de mes del promedio semanal calculado para el plazo *overnight*, pues es en este esquema de formación que se reflejan mayormente las expectativas de política monetaria por parte del banco central. El uso de datos mensuales posee ventajas sobre otro tipo de frecuencias, que, según Ojeda y Guzmán (2022), se ve manifestado en que las series de tiempo son más largas en la estimación del VAR tanto en los periodos totales como en los subperiodos, además de que la restricción de ortogonalidad propuesta por Cholesky dura solo la periodicidad con la que se trabaja el modelo, lo cual es consistente con el lapso en el que la autoridad monetaria se reúne y toma decisiones de políticas macroeconómicas para Colombia.

Las series de datos están comprendidas entre enero de 2010 (dado que la participación de activos y pasivos atados al IBR antes de este año era nulo, por lo que no sería posible observar los efectos inducidos en la cartera de créditos por parte de este indicador) y diciembre de 2019 (con el fin de no capturar las afectaciones del covid-19 en la actividad economía que se presentaron a partir de 2020).

Tabla 3.
Estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en los modelos en niveles

Estadístico	IPC _m	Cartera _{total}	Cartera _{comercial}	IBR	DTF
Media	3,74	303112,20	165935,20	4,59	4,81
Máximo	8,97	467275,30	233516,60	7,78	7,26
Mínimo	1,76	145160,40	87199,10	3,02	3,44
Desviación estándar	1,60	97839,28	46844,33	1,26	0,98
Asimetría	1,48	-0,05	-0,20	1,01	0,91
Curtosis	4,82	1,69	1,60	3,45	3,11
Jarque-Bera	60,34	8,67	10,61	21,30	16,65
Probabilidad	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00

Fuente: elaboración propia.

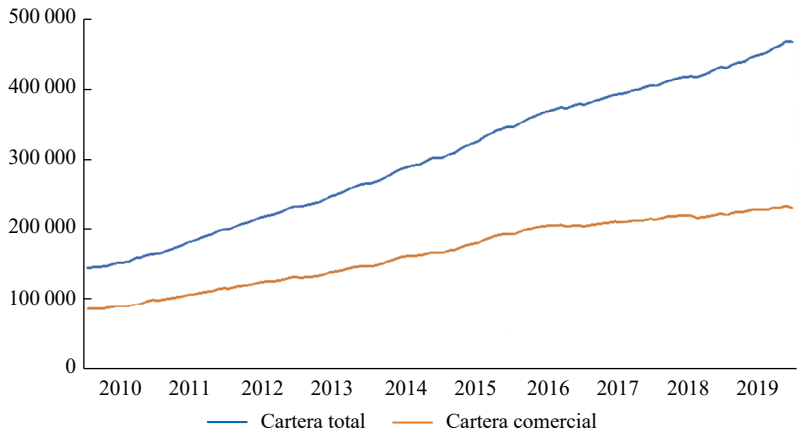
Para el periodo analizado, las variables demuestran poca desviación frente a su valor promedio en el caso de las tasas de interés e inflación según los datos de la tabla 3; sin embargo, se sugiere realizar pruebas de raíz unitaria para corroborar esa reversión. En este caso, la distribución de probabilidad leptocúrtica para las series en niveles sugiere la presencia de colas delgadas, lo cual implica una alta concentración alrededor de la media. Por su parte, las series de cartera brindan indicios de colas pesas, lo que implica una mayor probabilidad de ocurrencia a la exposición de eventos de mayor volatilidad. Se destaca el comportamiento de la tasa DTF con una curtosis muy cercana a 3. De acuerdo con el estadístico Jarque-Bera, con un nivel de confianza del 95 % se rechaza la hipótesis de normalidad de todas las series, según los datos de la tabla 3.

El comportamiento de las series indica una tendencia creciente para las variables cartera total y cartera comercial del sistema financiero (figura 4). Este resultado está alineado con el entorno del periodo analizado, el cual se caracteriza por tener una tasa de intervención de política monetaria promedio del 4,59 % que, comparativamente con otros periodos, es muy atractiva para la demanda de crédito, ya que en los últimos veinte años Colombia ha llegado a tener tasas hasta del 13,25 %.

Por su parte, se observan periodos de incrementos y decrecimientos no constantes para el IPC_m, IBR y DTF (figuras 1 y 2), evidenciando la variabilidad de la economía colombiana, la cual se caracteriza por políticas que buscan el objetivo de mantener una inflación en la senda de la meta entre el 2 % y el 4 %, de ahí que la TPM tenga un comportamiento similar a la inflación respondiendo al control que realiza la banca central.

De lo anterior, la evidencia gráfica indica que las series no son estacionarias en media, incentivando a realizar pruebas de raíz unitaria, toda vez que es un requisito para aplicar los modelos econométricos. Para verificar formalmente, se realizan las pruebas de estacionariedad de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y Phillips-Perron (PP), con el objetivo de identificar la presencia de raíz unitaria por ambos métodos.

Figura 4.
Cartera de créditos total sin ajuste por titularización y cartera de créditos comercial del sistema financiero



Fuente: elaboración propia a partir de datos del Banco de la República.

En las tablas 4 y 5, las pruebas de raíz unitaria indican la no estacionariedad de las series en niveles, con un nivel de significancia del 5 %. Aplicando la transformación de las series de cartera de créditos total y comercial en tasas de cambio porcentual (logaritmos) y en primeras diferencias para las demás variables (IPC_m , IBR y DTF), se corrobora un precio estacionario en media al 5 % de significancia estadística.

Tabla 4.
Pruebas de raíz unitaria ADF

ADF (intercepto)				
Variables	Niveles		Diferencias	
	Rezagos	Valor <i>p</i>	Rezagos	Valor <i>p</i>
IPC_m	1	0,3410	0	0,0000
Cartera _{total}	0	0,6399	5	0,3327
Cartera _{comercial}	0	0,9965	0	0,4545
DTF	3	0,0293	3	0,0166
IBR	3	0,1218	2	0,0332

Fuente: elaboración con base en los resultados de las pruebas realizadas en EViews.

Tabla 5.
Pruebas de raíz unitaria PP

PP (intercepto)				
Variables	Niveles		Diferencias	
	Rezagos	Valor <i>p</i>	Rezagos	Valor <i>p</i>
IPC _m	7	0,3844	4	0,0000
Cartera _{total}	0	0,9825	6	0,0000
Cartera _{comercial}	2	0,4661	5	0,0000
DTF	8	0,3656	5	0,0000
IBR	8	0,3495	7	0,0000

Fuente: elaboración propia a partir de resultados de las pruebas realizadas en EViews.

En la tabla 6, se observa gran concentración de valores en torno a la media por una curtosis mayor de 3 y desviaciones muy mínimas en relación con el promedio. Validado nuevamente el supuesto de normalidad, se evidencia que las variables de tasas de interés continúan rechazando la hipótesis; por el contrario, las series de cartera no rechazan esta hipótesis, que, dicho de otro modo, sugiere que los residuos de ambas series no se distribuyen normalmente. Dado que el análisis econométrico en este caso va dirigido a cumplir los supuestos del modelo VAR, se sugiere corroborar la distribución de los errores como sistema y no para cada serie independiente.

Tabla 6.
Estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en los modelos en diferencias

Estadístico	IPC _m	Cartera _{total}	Cartera _{comercial}	IBR	DTF
Media	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00
Máximo	0,69	0,03	0,03	0,65	0,51
Mínimo	−0,87	0,00	−0,01	−0,77	−0,36
Desviación estándar	0,28	0,01	0,01	0,22	0,15
Asimetría	−0,45	0,18	−0,08	−0,16	0,65
Curtosis	3,96	3,22	3,11	5,57	4,83
Jarque-Bera	8,61	0,87	0,20	33,23	24,99
Probability	0,01	0,65	0,91	0,00	0,00

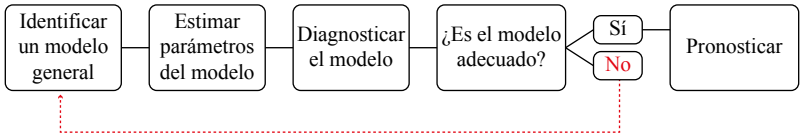
Fuente: elaboración propia.

Una vez validada la estacionariedad individual de cada serie, se realizó el proceso de estimación de los modelos VAR planteados bajo la metodología Box-Jenkins (figura 5), esto es, seleccionando el número óptimo de rezagos bajo los criterios de información de Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannan-Quinn (HQ), con el fin de cumplir los supuestos de no autocorrelación, normalidad y varianza constante de los errores. Los resultados de estas pruebas se encuentran en el anexo 1.

Estos criterios sugieren el uso de tres rezagos para cada modelo, como se observa en los valores marcados con (*) del anexo 2, con el fin de no incumplir los supuestos planteados, a un nivel de significancia del 5 %.

Figura 5.

Flujograma de la metodología de Box-Jenkins para la estimación de un modelo



Fuente: elaboración propia

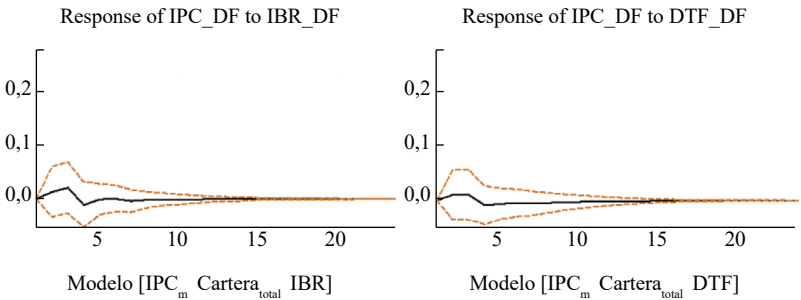
Resultados

La meta de inflación del Banco de la Republica reconoce la complejidad de tener un resultado exacto en el control de la variación de precios; por tanto, asume una oscilación de 1 punto porcentual por encima o por debajo del 3 % definido como objetivo. En atención a esto, en el canal de préstamos bancarios con la cartera total como medida de actividad económica, la figura 6 muestra el impulso-respuesta que generan el IBR y el DTF sobre la inflación.

La máxima respuesta del IPC_m es de un 2 % para el tercer periodo en el modelo con IBR, descendiendo luego hasta -1% en el cuarto periodo. Similarmente, se evidencia en el modelo con el DTF una respuesta máxima del 1 % en el tercer periodo, para luego disminuir en el cuarto periodo hasta un -1% , a un nivel de significancia del 5 %, resultados que resultan no ser estadísticamente significativos. A partir del quinto periodo, la relación entre las variables es mínima o casi nula para ambos modelos.

Figura 6.

Respuesta de la variación mensual del IPC a un choque unitario en las tasas de interés de referencia IBR y DTF



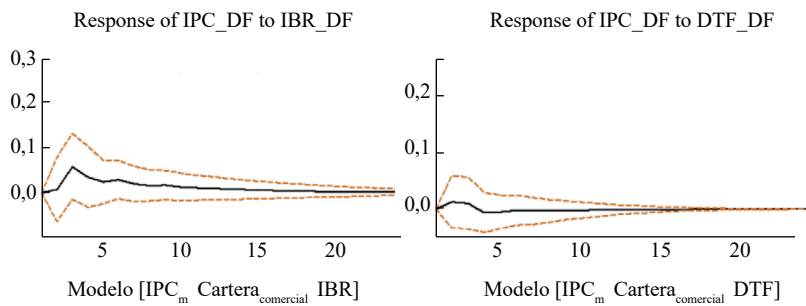
Fuente: elaboración propia con base en los resultados estimados del modelo VAR en EViews.

En ambos casos, se presentan evidencias empíricas que sugieren un choque positivo de ambas tasas sobre el IPC. Este efecto se da alineado con la política del banco central de una DE, es decir, conservando el piso y techo de 1 punto porcentual sobre la meta objetivo.

Por su parte, en los modelos con cartera comercial del sistema financiero como medida de actividad económica, la respuesta máxima de la variación IPC ante un impulso positivo del IBR es del 5,8 % en el tercer periodo (siendo esta estadísticamente significativa al 5 %) y del DTF es del 1,3 % (no significativa) en el segundo periodo, como se observa en la figura 7. Posteriormente a estos incrementos, es posible observar conjuntamente un decrecimiento en estos efectos, en que en el modelo con el IBR como choque exógeno se presenta de manera constante. En resumen, los incrementos en las tasas de interés de referencia por choques exógenos de política monetaria disminuyen los precios al consumidor a largo plazo luego del tercer mes, considerando la frecuencia de las series.

En conclusión, la evidencia sugiere que, al contrastar los resultados con ambas tasas, la transmisión de la política monetaria en un periodo de 90 días tiene mayor impacto en la disminución de la inflación, dadas las expectativas de captación y colocación de los bancos comerciales, considerando su rol de formadores del IBR, por medio del crédito que es usado con fines productivos y de comercialización (cartera comercial) en la economía colombiana, mientras los efectos desde una tasa de captación como es el DTF son menores.

Figura 7.
Respuesta de la variación mensual del IPC a un choque unitario en las tasas de interés de referencia IBR y DTF



Fuente: elaboración propia con base en los resultados estimados del modelo VAR en EViews.

Un estudio causal de las relaciones existentes dado por los impulsos-respuesta del modelo VAR debe ir acompañado de un sustento estadístico de esta. Para esto, se utilizó la prueba de causalidad en el sentido de Granger, una de las más usadas a nivel econométrico para este tipo de análisis. Esta prueba contrasta con la hipótesis nula de que no existe una causalidad en la dirección ($Y \rightarrow X$) contra

la hipótesis alternativa de que sí existe. En las tablas 7 y 8, se encuentran los resultados de estas pruebas.

Tabla 7.

Causalidad de Granger para modelos propuestos con cartera total del sistema financiero

Variable dependiente: IPC_m					
Variable	Chi-sq	Prob.	Variable	Chi-sq	Prob.
Cartera _{total}	2,76	0,43	Cartera _{total}	2,65	0,45
IBR	1,81	0,61	DTF	0,89	0,83
En conjunto	4,74	0,58	En conjunto	3,80	0,70

Fuente: elaboración propia.

Tabla 8.

Causalidad de Granger para modelos propuestos con cartera comercial del sistema financiero

Variable dependiente: IPC_m					
Variable	Chi-sq	Prob.	Variable	Chi-sq	Prob.
Cartera _{comercial}	4,05	0,26	Cartera _{comercial}	3,55	0,31
IBR	7,03	0,07	DTF	0,71	0,87
En conjunto	10,74	0,10	En conjunto	4,70	0,58

Fuente: elaboración propia.

De lo anterior se puede concluir que solo el IBR causa en el sentido de Granger al IPC_m , con un nivel de confianza del 90 %, tanto individualmente como en conjunto con la cartera comercial, sobre los 24 periodos proyectados en los impulsos-respuesta. Dicho de otra forma, variaciones pasadas en el IBR y la cartera comercial causan las variaciones actuales de los precios al consumidor, a un nivel de significancia del 10 %. Este resultado refleja la importancia del indicador para el control de política monetaria, en especial, en momentos de elevados niveles en la inflación.

Este es un resultado importante para esta investigación, pues, como se planteó, uno de los mecanismos mediante el cual la autoridad monetaria espera regular el alza en los precios es impactando la oferta y demanda crediticia por parte de los agentes del sistema financiero, que toman decisiones de gasto o inversión a través de la emisión o adquisición de deuda basados en el costo asociado a esta, en este caso, la del mercado interbancario, la cual se acopla de mejor forma a las decisiones de política monetaria.

Otro análisis empleado para llegar al juicio anterior se resume en la tabla 9, donde los resultados de la descomposición de la varianza demuestran que los choques

positivos del IBR explican entre el 3 % y el 7 % de las variaciones del IPC_m en los 24 periodos después del choque. Estos resultados son estadísticamente significativos al 5 %. De ahí que el efecto del IBR sobre la variación de precios se evidencia tanto a corto como a largo plazo.

Tabla 9.
Descomposición de la varianza de los choques sobre la variación mensual del índice de precios al consumidor en el modelo con IPC, cartera comercial e IBR

Periodo proyectado	Error estándar	IPC_m	Cartera comercial	IBR
1	0,266502	100	0	0
3	0,318195	96,19854	0,390393	3,411069
6	0,328471	92,77969	1,525822	5,694485
9	0,332914	91,92232	1,658349	6,419327
12	0,334736	91,57224	1,701666	6,726097
24	0,335955	91,33597	1,730657	6,933377

Fuente: elaboración propia con base en las estimaciones del VAR.

Por su parte, en el modelo con el DTF y la cartera comercial, las variaciones de la inflación son explicadas por variaciones en el DTF en menos de un 1 % sobre los 24 periodos proyectados en la simulación de acuerdo con la tabla 10, lo que ratifica que esta última tasa no tiene impactos en la estabilidad de los precios. Según la evidencia empírica, la tasa estimada de los certificados de depósito fijo con vencimiento a 90 días, emitidos por bancos, compañías de financiamiento comercial y corporaciones financieras, no refleja los efectos que los cambios de la política monetaria tienen sobre las tasas de colocación de carteras. En este sentido, el IBR se convierte en el referente tanto para los demandantes como para los oferentes de liquidez.

Tabla 10.
Descomposición de la varianza de los choques sobre la variación mensual del IPC al consumidor en el modelo con IPC, cartera comercial y DTF

Periodo proyectado	Error estándar	IPC_m	Cartera comercial	DTF
1	0,246051	100	0	0
3	0,285065	99,34742	0,327217	0,32536
6	0,293962	95,10579	4,49829	0,395915
9	0,294953	94,52332	5,048536	0,428146
12	0,295039	94,46876	5,093642	0,437601
24	0,295052	94,46367	5,095515	0,440814

Fuente: elaboración propia con base en las estimaciones del VAR.

CONCLUSIONES

Este estudio presentó un análisis entre la dinámica del sistema financiero y la estabilidad económica en línea con uno de los canales de transmisión de política monetaria como el canal de crédito o préstamos bancarios. Se aplicó el modelo de vectores autorregresivos estructurales propuesto por Sims (1980), con el fin de evaluar esta relación a través de dos tipos de cartera de crédito de los agentes del sistema financiero entre 2010 y 2019 con datos en frecuencias mensuales. Si bien se ha demostrado la existencia de otro tipo de canales, como el de tipo de cambio y la tasa de interés para el periodo de análisis (Garzón, 2019), los resultados apoyan las evidencias de los diferentes autores mencionados en esta investigación de que el canal de política monetaria de préstamos bancarios ha tenido inferencias sobre el crecimiento y la estabilidad económica en los últimos años en Colombia.

Si bien las limitaciones de este artículo están dadas por la incapacidad de reconstruir el canal teórico de préstamos bancarios en su totalidad para cada tasa de interés de referencia por indisponibilidad de información, las aproximaciones con los datos disponibles reflejan un mayor impacto en los precios al consumidor con el IBR que con el DTF como *proxys* de la tasa-instrumento del banco central a través de la cartera comercial de los agentes del sistema financiero, según las respectivas funciones de impulso-respuesta, pruebas de causalidad de Granger y descomposición de la varianza.

Esta investigación es útil para constatar la hipótesis de que una transición más acelerada de los tipos de interés de referencia DTF hacia IBR ayudaría a generar prosperidad económica, en línea con el objetivo principal del Banco de la República, pues las ventajas de este último indicador radica en que las personas y las empresas tienen certeza de que las tasas que estarían recibiendo por sus depósitos o pagando por sus obligaciones refleja el costo diario del dinero, aspectos que no ocurren con el primer referente, pues, al no poderse gestionar los riesgos asociados, se vuelve algo contraproducente en relación con la emisión y adquisición de deuda por parte de las empresas y los consumidores. No obstante, las implicaciones de esta decisión están relacionadas en materia de mercado con los costes asociados a los procesos operativos, financieros y legales en los que los agentes deben incurrir para llevar a cabo la transición de un referente a otro, requiriendo hacerlo de forma más ordenada e informativa hacia los consumidores en que la decisión final resulta ser netamente de estos actores.

Cabe resaltar que esta investigación abarca una época macroeconómica sin mayores hechos turbulentos, como lo fue posteriormente al periodo de análisis la pandemia de covid-19, por lo que una siguiente investigación podría estar enfocada en analizar cómo reaccionarían los modelos planteados en estas circunstancias, en que las autoridades monetarias desempeñaron un papel importante en la estabilidad económica.

REFERENCIAS

1. Acosta, S., & Coble, D. (2011). Monetary transmission in dollarized and non-dollarized economies: The cases of Chile. *IMF Working Papers*, 11(87), 1-21. <https://doi.org/10.5089/9781455234>
2. Amisano, G., & Gianinni, C. (1997). *Topics in structural VAR econometrics*. Springer.
3. Apostolou, A., & Beirne, J. (2019). Volatility spillovers of unconventional monetary policy to emerging market economies. *Economic Modelling*, 79, 118-129. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.10.006>
4. Asobancaria. (2017). *Reglamento del indicador bancario de referencia*. <https://www.asobancaria.com/wp-content/uploads/2018/03/2017-12-15-Reglamento-IBR.pdf>
5. Asobancaria. (2019). *Metodología de selección de las entidades financieras que participaran en el esquema del indicador bancario de referencia*. <https://www.asobancaria.com/wp-content/uploads/2019-08-metodologia-de-seleccion-entidades-actualizada-VF.pdf>
6. Balcilar, M., Ozdemir, Z., Ozdemir, H., & Wohar, M. (2020). Fed's unconventional monetary policy and risk spillover in the US financial markets. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 78, 42-52. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2020.01.004>
7. Bank for International Settlements. (2013). *Towards better reference rate practices: A central bank perspective*. <https://www.bis.org/publ/othp19.pdf>
8. Bernanke, B., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.27>
9. Cano Gamboa, C. A., Orozco Chávez, M., & Sánchez Betancur, L. A. (2008). Mecanismo de transmisión de las tasas de interés en Colombia (2001-2007). *Cuadernos de Economía*, 27(48), 209-240. <http://www.scielo.org.co/pdf/ceco/v27n48/v27n48a08.pdf>
10. Cardozo, P., & Murcia, A. (2014). El IBR y la DTF como indicadores de referencia. *Reportes del Emisor*, 187, 1-7. <https://www.asobancaria.com/wp-content/uploads/Reportes-del-Emisor-El-IBR-y-la-DTF-como-Indicadores-de-Referencia.pdf>
11. Christiano, L., Eichenbaum, M., & Evans, C. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? En *Handbook of macroeconomics* (pp. 65-148). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)01005-8](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)01005-8)
12. Christoffersen, P. F., & Diebold, F. X. (1998). Cointegration and long-horizon forecasting. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(4), 450-456. <https://doi.org/10.2307/1392613>
13. Clavijo, S. (2021). Transmisión crediticia, liquidez y capital bancario en Colombia. *Documento CEDE*, 20. <https://repositorio.uniandes.edu.co/entities/publication/ea371e19-613e-4da9-af42-a590c63c0a56>

14. Ferreira de Mendonça, H., & Rodríguez Díaz, R. R. (2023). Can ignorance about the interest rate and macroeconomic surprises affect the stock market return? Evidence from a large emerging economy. *The North American Journal of Economics and Finance*, 64, 101868. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2022.101868>
15. Garzón, N. (2019). Impactos y canales de transmisión de la política monetaria en Colombia, 2008-2019. *Econografos Escuela de Economía*, 144, 1-33. <https://fce.unal.edu.co/media/files/CentroEditorial/documentos/econografos/EE/econografos-EE-144.pdf>
16. González, A., Huertas, C., Parra, J., & Vargas, H. (2019). *Proceso de toma de decisiones de política monetaria del Banco de la República y comunicación sobre política monetaria*. Banco de la República. <https://www.banrep.gov.co/sites/default/files/paginas/proceso-de-toma-decisiones-de-politica-monetaria.pdf>
17. Gracia Cabrera, D., & Misas Arango, M. (2021). Relación entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico en Colombia en el periodo 1994-2018. *Cuadernos de Economía*, 40(83), 361-382. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v40n83.79314>
18. Huertas Campos, C. A., Jalil Barney, M. A., Olarte Armenta, S., & Romero Aponte, J. V. (2005). Algunas consideraciones sobre el canal del crédito y la transmisión de tasas de interés en Colombia. *Revista del Banco de la República*, 78(932), 70-116. <https://publicaciones.banrep cultural.org/index.php/banrep/article/view/9775>
19. Ilizetzi, E., & Jin, K. (2020). The puzzling change in the international transmission of U.S. macroeconomic policy shocks. *Journal of International Economics*, 130, 103444. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2021.103444>
20. Kim, S., & Menhrotra, A. (2022). Examining macroprudential policy and its macroeconomic effects: Some new evidence. *Journal of International Money and Finance*, 128, 102697. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2022.102697>
21. Lin, J. L., & Tsay, R. S. (1996). Co-integration constraint and forecasting: An empirical examination. *Journal of Applied Econometrics*, 11(5), 519-538. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199609\)11:5%3C519::AID-JAE410%3E3.0.CO;2-Q](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199609)11:5%3C519::AID-JAE410%3E3.0.CO;2-Q)
22. Lokanan, M. E. (2019). The banks and market manipulation: A financial strain analysis of the libor fraud. En C. Lehman (ed.), *Beyond perceptions, crafting meaning* (vol. 21, pp. 73-103). Emerald Publishing Limited. <https://doi.org/10.1108/S1041-706020190000021004>
23. Malagón, J., Bejarano, L., Vaca, A., & Acuña, R. (2014). Una mejor transmisión de la política monetaria en Colombia: Reemplazo de la DTF por el IBR. *Semana Económica*, 966. https://www.asobancaria.com/wp-content/uploads/2018/02/Sem_966.pdf

24. Maya, J. (2002). El crédito como mecanismo de transmisión de la política monetaria: Teoría y aplicación al caso colombiano. *Ecós de Economía*, 6(14), 58-69. <https://repository.eafit.edu.co/server/api/core/bitstreams/d28dbe24-b32a-494e-b910-7120b9fa5373/content>
25. Meltzer, A. H. (1995). Monetary, credit and (other) transmission processes: A monetarist perspective. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 49-72. <https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.9.4.49>
26. Ministerio de Hacienda y Crédito Público. (2020). *Política pública para un mayor desarrollo del sistema financiero*. https://www.minhacienda.gov.co/webcenter/ShowProperty?nodeId=%2FConexionContent%2FWCC_CLUSTER-148012%2F%2FidcPrimaryFile&revision=latestreleased
27. Mishkin, F. S. (1995). Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3-10. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.3>
28. Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261-297. https://gvpesquisa.fgv.br/sites/gvpesquisa.fgv.br/files/arquivos/terra_-_the_cost_of_capital_corporation_finance.pdf
29. Nguyen, T. V. H., Pham, T. T. T., Nguyen, C. P., Nguyen, T. C., & Nguyen, B. T. (2020). Excess liquidity and net interest margins: Evidence from Vietnamese banks. *Journal of Economics and Business*, 110, 105893. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2020.105893>
30. Ojeda, J., & Guzmán, O. (2022). Multiplicadores fiscales y política monetaria en Colombia: Un análisis contrafactual. *Cuadernos de Economía*, 41(87), 609-650. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v41n87.86019>
31. Parra Amado, D. (2018). *Transmisión de la política monetaria en Colombia: Una aproximación TVP-VAR* [tesis de maestría, Universidad Nacional de Colombia]. https://repositorio.unal.edu.co/bitstream/handle/unal/76505/Thesis_Daniel_Parra_TVP-VAR.pdf?sequence=1&isAllowed=y
32. Quintero Otero, J. D. (2015). Impactos de la política monetaria y canales de transmisión en países de América Latina con esquema de inflación objetivo. *Ensayos sobre Política Económica*, 33(76), 61-75. <https://doi.org/10.1016/j.espe.2015.02.001>
33. Restrepo Estrada, M.^a I., & Restrepo Ochoa, D. C. (2006). ¿Existe el canal del crédito bancario? Evidencia para Colombia en el periodo 1995-2005. *Perfil de Coyuntura Económica*, 8, 121-140. <https://revistas.udea.edu.co/index.php/coyuntura/article/view/2320/1892>
34. Restrepo, S. I., Martínez, L. E., & Lopera, M. (2010). Una estimación de los impactos de la tasa de interés en el ciclo económico de Colombia, 1986-2010. *Perfil de Coyuntura Económica*, 18, 53-77. <https://revistas.udea.edu.co/index.php/coyuntura/article/view/13245/11871>

35. Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
36. Torres-Medina, F., & Márquez, F. J. (2020). Sector mipyme en Colombia: entre la informalidad y la formalización. *Revista de Economía & Administración*, 17(2), 37-59. <https://revistas.uao.edu.co/ojs/index.php/REYA/article/view/321>
37. Tsangarides, C. (2010). Monetary policy transmission in Mauritius using a VAR analysis. *Working Paper*, 10(36), 1-34. <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Monetary-Policy-Transmission-in-Mauritius-Using-a-VAR-Analysis-23594>

ANEXO

Anexo 1. Contraste de hipótesis sobre los supuestos de los errores

Tabla A1.1.
Prueba LM de autocorrelación para todos los modelos estimados

Rezago	Modelo							
	Cartera total e IBR		Cartera comercial e IBR		Cartera total y DTF		Cartera comercial y DTF	
	LM-Stat	Valor-p	LM-Stat	Valor-p	LM-Stat	Valor-p	LM-Stat	Valor-p
1	8,28	0,51	33,71	0,00	8,76	0,46	9,66	0,38
2	12,15	0,20	29,54	0,00	7,60	0,57	9,93	0,36
3	14,37	0,11	33,21	0,00	15,68	0,07	8,98	0,44
4	7,63	0,57	33,67	0,00	9,65	0,38	8,61	0,47

Fuente: elaboración propia a partir de la estimación realizada en EViews.

Tabla A1.2.
Prueba de normalidad sobre los residuales (Urzua) con hipótesis nula de distribución normal de los residuos multivariados con estadístico Jarque-Bera (JB)

Componente	Modelo							
	Cartera total e IBR		Cartera comercial e IBR		Cartera total y DTF		Cartera comercial y DTF	
	JB	Valor-p	JB	Valor-p	JB	Valor-p	JB	Valor-p
1	37,06	0,00	39,04	0,00	34,06	0,00	39,04	0,00
2	2,19	0,33	0,51	0,77	2,19	0,33	0,51	0,77
3	33,43	0,00	0,16	0,92	0,32	0,85	0,16	0,92
Conjunta	75,59	0,00	127,58	0,00	108,12	0,00	127,58	0,00

Fuente: elaboración propia a partir de la estimación realizada en EViews.

Tabla A1.3.
Pruebas de heterocedasticidad residual VAR con hipótesis nula de residuos multivariados con varianza constante con estadístico chi-cuadrado (x²)

Modelo							
Cartera total e IBR		Cartera comercial e IBR		Cartera total y DTF		Cartera comercial y DTF	
x²	Valor-p	x²	Valor-p	x²	Valor-p	x²	Valor-p
99,13	0,72	108,25	0,48	116,66	0,27	111,74	0,38

Fuente: elaboración propia a partir de la estimación realizada en EViews.

Anexo 2. Selección óptima de rezagos de los modelos VAR según los criterios

Tabla A2.1.

Selección óptima de rezagos sugerida para el modelo IPC_m , $Cartera_{total}$ e IBR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-108,555	n. a.	0,001	1,992	2,065	2,022
1	-78,752	57,477	0,001	1,621	1,911*	1,738*
2	-67,907	20,334	0,001	1,588	2,097	1,794
3	-52,732	27,639*	0,001*	1,477*	2,206	1,773
4	-50,661	3,662	0,001	1,601	2,548	1,985

* Rezago óptimo (Lag) correspondiente a cada criterio de selección (LR, FPE, AIC, SC, HQ). La cantidad óptima de rezagos es 1.

Fuente: elaboración propia con base en la estimación realizada en EViews.

Tabla A2.2.

Selección óptima de rezagos sugerida para el modelo IPC_m , $Cartera_{comercial}$ e IBR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-146,476	n. a.	0,003	2,669	2,742	2,699
1	-118,156	54,617	0,002	2,324	2,615*	2,442*
2	-107,988	19,064	0,002	2,303	2,813	2,510
3	-93,489	26,410*	0,001*	2,205*	2,933	2,501
4	-90,685	4,957	0,002	2,316	3,262	2,700

* Rezago óptimo (Lag) correspondiente a cada criterio de selección (LR, FPE, AIC, SC, HQ). La cantidad óptima de rezagos es 1.

Fuente: elaboración propia a partir de la estimación realizada en EViews.

Tabla A2.3.

Selección óptima de rezagos sugerida para el modelo IPC_m , $Cartera_{total}$ y DTF

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-61,266	n. a.	0,001	1,148	1,220	1,177
1	-13,185	92,728	0,000	0,450	0,740*	0,567*
2	-3,360	18,421	0,000	0,435	0,945	0,642
3	7,675	20,100	0,000*	0,398*	1,127	0,694
4	12,284	8,148	0,000	0,477	1,424	0,861

* Rezago óptimo (Lag) correspondiente a cada criterio de selección (LR, FPE, AIC, SC, HQ). La cantidad óptima de rezagos es 1.

Fuente: elaboración propia a partir de la estimación realizada en EViews.

Tabla A2.4.
Selección óptima de rezagos sugerida para el modelo IPC_m , $Cartera_{comercial}$ y DTF

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-98,730	n. a.	0,001	1,817	1,889	1,846
1	-52,652	88,866	0,001	1,155	1,445*	1,272*
2	-43,095	17,920	0,001	1,145	1,654	1,351
3	-32,464	19,362	0,001*	1,115*	1,844	1,411
4	-27,482	8,809	0,001	1,187	2,134	1,571

* Rezago óptimo (Lag) correspondiente a cada criterio de selección (LR, FPE, AIC, SC, HQ). La cantidad óptima de rezagos es 1.

Fuente: elaboración propia a partir de la estimación realizada en EViews.

IMF PROPOSED TAX REFORMS IN ECUADOR: A GENERAL EQUILIBRIUM ANALYSIS

José Ramírez-Álvarez
Guillermo Feijoó
Katherine Maldonado-Hidrobo

Ramírez-Álvarez, J., Feijoó, G., & Maldonado-Hidrobo, K. (2025). IMF proposed tax reforms in Ecuador: A general equilibrium analysis. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 677-703.

This paper evaluates ex-ante the macroeconomic effects that a possible tax reform of the Value Added Tax and Income Tax for firms and individuals would generate in the Ecuadorian economy within the 2020 IMF technical agreement to increase the tax resources given the COVID-19 crisis. A static Computable General Equilibrium Model is developed with updated information from the Social Accounting

J. Ramírez-Álvarez

Escuela Politécnica, Departamento de Economía Cuantitativa, Quito (Ecuador). Email: jose.ramirez@epn.edu.ec. Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-9624-3549>

G. Feijoó

Universidad de Buenos Aires, Facultad de Ciencias Económicas, Buenos Aires (Argentina). Orcid: <https://orcid.org/0009-0001-3038-6165>

K. Maldonado-Hidrobo

Pontificia Universidad Católica de Chile, Instituto de Ingeniería Matemática y Computacional, Santiago (Chile). Orcid: <https://orcid.org/0009-0002-5053-592X>.

Suggested citation: Ramírez-Álvarez, J., Feijoó, G., & Maldonado-Hidrobo, K. (2025). IMF proposed tax reforms in Ecuador: A general equilibrium analysis. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 677-703. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n95.109278>

Este artículo fue recibido el 4 de septiembre de 2023, ajustado el 4 de septiembre de 2023 y su publicación aprobada el 21 de marzo de 2024.

Matrix up to 2019. The results suggest that a tax increase would generate more income for the Government, but at the same time, it would contract the economy and slightly increase income inequality.

Keywords: Value added tax; corporate income tax; computable general equilibrium model; ex-ante evaluation.

JEL: H20, H24, H25, C68.

Ramírez-Álvarez, J., Feijoó, G., & Maldonado-Hidrobo, K. (2025). Reformas tributarias propuestas por el Fondo Monetario Internacional en Ecuador: un análisis de equilibrio general. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 677-703.

Este artículo evalúa ex-ante los efectos macroeconómicos que generaría una posible reforma tributaria al impuesto al valor agregado y al impuesto a la renta para empresas y personas en la economía ecuatoriana, en el marco del Acuerdo Técnico con el Fondo Monetario Internacional del 2020. Para ello, se desarrolla un modelo de equilibrio general computable estático con información de la Matriz de Contabilidad Social al 2019. Como era de esperarse, los resultados muestran que un incremento de impuestos generaría mayores ingresos al Estado, sin embargo, contraería el aparato económico y aumentaría ligeramente la desigualdad de la renta.

Palabras clave: impuesto al valor agregado; impuesto a la renta; modelo de equilibrio general computable; evaluación ex-ante.

JEL: H20, H24, H25, C68.

INTRODUCTION

The coronavirus pandemic (SARS-CoV-2) caused the most outstanding health, economic, and social crisis since World War II. (ECLAC, 2020). In 2020, the world economy suffered a contraction of 3.5% of the Gross Domestic Product (GDP). More than 90% of the economies went into recession, with the Latin American region being one of the most affected, with a 6.8% decrease in the GDP (Akyüz, 2021).

To combat the effects of the pandemic, countries in the Latin American and Caribbean region implemented fiscal policy strategies to strengthen health systems and provide liquidity to businesses and households. These policies consisted of deferring and reducing various taxes, which led to a decrease in tax collection and repercussions on the fiscal revenues of many governments. Thus, some countries in the region had to request financing from multilateral organisations such as the International Monetary Fund (IMF) in order to obtain the necessary resources to face the COVID-19 crisis (ECLAC, 2020).

In May 2020, the IMF approved loan requests for Bolivia, Ecuador, El Salvador, Paraguay, and other countries through Rapid Financing Instruments, which provided emergency financial assistance to support balance of payments needs and the most affected sectors. To resume its relationship with the IMF, the Government of Ecuador signed a technical agreement in October 2020 that proposes changes in public finances, the remuneration regime, and the tax system. The reforms proposed by the IMF focused on the two highest revenue taxes for the State: Value Added Tax (VAT) and Income Tax (IT). For 2019, these two taxes generated approximately 70% of tax revenues (Servicio de Rentas Internas, 2020).

Within the framework of the technical agreement, the IMF proposed an increase of three percentage points to the Value Added Tax (VAT), the elimination of the tax credit of the Foreign Currency Outflow Tax (FCOT) in the payment of the Corporate Income Tax (CIT), and the removal of tax exemptions in the Personal Income Tax (PIT). According to the IMF, these reforms are expected to generate growths of 1.25%, 0.30%, and 0.49% of the GDP, respectively (IMF, 2020).

Under the Ecuadorian Constitution, these reforms may be controversial because the tax system must sustain the economy's efficiency, fiscal sufficiency, and progressiveness. This situation becomes relevant when considering the guidelines of the Ecuadorian Development Plan, which stresses the importance of these principles in the tax system.

In this context, this study aims to answer the following questions: What are the possible effects of tax reform on VAT and IT in Ecuador? What is the incidence of eliminating FCOT credit on the value added? What is the revenue effect of increasing the VAT rate by 3%? To what extent are the changes in IT and VAT regressive?

The main objective of this research is to evaluate ex-ante the macroeconomic effects of a possible tax reform of VAT, CIT, and PIT on the Ecuadorian economy within

the framework of the technical agreement with the IMF of October 2020. For this purpose, we built a static Computable General Equilibrium Model (CGEM) with 21 productive sectors, 10 representative households divided by income deciles, two factors of production, one external sector, and the Government. This model was calibrated with information from the updated Social Accounting Matrix (SAM) in 2019.

The paper is structured as follows. Section one examines some ex-ante evaluations of tax reforms made in the region and their main results. Section two describes the design, construction, and calibration of the CGEM used in the present study. Section three defines the tax policy scenarios and analyses the model simulations on the GDP, tax revenues, household consumption, and income inequality. Finally, section four presents the conclusions of the study.

LITERATURE REVIEW

Several CGEM applications have been conducted worldwide to evaluate development and tax policies. Table 1 shows the most recent applications in the last 10 years to quantify ex-ante the possible macroeconomic effects of a change in VAT, CIT, or PIT. In summary, these studies show that reducing the VAT would increase household income, total consumption, and the population’s living standards, along with exports and investment. On the contrary, an increase in the VAT would contract domestic production, reduce real wages, and increase inequality; however, it would generate higher revenues for the State. Regarding the income tax, an increase in the PIT would affect household income and have a relatively small impact on poverty and inequality. On the other hand, a reduction in the CIT would increase production and household income and generate an almost null effect on prices. It would also cause a slight increase in income inequality.

Table 1.
Ex-ante empirical evidence

Reference/ Country	Scenarios	Results	Dimensions
Mardones (2010), Chile	VAT reduction and the increase in PIT for the wealthiest quintile	The VAT rate reduction increases the disposable income of the 5 most representative households. Even though all quintiles increase consumption, the change in quintile 1 is lower. On the other hand, the increase in PIT raises the disposable income of the first four quintiles.	13 industries, 5 households (ranked by income quintile), the rest of the world, and the Government

(Continued)

Reference/ Country	Scenarios	Results	Dimensions
Sajadifar et al. (2012), Iran	VAT increase	Government revenue increases significantly, but household welfare declines. According to the authors, the VAT increase reduces the GDP, so they recommend increasing the VAT rate gradually.	5 industries, households (urban and rural), Government, and the rest of the world
Amir et al. (2013), Indonesia	PIT and CIT reduction	Economic growth has a small positive impact under the balanced budget condition. There is also a minor impact on poverty and income inequality, as mainly higher-income households benefit.	24 industries, 200 households (classified by income quantiles and area), Government, and the rest of the world
Oduber and De Moraes (2014), Colombia	VAT and PIT increase	Mainly GDP increases in the short and long term. According to the author, tax reform does not guarantee remarkable economic growth and improvement for development indicators.	61 industries, 66 households (classified by area and income), Government, and the rest of the world
Bhattarai et al. (2017), United States	CIT reduction	There are significant positive effects on production, imports, exports, investment, capital formation, employment, and household welfare (for almost all deciles).	27 industries, 10 households (classified by income quintiles), external sector, and Government
Sotomayor (2017), Ecuador	VAT, CIT, and PIT increase	The VAT increase is the one that most contracted economic and social indicators. It reduces production, real wages, and household welfare.	32 industries, 10 households (classified by income deciles), external sector, and Government
Benjasak and Bhattarai (2019), Thailand	VAT increase and CIT reduction	The VAT increase reduces the public deficit, raising household utility from the consumption of public goods. It also increases prices and reduces production in some sectors. On the other hand, the decline in the CIT rate increases production and household utility, generates almost no effect on prices, and raises public welfare.	18 industries, one representative household, the external sector, and the Government

(Continued)

Reference/ Country	Scenarios	Results	Dimensions
Aminu (2019), Nigeria	VAT increase that ensures maximum revenue generation	Positive effects on the real GDP, investment, imports, government spending, household consumption, and government revenues in the middle-term.	5 industries, 6 households (classified by poverty status and area), external sector, and Government
Bhattarai et al. (2019), Vietnam	VAT increase and CIT reduction	The VAT increase reduces household consumption, local demand, and the income from labour and capital. On the other hand, the reduction in the CIT generates not only additional production but also revenue for the Government. The only adverse effect is an insignificant increase in income inequality.	33 industries, 5 households (classified by income quintiles), external sector, and Government

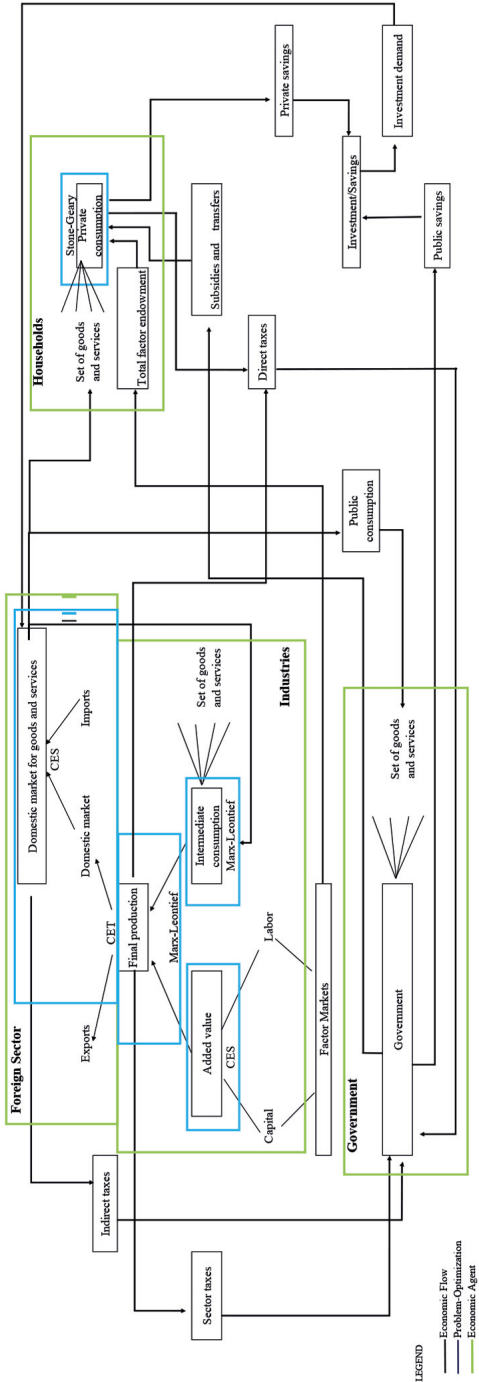
METHODOLOGICAL STRATEGY:
GENERAL EQUILIBRIUM MODEL

CGEMs are macroeconomic tools based on microeconomic theory, as they allow the representation of rational economic agents in various markets. These tools consider the real and nominal exchange through which agents participate in the economic system, as well as the public policies that pre-establish their welfare and whose modification becomes the researchers’ interest (Burfisher, 2011; Dixon & Jorgenson, 2013).

In Ecuador, during the last three decades, several public policy evaluation studies have been carried out using a CGEM (Acosta & Pérez, 2005; Fargeix & Sadoulet, 1990; Jácome & Cicowiez, 2012; Kouwenaar, 1988; Ponce et al., 2010; Ramirez, 2007; Vos & León, 2003). These studies represent a solid theoretical basis to guide the design of equilibrium models for the Ecuadorian economy and to evaluate the effects of a possible tax reform.

Based on this literature, a static CGEM was constructed with particular attention to the VAT, CIT, and PIT, using macroeconomic information for 2019. The structure of the model follows the circular flow shown in figure 1, which involves the following agents: External sector, Government, 10 representative households divided by deciles $H = \{h_1, h_2, \dots, h_{10}\}$ and 21 productive sectors $J = \{j_1, j_2, \dots, j_{21}\}$ (see Appendix 2). These economic agents trade in 21 goods markets $I = \{i_1, i_2, \dots, i_{21}\}$, and two factor markets: labour and capital.

Figure 1.
Circular flow of the model



The model follows the main neoclassical assumptions: small open economy, the rationality of economic agents, technologies with constant returns to scale, and perfectly competitive markets. It also considers that goods and factor markets reach equilibrium through price adjustment without rigidities or market failures. Additionally, it is assumed that economic agents are representative. The design and calibration of the model are detailed below.

Design

The price system of the model considers 5 fiscal policy instruments for each good $i \in I$: sectional taxes t_i^{scn} , customs duties t_i^{dut} , VAT rate t_i^{VAT} , other consumption taxes t_i^{cons} , and subsidies sb_i . These fiscal instruments make it possible to define producer prices p_i^Q , import prices p_i^M , and supply prices of goods p_i^S .

$$\begin{aligned} p_i^Q &= (1 + t_i^{scn})\hat{p}_i^Q \\ p_i^M &= (1 + t_i^{dut})\hat{p}_i^M \\ p_i^S &= (1 + t_i^{cons})(1 + t_i^{VAT})\hat{p}_i^S + sb_i \end{aligned} \quad (1)$$

where $\hat{p}_i^Q$ is the producer price before taxes, $\hat{p}_i^M$ is the import price before customs duties, and $\hat{p}_i^S$ is the supply price before taxes and subsidies. Due to small open economy assumptions, the local economy has no impact on international prices, so it is assumed that prices for imports $\hat{p}_i^M$ and exports $\hat{p}_i^E$ are exogenous.

Four economic agents interact within this price system: households, firms, the external sector, and the Government. Households represent individuals who act as final consumers for each decile $h \in H$ and each good $i \in I$. These agents maximise a Stone-Geary type utility function over their consumption C_{hi} , subject to a budget constraint with disposable income Y_h^{dis} . This utility function assumes that consumers buy a given subsistence level of each good γ_{hi} and then allocate the remaining income according to the preference parameters β_{hi} . Formally:

$$\begin{aligned} \text{Max } \prod_{i \in I} (C_{hi} - \gamma_{hi})^{\beta_{hi}} \\ \text{s.a: } \sum_{i \in I} p_i^S C_{hi} &= Y_h^{dis} \end{aligned} \quad (2)$$

Disposable income Y_h^{dis} is determined by a marginal propensity to consume ϕ_h^{dis} on secondary income Y_h^{sec} .

$$Y_h^{dis} = \phi_h^{dis} Y_h^{sec} \quad (3)$$

Secondary income Y_h^{sec} is obtained from primary income Y_h^{pri} plus net current transfers CTr_h and capital transfers KTr_h with the rest of the agents.

$$Y_h^{sec} = Y_h^{pri} + CTr_h + KTr_h \quad (4)$$

On the other hand, Primary income Y_h^{pri} is generated from income from the supply of labour and capital. $w_L \sum_{j=1}^J L_j$ and capital $w_K \sum_{j=1}^J K_j$, assuming a fixed distribution parameters ϕ_{hL}^{fac} , ϕ_{hK}^{fac} for the payment of each factor of production.

$$Y_h^{pri} = \phi_{hL}^{fac} w_L \sum_{j \in J} L_j + \phi_{hK}^{fac} w_K \sum_{j \in J} K_j \quad (5)$$

In industries, it is assumed that each representative firm $j \in J$ produces intermediate and final goods to maximise profits. In this sense, they first minimise their costs, subject to a technology restriction nested in three levels: value added, intermediate consumption, and final production.

At the first level, two production factors generate value-added VA_j : labour L_j and capital K_j , considering the prices w_L, w_K . For the demand of both factors, a Constant Elasticity of Substitution function CES is assumed, with elasticity $\frac{1}{1-\rho_j}, (\rho_j \leq 1)$, share coefficients α_j^L, α_j^K , and the productivity coefficient A_j^{VA} .

Thus, the value-added problem for the industry $j \in J$ is:

$$\begin{aligned} \text{Min } w_L L_j + w_K K_j \\ \text{s.a: } VA_j = A_j^{VA} (\alpha_j^L L_j^\rho + \alpha_j^K K_j^\rho)^{\frac{1}{\rho_j}} \end{aligned} \quad (6)$$

At the second level, it is assumed that all inputs $X_{ji}, i \in I$ make up the intermediate consumption IC_j as perfect complementary goods with supply prices p_i^s . In this sense, a Marx-Leontief technology with fixed proportions θ_{ji} is assumed. Thus, the problem in intermediate consumption for industry $j \in J$ is:

$$\begin{aligned} \text{Min } \sum_{i \in I} p_i^s X_{ji} \\ \text{s.a: } IC_j = \min_{i \in I} \left\{ \frac{X_{ji}}{\theta_{ji}} \right\} \end{aligned} \quad (7)$$

At the last nested level, final production Q_j integrates value-added VA_j and intermediate consumption CI_j using a Marx-Leontief technology. For this purpose, prices p_j^{VA}, p_j^{CI} , and fixed proportions $\gamma_j^{VA}, \gamma_j^{CI}$ are considered. Thus, the problem in final production for industry $j \in J$ is:

$$\begin{aligned} \text{Min } p_j^{VA}VA_j + p_j^{CI}CI_j \\ \text{s.a: } Q_j = \min \left\{ \frac{CI_j}{\gamma_j^{CI}}, \frac{VA_j}{\gamma_j^{VA}} \right\} \end{aligned} \quad (8)$$

It should be noted that it is assumed that industries can produce only one good or service characteristic of their production process, so:

$$Q_j = Q_i, \forall j = i$$

In the external sector, the decision problems for imports and exports of each good $i \in I$ are considered separately. For both problems, it is assumed that industries seek to minimise costs and maximise profit.

On the one hand, the firms that produce Q_i decide whether to place their production on the local market D_i or to export to the international market E_i , taking into account the prices p_i^E, p_i^M , respectively. To represent this decision, a Constant Elasticity of Transformation function CET is used with elasticity $\frac{1}{1-\omega_i}$ ($\omega_i \geq 1$), share coefficients δ_i^E, δ_i^M for each type of market, and the productivity coefficient A_i^E . In this sense, the problem of the external sector in the exports of the good $i \in I$ is:

$$\begin{aligned} \text{Min } p_i^E E_i + p_i^M D_i \\ \text{s.a: } Q_i = A_i^E (\delta_i^E E_i^{\omega_i} + \delta_i^M D_i^{\omega_i})^{\frac{1}{\omega_i}} \end{aligned} \quad (9)$$

On the other hand, the supply of goods comes from both the local market D_i and imports M_i , considering the prices of each market. p_i^D, p_i^M , respectively. To represent the imperfect substitution between both markets, a CES function is used with elasticity $\frac{1}{1-\sigma_i}$ ($\sigma_i \leq 1$), share coefficients δ_i^D, δ_i^M for each type of market, and the productivity coefficient A_i^M . Therefore, the problem of the external sector in the imports of the good $i \in I$ is:

$$\begin{aligned} \text{Min } P_i^D D_i + P_i^M M_i \\ \text{s.a: } S_i = A_i^M (\delta_i^D D_i^{\sigma_i} + \delta_i^M M_i^{\sigma_i})^{\frac{1}{\sigma_i}} \end{aligned} \quad (10)$$

Regarding the Government, a fiscal balance equation considers current and non-current revenues, fiscal spending, household transfers, and consumption subsidies. Here, government revenues Y^{gov} comes from factor revenues Yf_{fac}^{gov} , tax revenues from direct taxes Yt_{dir}^{gov} and indirect taxes Yt_{ind}^{gov} , transfers from the external sector Tr_{ext}^{gov} , and transfers from the rest of the agents Tr_{ag}^{gov} .

$$Y^{gov} = Yf_{fac}^{gov} + Yt_{dir}^{gov} + Yt_{ind}^{gov} + Tr_{ext}^{gov} + Tr_{ag}^{gov} \quad (11)$$

In government spending G^{gov} , there is the spending on public goods and services Gq_i^{gov} , transfers to households Tr_{gov}^h , transfers to the rest of the world Tr_{gov}^{ext} , and other transfers to agents Tr_{gov}^{ag} .

$$G^{gov} = \sum_{i \in I} Gq_i^{gov} + Tr_{gov}^h + Tr_{gov}^{ext} + Tr_{gov}^{ag} \quad (12)$$

Once government revenues and expenditures have been defined, the fiscal deficit Def^{gov} can be represented by the following expression:

$$Def^{gov} = Y^{gov} - G^{gov} \quad (13)$$

All the agents described above are involved in the equilibrium of the markets for goods and productive factors. In the market, equilibrium is reached for each good $i \in I$ when total supply S_i equals the sum of intermediate consumption X_{ji} , household consumption C_{hi} , Government spending Gq_i^{gov} and investment Inv_i . On the other hand, in the factor market, equilibrium is achieved when the demand of capital K_j and labour L_j of the industries is equal to the total endowment of these factors K and L , respectively. Formally:

$$S_i = \sum_{j \in J} X_{ji} + \sum_{h \in H} C_{hi} + Gq_i^{gov} + Inv_i \quad (14)$$

$$\sum_{j \in J} L_j = L, \quad \sum_{j \in J} K_j = K \quad (15)$$

Finally, the model design considers the following Neo-Keynesian-type closure rules. (Robinson, 2006; Zalai & Révész, 2016).

- *External sector*: The exchange rate is exogenous because the Ecuadorian economy is dollarised, so the adjustment variable is external savings.

- *Public sector*: Tax rates and government consumption are exogenous. Therefore, the fiscal deficit is determined endogenously.
- *Savings-investment gap*: Real investment and marginal propensities to save are exogenous, so the adjustment is achieved through forced savings¹.

In addition, the wage is chosen as the numeraire so that the prices of goods and services are measured in terms relative to it.

Calibration

For the definition of the baseline scenario and the calibration of the model, the Social Accounting Matrix (SAM) was prepared for 2019 based on the Supply Utilisation Tables, Input-Output Matrix, and Economic Tables of the National Accounts System of the Central Bank of Ecuador. The construction of this matrix followed the methodology proposed by Benítez (2005) for the Ecuadorian SAM and the RAS bi-proportional adjustment method.

In general terms, the SAM used in this study considers the homogeneous production of 21 productive sectors, two production factors, 4 institutional agents (industries, households, Government, and external sector), and 5 fiscal accounts: value added tax (VAT), corporate income tax (CIT) and personal income tax (PIT), production tax, customs duties, and subsidies (See Appendix 1).

Regarding elasticities, we used the CES elasticities for imports, CET elasticities for exports, CES elasticities for value-added, and the elasticities-expenditure from MAMS and MACEPES applications proposed by Jácome and Cicowiez (2012), León et al. (2008) and Vos and León (2003) (See Appendix 2).

RESULTS

Description of the scenarios

The International Monetary Fund (IMF), within the framework of the 2020 technical agreement, made a diagnosis of the Ecuadorian tax system. According to the IMF, Ecuador's tax revenues are relatively lower than other countries in the Latin American region due to low tax rates, small tax bases, high personal deductions, and deficient tax laws (IMF, 2020).

In this context, the IMF proposed increasing the VAT rate, maintaining non-taxable consumer goods. In addition, it suggested an IT reform focused on the upper end of the income distribution and a CIT reform aimed at broadening the taxable base. According to the IMF, these measures could generate permanent revenues of more than 2.52% of the GDP (IMF, 2020).

¹ This rule is implemented by introducing a distortion factor in marginal labour productivity. In this way, changes in real wages make it possible to generate the savings needed to finance real fixed investments.

In this context, the present study proposed to evaluate the following counterfactual scenarios:

- Scenario 1 (Sc1.VAT): Increase VAT rate by 3% (from 12% to 15%).
- Scenario 2 (Sc2.IT): Elimination of the FCOT's credit for the payment of CIT, the non-exemption of wage benefits², and the non-deduction of personal expenses³
- Scenario 3 (Sc3.VAT-IT): Increase the VAT rate by 1% (from 12% to 13%) and reduce deductible personal expenses by 20% for the payment of PIT.

The first two scenarios respond to the reforms proposed by the IMF, while the third represents a proposal set forth by this study that seeks to meet the objective of collecting US\$1.9 billion in the first two years. To this end, it is proposed to collect 35% of this value (US\$ 700 million) through VAT and IT during the first year.

The third scenario also aims to fulfil the progressivity principle established in the Ecuadorian Constitution and seeks to continue deducting personal expenses through invoicing. To evaluate the latter scenario, we use CGEM simulations and the expense distribution recorded in the 2014 National Survey of Urban and Rural Household Income and Expenditures (ENIGHUR).

Gross domestic product

Real and nominal terms

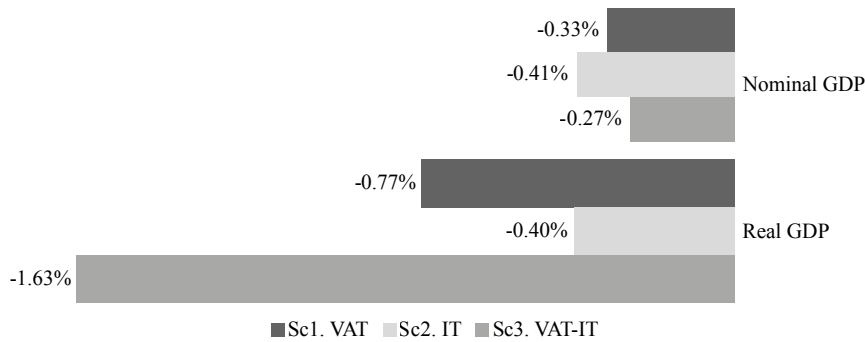
Model simulations suggest that all three scenarios contract the Gross Domestic Product (GDP) in real and nominal terms (figure 2).

The scenarios Sc1.VAT and Sc3.VAT-IT present a greater contraction in the real GDP than in the nominal GDP. This result is explained by the VAT increase that directly affects market prices and reduces demand while maintaining market spending with more minor variations. Regarding the Sc2.IT scenario, the nominal and real GDP variations are similar because IT reform does not affect the price level directly; instead, it reduces production and consumption via income.

² Wage benefits refer to the payment of two additional salaries in the year, known as the thirteenth and fourteenth salary. The thirteenth salary is an additional salary received at the end of the year, meanwhile the fourteenth salary is one minimum wage received in August or March. All employees in the public and private sectors receive the wage benefits.

³ The tax base of the PIT is obtained by subtracting personal expenses (for housing, food, clothing, education, art, culture, and health) from the total taxable income. The regulations establish that personal expenses cannot exceed US\$ 3,675.75 per year for each type of personal expense, except for health expenses, which can reach a maximum amount of US\$ 14,703.00 per year.

Figure 2.
Percentage changes in the real and nominal GDP from the baseline scenario



Real GDP: Expenditure approach

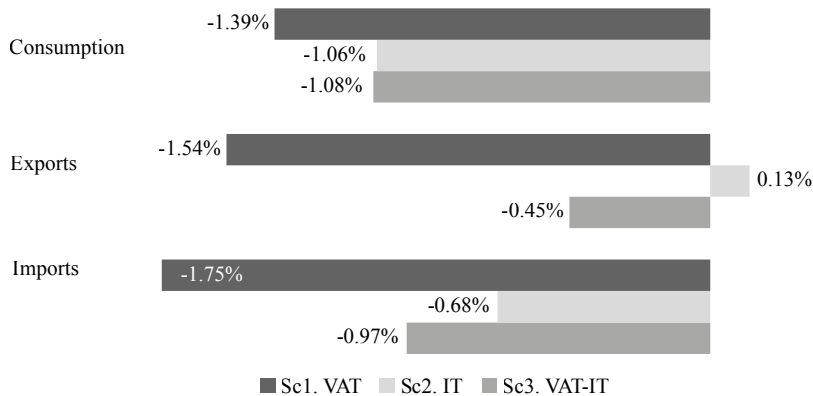
In the Sc1.IVA scenario, the 1.63% reduction in the real GDP is explained by the negative variation in private consumption (1.39%), exports (1.54%), and other GDP components (1.75%). It should be noted that investment and government spending are exogenous variables in the model due to the closing rules, so they do not show any variation.

Since exports are exempt from VAT, domestic industries would be encouraged to offer their production to international markets to offset part of the decline of domestic sales. However, the VAT increase would generate an increase in the prices of commodities and manufacture of products, so the producer would decrease exports to fulfil the foreign prices. Likewise, imports show a reduction because of the fall in private consumption and the increase in relative prices due to the VAT increase (figure 3).

The Sc2.IT scenario shows a real GDP contraction of 0.40%, mainly due to decreased household consumption (1.06%). Regarding the external sector, imports contract by 0.68% because of the generalised fall in private consumption. In contrast, exports increased slightly by 0.13% due to the lack of domestic demand. Despite this increase, the GDP contracted due to the relatively low weight of this expenditure component in GDP.

For the Sc3.VAT-IT scenario, the effect of the two measures combined generates a 0.77% reduction in the real GDP, in which all components via expenditure, consumption (1.08%), exports (0.45%), and imports (0.97%) decrease.

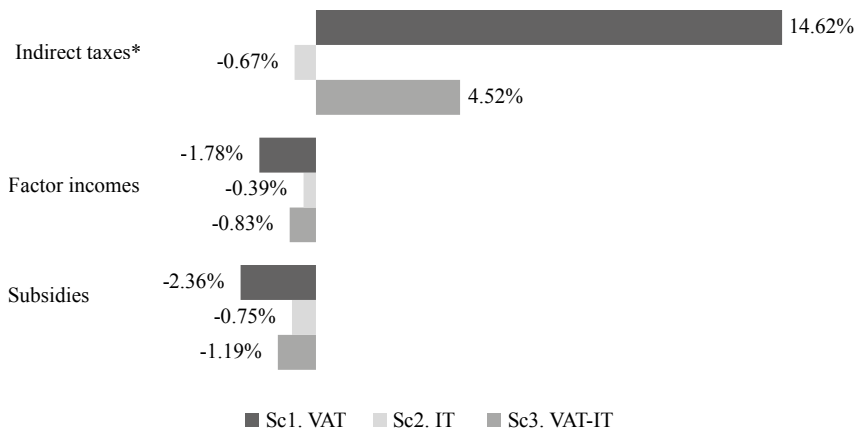
Figure 3.
Percentage changes of expenditure components of real GDP from the baseline scenario



Real GDP: Income approach

Figure 4 shows the changes in the income components of the real GDP with respect to the baseline scenario. In general, it is observed that subsidies and factor incomes fall in all three scenarios.

Figure 4.
Percentage changes of income components of the real GDP from the baseline scenario



Note. The tax component only includes VAT collection.

In the Sc1. IVA scenario, subsidies, and factor incomes contract by 2.36% and 1.78%, respectively. This is explained by the drop in production caused by the

reduction in consumption. On the other hand, indirect taxes increase by 14.62% due to the 3% increase in the VAT rate.

In the Sc2.IT scenario, indirect taxes decrease by 0.67%, as a result of the elimination of tax benefits for the payment of income tax that discourages local production. On the other hand, to compensate for the increase in the CIT tax burden, industries reduce the demand for labour and capital, which generates a contraction in production and a fall in subsidies. In this scenario, subsidies and factor incomes decrease by 0.75% and 0.39%, respectively.

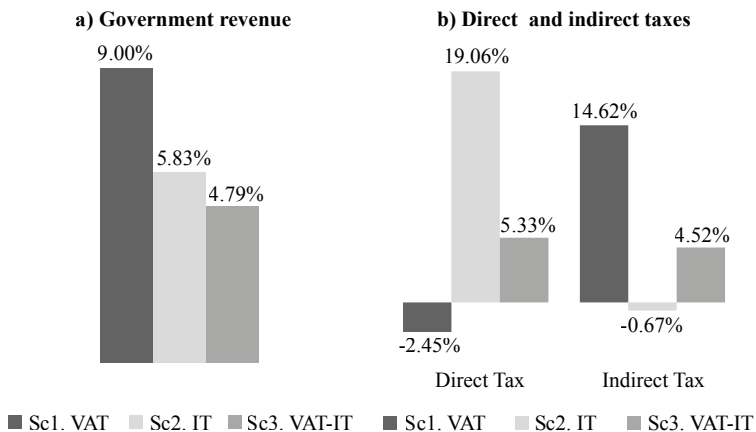
Similarly, for the Sc3.VAT-IT scenario, subsidies (1.19%) and factor incomes (0.83%) decrease because of the reduction in consumption (due to the increase in VAT) and household income (due to the rise in PIT). In contrast, indirect taxes grow by 4.52% due to a 1% increase in the VAT rate.

In this context, all three scenarios would negatively affect the Ecuadorian economy as a whole. This result is congruent with simulations carried out by some economists, such as Alvarez and Polo (2014) and Sajadifar et al. (2012). The authors conclude that increasing both taxes would reduce household income, wages, and output.

Tax revenues

The Sc1.VAT scenario shows the importance of VAT as a source of fiscal financing. The increase of 3% in the VAT rate would achieve an increase in government revenues of 9% (figure 5a), which is approximately US\$ 1,323.10 million. In this scenario, VAT increases indirect tax collection by 14.62% (figure 5b), as opposed to direct taxes, which contract at 2.45%. This is not surprising; the increase in the VAT rate decreases household consumption and slows industry income and factor incomes, thus reducing income tax.

Figure 5.
Percentage changes in government revenue from the baseline scenario



The Sc2.IT scenario presents an increase in fiscal income but to a lesser extent than the first scenario. Eliminating tax advantages on income tax would increase the government revenues by 5.83%, representing US\$856.57 million. To achieve this result, the IT increases the collection of direct taxes by 19.06%, while indirect taxes decrease by 0.67%.

As for the Sc3.VAT-IT scenario, more balanced results are obtained. The increase of 1% in the VAT rate and the reduction of deductible personal expenses generate an increase in government revenues of 4.79%, which is close to US\$704.13 million. Thus, the VAT and income tax increase in the collection of indirect and direct taxes by 4.52% and 5.33%, respectively.

Gross value added by sector

To measure the effect of tax reforms on industries, Gross Value Added (GVA) is used. Simulations suggest that GVA contracts for all three scenarios for most activities, but mainly for the service sector (table 2).

Table 2.

Percentage changes of sectoral GVA from the baseline scenario

N	Industry	Sc1. VAT	Sc2. IT	Sc3. VAT-IT
1	Banana, coffee and cocoa cultivation	-3.15%	-0.48%	-1.43%
2	Agriculture	-2.76%	-0.71%	-1.41%
3	Livestock	-2.71%	-0.70%	-1.38%
4	Forestry	-3.80%	-0.95%	-1.83%
5	Aquaculture and shrimp fishing	-2.74%	-0.68%	-1.40%
6	Fishing and aquaculture	-3.31%	-0.86%	-1.68%
7	Crude oil and natural gas extraction	1.00%	1.33%	1.17%
8	Oil and mining	0.68%	0.96%	0.83%
9	Food manufacturing	-3.45%	-0.83%	-1.72%
10	Petroleum Refining	-3.98%	-0.81%	-1.76%
11	Non-food manufacturing	-2.72%	-0.61%	-1.27%
12	Electricity and water supply	-1.90%	-0.52%	-0.96%
13	Construction	-1.66%	-0.36%	-0.76%
14	Trade	-0.34%	-0.06%	-0.15%
15	Lodging and food services	-3.32%	-0.93%	-1.63%
16	Transportation, Warehousing and Communications	-2.57%	-0.66%	-1.26%

(Continued)

N	Industry	Sc1. VAT	Sc2. IT	Sc3. VAT-IT
17	Real estate, business, and rental activities	-3.25%	-0.84%	-1.58%
18	Financial services activities	-2.54%	-0.90%	-1.24%
19	Public administration, defence, mandatory social security plans	1.33%	0.23%	0.59%
20	Education and Health and social services	1.14%	0.12%	0.47%
21	Other services	-9.30%	-1.98%	-4.20%

It is also observed that the distribution of GVA variations has the same directions in the three scenarios but different magnitudes. For example, in the Sc1.IVA scenario, other services fall by 9.30%. This value would be explained by a contraction in firms’ innovation, transformation, and modernisation activities, which demand high amounts of labour and capital (Guo & Shi, 2021).

In contrast, the oil and mining, education, health, and public administration industries are the only ones where GVA shows growth. On the one hand, oil and mining activities focus on extracting primary resources, so they are independent of the production level of other industries or the general price increases in other sectors. On the other hand, public administration, education, and health services, since they account for all public spending, would not be affected by household consumption or income.

Household consumption by deciles

Figure 6 shows that increasing the tax burden reduces private consumption in all decile households and all three scenarios. Authors such as Musgrave and Musgrave (1992) and Stiglitz (2000) point out the inverse relationship that conventionally exists between the tax burden and consumption, depending on the elasticities of goods.

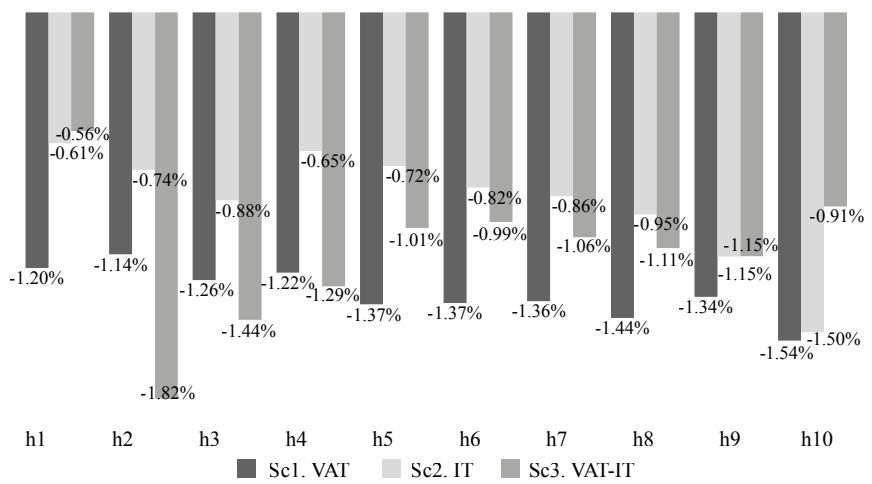
An increase in a consumption tax, as in the Sc1.VAT scenario, has a direct effect on the entire population. However, the impact of the VAT could be slightly greater for the highest-income deciles (decile 10) since lower-income households consume non-taxable basic goods (food, medicine, and transportation).

In the Sc2.IT scenario, the highest income deciles are those with the most significant contraction in consumption due to the adverse effects of removing tax advantages and benefits used mostly by these deciles. Therefore, an increase in the CIT would contract the consumption of higher-income households, which account for approximately 45% (deciles 9 and 10) of total household consumption.

The Sc3.VAT-IT scenario also shows a reduced consumption in all deciles due to falling incomes. On the one hand, deciles 2, 3, and 4 show a greater contraction in consumption, explained by the effects mentioned above for the Sc1.VAT scenario.

On the other hand, reducing deductible personal expenses increases the number of households that must pay income tax. However, this increase occurs mainly in lower and middle-class households, so these deciles sacrifice their consumption by allocating a larger portion of their income to tax payments.

Figure 6.
Percentage changes of household consumption by deciles from the baseline scenario



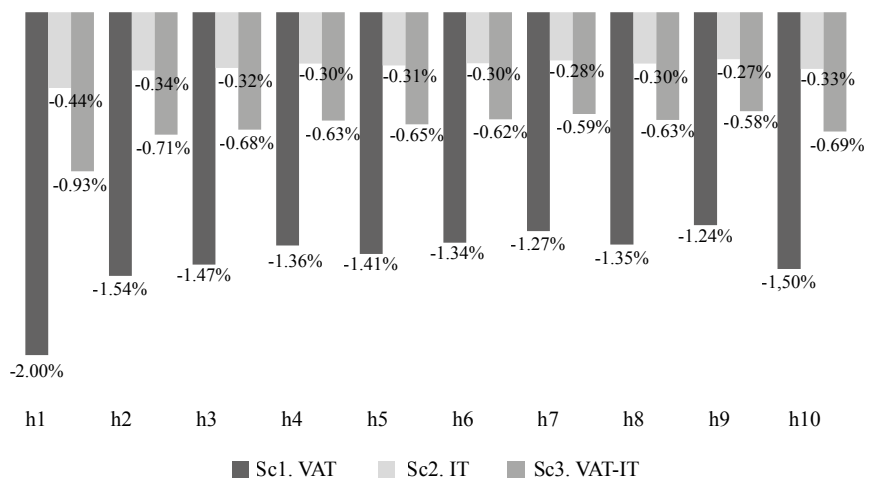
Household income by deciles

Regarding income composition, a similar distribution of variations is obtained in the three scenarios (figure 7). The simulations of the Sc1.VAT scenario show a reduction in income in all deciles. On the one side, although the VAT does not tax a large part of the basic consumption of lower-income households, an increase in this tax would affect households in deciles 1 and 2 to a greater extent. On the other side, households with higher incomes (deciles 9 and 10) would cushion this tax burden with the capital income they receive from companies, which would mean a reduction in revenue of up to 1.50%. This fact is congruent with the hypothesis presented by Stiglitz (2000) and Sevilla (2004), who consider VAT a regressive tax that affects the lowest deciles to a greater extent.

In the Sc2.IT scenario, the effect of IT on household income is lower compared to the other scenarios. Here, it is noted that removing the FCOT's credit, wage exemptions and personal expense deductions would contract income from 0.44% for decile 1 to 0.33% for decile 10. Although this tax is levied on the income of industries, the effect is transferred through the reduction of transfers made to households. According to Musgrave and Musgrave (1992), the income tax reduces the supply of capital, and therefore, so does the supply of labour due to their

complementarity. In this way, an effect on income would be expected mainly on lower deciles because they depend more on wage income.

Figure 7.
Percentage changes in household consumption by industry from the baseline scenario



Finally, in the Sc3.VAT-IT scenario, an increase in the VAT rate would have a greater impact on the lowest income deciles because of the effects previously presented in the first scenario. Regarding IT in this scenario, ENIGURH statistics suggest that reducing deductible personal expenses increases the number of taxpayers who must pay this tax, especially those from the middle and lower-middle class. Thus, the proportion of households that transfer a greater part of their income to the payment of IT increases. This results in an income reduction from 0.93% for decile 1 to 0.69% for decile 10.

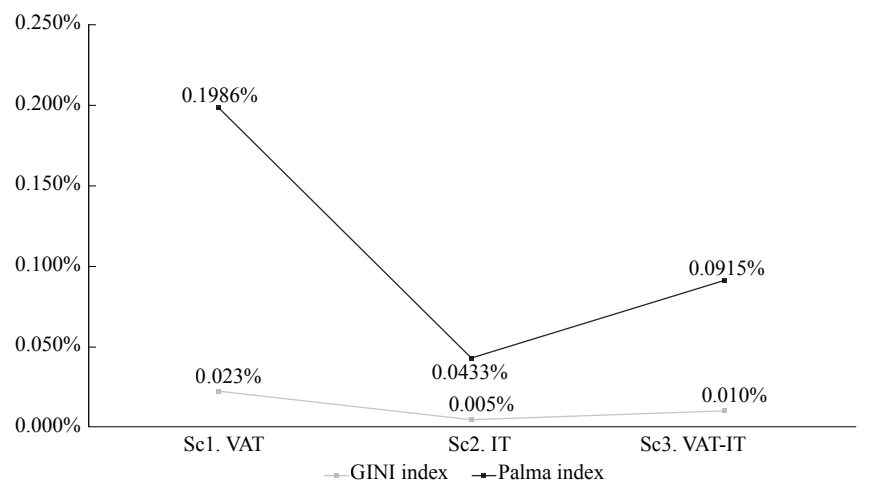
Gini index and Palma index

To evaluate the distributive effects of each scenario, the Gini index and the Palma index⁴ are calculated (figure 8). The variations do not exceed 1%, meaning the counterfactual simulations do not have a high redistributive effect concerning the baseline scenario. However, in the Sc1.VAT scenario, both indices show a greater increase in inequality, given that VAT is a regressive tax (Sevilla, 2004). Therefore, there would be an increase of 0.022% in the Gini index and 0.20% in the Palma index.

⁴ The Palm Index measures the capture of the total income or consumption of the richest decile over the concentration of the bottom 40% of income. In comparison, the Gini index measures the concentration of the richest decile over the concentration of the bottom 40% of income.

Regarding the reform for direct taxes in the Sc2.IT scenario, the Gini and the Palma indices grow by 0.005% and 0.043%, respectively. This scenario is the most favourable for income redistribution since it slightly flattens the income of the highest deciles through the effect caused by the elimination of tax income benefits.

Figure 8.
Percentage variations of the Gini and Palma index from the baseline scenario



Finally, it is observed that the Sc3.VAT-IT scenario would not have the desired progressivity, as it maintains the effect of the two measures combined, which causes an increase of 0.0915% in the Gini and 0.010% in the Palma index.

CONCLUSIONS

The objective of this study was to evaluate the macroeconomic effects of a possible tax reform of the Value Added Tax (VAT), the Corporate Income Tax (CIT), and the Personal Income Tax (PIT) on the Ecuadorian economy within the framework of the technical agreement with the IMF of October 2020. For this purpose, a Computable General Equilibrium Model (CGEM) is developed. The model was calibrated by updating the Social Accounting Matrix to 2019 for 21 productive sectors, 10 households by income, and 2 factor markets.

The results of the counterfactual simulations show that increasing tax rates according to IMF proposals would cause contractionary effects on economic and social indicators. The tax reform that would generate the greatest negative repercussions is the one related to the VAT (the increase of 3%), followed by tax reform on PIT and CIT (elimination of the foreign exchange tax credit for firms and elimination of exemptions and deductible personal expenses). In this case, the increase in the

VAT rate is the tax reform proposal that contracts the real GDP the most, increases income inequality, reduces household welfare, and generates more revenue for the Government. Therefore, if IMF proposals were implemented through the PIT and the CIT, the results would be less detrimental to macroeconomic aggregates. On the contrary, if the VAT rate increase were implemented, more resources would be obtained for the Government.

On the other hand, a simultaneous reform in both taxes (the increase of 1% in VAT rate and the reduction of deductible personal expenses) would increase Government revenues. Nevertheless, it would also lead to a contraction in the real GDP and losses in aggregate welfare levels, especially for the lower-middle class, due to the increase of taxpayers who would have to pay income tax.

As recommendations, studying policies aimed at efficient and socially optimal taxation is necessary. In this sense, Slemrod (1990) proposes three reforms focused on welfare economics: first, a tax on final consumption goods that increases Government revenues; second, a tax on industries that maintains productive capacity as much as possible; and third, a tax on individuals that seeks to reduce differences in income distribution.

REFERENCES

1. Acosta, M., & Pérez, W. (2005). Modelo ecuatoriano de equilibrio general aplicado (MEEGA). *Cuestiones Económicas*, 22(2), 5-46. <http://repositorio.bce.ec/bitstream/32000/93/1/XXI-II-02MEGA.pdf>
2. Akyüz, Y. (2021). Global Economic Prospects, June 2021. In *The Financial Crisis and the Global South* (Issue June). The World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1665-9>
3. Álvarez, M., & Polo, C. (2014). A general equilibrium evaluation of tax policies in Spain during the great recession. *Journal of Applied Economics*, XXII, 99-116.
4. Aminu, A. (2019). A recursive dynamic computable general equilibrium analysis of value-added tax policy options for Nigeria. *Journal of Economic Structures*, 8(1), 1-38. <https://doi.org/10.1186/s40008-019-0152-4>
5. Amir, H., Asafu-Adjaye, J., & Ducpham, T. (2013). The impact of the Indonesian income tax reform: A CGE analysis. *Economic Modelling*, 31(1), 492-501. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.12.018>
6. Benítez, D. (2005). La matriz de contabilidad social de 2001 para el Ecuador. *Cuestiones Económicas*, 22(2), 151-188. <https://estudioseconomicos.bce.fin.ec/index.php/RevistaCE/article/view/124>
7. Benjasak, C., & Bhattarai, K. (2019). General equilibrium impacts of VAT and corporate income tax in Thailand. *International Advances in Economic Research*, 25(3), 263-276. <https://doi.org/10.1007/s11294-019-09742-7>

8. Bhattarai, K., Haughton, J., Head, M., & Tuerck, D. G. (2017). Simulating corporate income tax reform proposals with a dynamic CGE model. *International Journal of Economics and Finance*, 9(5), 20. <https://doi.org/10.5539/ijef.v9n5p20>
9. Bhattarai, K., Nguyen, D. T. K., & Van Nguyen, C. (2019). Impacts of direct and indirect tax reforms in Vietnam: A CGE analysis. *Economies*, 7(2). <https://doi.org/10.3390/economies7020050>
10. Burfisher, M. E. (2011). *Introduction to computable general equilibrium models*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511975004>
11. ECLAC. (2020). *Fiscal panorama of Latin America and the Caribbean, 2020* (LC/PUB.202). United Nations.
12. Dixon, P. B., & Jorgenson, D. W. (2013). Introduction. In *Handbook of Computable General Equilibrium Modeling* (pp. 1-22). <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59568-3.00001-8>
13. Fargeix, A., & Sadoulet, E. (1990). A financial computable general equilibrium model for the analysis of stabilization programs. 10(10), 147-181.
14. IMF. (2020). *Request for an Extended Fund Facility Arrangement: press release; staff report; staff supplement; and statement by the Executive Director for Ecuador* (Issue 20).
15. Guo, Y., & Shi, Y. (2021). Impact of the VAT reduction policy on local fiscal pressure in China in light of the COVID-19 pandemic: A measurement based on a computable general equilibrium model. *Economic Analysis and Policy*, 69, 253-264. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2020.12.010>
16. Jácome, H., & Cicowiez, M. (2012). El Tratado de Libre Comercio con la Unión Europea: efectos económicos y distributivos para el Ecuador. In *El retorno de las carabelas: Acuerdo Comercial Multipartes entre Ecuador y la Unión Europea* (pp. 1-200). FLACSO.
17. Kouwenaar, A. (1988). A basic needs policy model: A general equilibrium analysis with special reference to Ecuador. In *North-Holland*. Elsevier Science Publishers BV.
18. León, M., Rosero, J., & Vos, R. (2008). *El reto de alcanzar los objetivos de desarrollo del milenio en Ecuador. Un análisis de equilibrio general de los requerimientos de financiamiento* (pp. 1-13). Secretaría Técnica del Ministerio de Coordinación de Desarrollo Social.
19. Mardones, C. (2010). Evaluando reformas tributarias en Chile con un modelo CGE. *Estudios de Economía*, 37(2), 243-284. <https://doi.org/10.4067/s0718-52862010000200005>
20. Musgrave, R. A., & Musgrave, P. (1992). *Theoretical and applied public finance* (5th ed.). McGraw-Hill.
21. Oduber, A. J., & De Moraes, G. I. (2014). Análisis de equilibrio general computable para una propuesta de reforma tributaria en Colombia. *Revista Gestión & Desarrollo*, 74, 11-61.

22. Ponce, J., Sánchez, J. A., & Burgos, S. (2010). *Implicaciones de la política macroeconómica, los choques externos y los sistemas de protección social en la pobreza, la desigualdad y la vulnerabilidad. El caso del Ecuador, 1990-2006*. CEPAL – Colección Documentos de proyectos
23. Ramirez, J. (2007). Modelo ecuatoriano de equilibrio general aplicado. *Cuestiones Económicas*, 23(3), 128-169. <https://estudioeconomicos.bce.fin.ec/index.php/RevistaCE/article/view/136>
24. Robinson, S. (2006). *Macro models and multipliers: Leontief, Stone, Keynes, and CGE models* (Issue June, pp. 205-232). https://doi.org/10.1007/0-387-29748-0_11
25. Sajadifar, S. H., Khiabani, N., & Arakelyan, A. (2012). A computable general equilibrium model for evaluating the effects of value-added tax reform in Iran. *World Applied Sciences Journal*, 18(7), 918-924. <https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=ab261529819cf845e897a7f89abd57a101a64a79>
26. ServiciodeRentasInternas(2020). *Estadísticas Generales de Recaudación SRI - intersri*. <https://www.sri.gob.ec/estadisticas-generales-de-recaudacion-sri>
27. Sevilla, J. V. (2004). *Política y técnica tributarias*. Ministerio de Economía y Hacienda.
28. Slemrod, J. (1990). Optimal taxation and optimal tax systems. *Journal of Economic Perspectives*, 4(1), 157-178. <https://doi.org/10.1257/jep.4.1.157>
29. Sotomayor, B. (2017). *Reforma impositiva, bienestar y desigualdad en Ecuador: un enfoque de equilibrio general computable*. Universidad Nacional de La Plata.
30. Stiglitz, J. E. (2000). *The economics of the public sector* (3rd ed.). Columbia University.
31. Vos, R., & León, M. (2003). *Dolarización, dinámica de exportaciones y equidad: ¿cómo compatibilizarlas en el caso de Ecuador?* Unidad de Información y Análisis (SIISE) de la Secretaría Técnica del Frente Social.
32. Zalai, E., & Révész, T. (2016). The issue of macroeconomic closure revisited and extended. *Acta Oeconomica*, 66(1), 1-31. <https://doi.org/10.1556/032.2016.66.1.1>

APPENDIX 1.

Social accounting matrix 2019 at current prices in aggregate terms

		I	II	III	IV	V	VI	
		Industry	Income generation	Use of income	Taxes and subsidies	Capital	Rest of the world	
		Production sector	Factors	Industries	Homes	Government	Rest of the world	Total
I	Industry	Intermediate consumption (77.549.821)			Household consumption (63.596.229)	Government Consumption (16.483.785)	Exports (24.917.131)	Total demand (210.553.433)
II	Income generation	Value added (99.819.163)					Factored payment (8.036)	Factorial income (99.827.199)
III	Use of income	Industries	Factored payment (20.679.827)	Transfer for indemnification (5.610.997)	Transfer for indemnification (6.335.498)	Grants and tax credit (7.555.096)	Remittances received (231.075)	Industry income (42.317.352)
		Homes	Factored payment (76.042.988)	Transfer for indemnification (4.936.881)	Transfers (0)	Grants and tax credit (7.156.665)	Remittances received (2.954.316)	Household income (91.236.148)
		Government	Factored payment (3.088.956)	Administrative fees (11.981.722)	Administrative fees (8.366.139)	Administrative fees (2.550.789)	Remittances received (218.153)	Government Income (44.085.812)
			Sectional taxes (1.052.414)		Tax collection (12.075.721)	Capital transfers (4.751.918)		

(Continued)

		I	II	III			IV	V	VI
		Industry	Income generation	Use of income			Taxes and subsidies	Capital	Rest of the world
		Production sector	Factors	Industries	Homes	Government	Taxes and subsidies	Investment	Rest of the world
IV	Taxes and subsidies	Indirect taxes and subsidies (7.236.432)		Direct taxes (2.456.963)	Direct taxes (2.382.326)				Tax collection (12.075.721)
V	Capital			Industry savings (15.556.528)	Household savings (10.252.860)	Government Savings (8.823.730)			External savings (178.898)
VI	Rest of the world	Imports (24.895.603)	Factored payment (15.428)	Remittances sent abroad (1.774.261)	Remittances sent abroad (303.096)	Remittances sent abroad (1.515.748)		Capital transfers (3.473)	Foreign exchange outflow (28.507.608)
	Total	Total supply (210.553.433)	Factorial expense (99.827.199)	Industry spending (42.317.352)	Household spending (91.236.148)	Government Expenditure (44.085.812)	Tax collection (12.075.721)	Total investment (34.812.016)	Foreign currency entry (28.507.608)

Note. Figures are expressed in millions of dollars.

Source: Central Bank of Ecuador

APPENDIX 2.

Model elasticities

N	CGEM Sector	CES Imports ^(a)	CET Exports ^(a)	CES value added ^(c)	Elasticities-expenditure Household consumption ^(a)
1	Banana, coffee and cocoa cultivation	1,3 ^(c)	0,4	0,2	0,8
2	Agriculture	0,9	0,6	0,2	1,1
3	Livestock	0,8	0,6	0,2	0,8
4	Forestry	0,8	0,6	0,2	0,8
5	Aquaculture and shrimp fishing	1,2	1,5	0,2	0,8
6	Fishing and aquaculture	0,8	1,5	0,8	0,8
7	Crude oil and natural gas extraction	0,8	0,8	0,2	1,2
8	Oil and mining	0,8	0,8 ^(b)	0,2	0,8
9	Food manufacturing	0,9	0,9	1,1	0,8
10	Petroleum Refining	0,8	0,6	1,3	1,2
11	Non-food manufacturing	0,8	0,6	1,3	1,2
12	Electricity and water supply	0,2	0,2	1,3	0,8
13	Construction	0,0	1,0	1,7	0,8
14	Trade	0,0	1,0 ^(b)	1,7	0,8
15	Lodging and food services	0,8	1,0	1,7	0,8
16	Transportation, Warehousing and Communications	0,8	1,0	1,7	0,8
17	Real estate, business, and rental activities	1,5	1,0	1,7	1,1
18	Financial services activities	1,5	1,5	1,7	1,1
19	Public administration, defence, social security plans	0,0	1,0	1,7	1,1
20	Education and Health and social services	0,0	1,0	1,7	1,1
21	Other services	1,5	1,0	1,7	1,1

Sources: ^(a) Vos and León (2003), ^(b) León et al. (2008), ^(c) Jácome and Cicowiez (2012).

DINÁMICA TRANSICIONAL ENTRE PRODUCTIVIDAD Y EFICIENCIA DE LA INVERSIÓN DE LOS ESTADOS MEXICANOS: ECONOMÍA TOTAL Y SECTOR TRANSPORTE

Vicente Germán-Soto
Andrea N. Orozco Casas
Reyna E. Rodríguez Pérez

Germán-Soto, V., Orozco Casas, A. N., & Rodríguez Pérez, R. E. (2025). Dinámica transicional entre productividad y eficiencia de la inversión de los estados mexicanos: economía total y sector transporte. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 705-736.

Este artículo investiga la dinámica entre productividad e inversión de la economía total y el sector transporte de las entidades mexicanas. La hipótesis establece

V. Germán-Soto
Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo (México). Correo electrónico: vicentegerman@uadec.edu.mx
A. N. Orozco Casas
Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo (México). Correo electrónico: andreaorozco@uadec.edu.mx

R. E. Rodríguez Pérez
Universidad Autónoma de Coahuila, Saltillo (México). Correo electrónico: reynarodriguez@uadec.edu.mx
Sugerencia de citación: Germán-Soto, V., Orozco Casas, A. N., & Rodríguez Pérez, R. E. (2025). Dinámica transicional entre productividad y eficiencia de la inversión de los estados mexicanos: economía total y sector transporte. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 705-736. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n95.109365>

Este artículo fue recibido el 5 de junio de 2023, ajustado el 26 de febrero de 2024 y su publicación aprobada el 16 de abril de 2024.

que el desarrollo económico requiere variaciones productividad-inversión relativamente estables. El método de cadenas de Markov usa datos del periodo 1988-2018 para analizar el movimiento entre cuatro momentos del crecimiento: elevado, medio, bajo y decrecimiento. Se encuentra discontinuidad en la relación, cuya dinámica transicional es elevada entre estados extremos del crecimiento, pero muy baja en los estados intermedios. Esta condición dificulta la dinámica de transición hacia la estabilidad y representa un potencial inhibidor del desarrollo económico.

Palabras clave: cadenas de Markov; crecimiento económico; inversión; dependencia espacial.

JEL: C62, L91, O40, R10.

Germán-Soto, V., Orozco Casas, A. N., & Rodríguez Pérez, R. E. (2025). Transitional dynamics between productivity and investment efficiency in Mexican states: Total economy and transportation sector. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 705-736.

This work investigates the dynamics between productivity and investment of the total economy and the transportation sector in Mexican entities. The hypothesis states that economic development needs relatively stable productivity-investment variations. The Markov chain method uses data from the period 1988-2018 to analyze the movement between four moments of growth: high, medium, low, and decreasing. Discontinuity is found in the relationship, whose transitional dynamics is high between extreme states of growth, but very low in the intermediate states. This condition hinders the dynamics of transition to stability and represents a potential inhibitor of economic development.

Keywords: Markov chains; economic growth; investment; spatial dependence.

JEL: C62, L91, O40, R10.

INTRODUCCIÓN

El crecimiento económico ocurre cuando el incremento de la producción es mayor que los aumentos de la población. Como la población es creciente, el producto debe aumentar de forma continua, sin embargo, el crecimiento sostenido requiere un proceso continuo también de las inversiones. De otra manera, el proceso del crecimiento se vuelve desigual y fortuito, con periodos de avance lento y periodos de avance más rápidos. En teoría, estas interrupciones en la continuidad pueden explicar la formación de transiciones en el nivel de ingresos de las economías y llevar a desarrollo desigual (Fingleton, 1997; Quah, 1993). De aquí que un cuadro favorable para el desarrollo económico es consistente con una relación inversión-producto relativamente estable.

En las economías contemporáneas, la movilidad del capital facilita el acceso a los mercados e influye en la reducción de los costos de transporte, por lo que ambos tienen implicaciones positivas en el crecimiento. Por tanto, uno de los principales factores que influyen en el bajo crecimiento es el escaso dinamismo de la inversión no solo de la economía total, sino también de sectores como el transporte (Banco Interamericano de Desarrollo [BID], 2019). La relación entre crecimiento económico e inversión en transporte se considera importante para la toma de decisiones políticas, pues la modernización de este sector estimula la productividad de los agentes económicos.

El crecimiento económico ha sido heterogéneo y volátil en México no solo en el tiempo, sino también en el espacio regional. De acuerdo con el Banco Mundial (BM, 2021), durante las últimas cuatro décadas se logró crecer, en promedio, un 2 % anual. México promedia tasas de inversión muy bajas en el sector transporte, tanto en relación con países desarrollados como entre países de similar o inferior desarrollo. En 2012, por ejemplo, se encontraba en la posición número siete entre los países de América Latina en cuanto a porcentaje de inversión privada destinada al sector transporte como proporción del producto interior bruto (PIB). Esta situación no cambió con el tiempo, pues de 2010 a 2018 se observó una tasa de crecimiento baja si se compara con el promedio global (datos de *ranking* obtenidos del BM [2021]). Por otro lado, la inversión en el transporte ha sido muy heterogénea entre las entidades estatales. En 2018, solo nueve entidades concentraron el 66 % del PIB nacional (Nuevo León, Jalisco, Veracruz, Sonora, Guanajuato, Coahuila, Estado de México, Baja California y Puebla), lo que sugiere que los efectos de la inversión en el sector transporte impactan de manera distinta las regiones de mayor y menor crecimiento.¹

El problema que se aborda es que el impacto que tienen las inversiones en el crecimiento no se aprecia fácilmente en presencia de fluctuaciones e inestabilidad en el tiempo. Por tanto, ¿tendrá carácter permanente o transitoria la dinámica crecimiento-inversión? ¿Cuánto tiempo se necesita para que los movimientos de

¹ Cálculos propios a partir de datos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi).

transición se estabilicen? Esto es, si las condiciones actuales de movimiento transicional entre un estado de crecimiento y otro se mantienen, ¿cuánto tiempo llevará alcanzar el estado estable? ¿Qué probabilidad hay de transitar hacia un estado de crecimiento alto, a partir, por ejemplo, de un estado de crecimiento bajo o en decrecimiento? Este trabajo considera el enfoque de cadenas de Markov para investigar cómo ha evolucionado la dinámica de las transiciones del crecimiento de los estados mexicanos y cómo sería su distribución en un futuro.

La hipótesis de investigación es que existe discontinuidad en la dinámica de transición de la relación crecimiento-inversión que retrasa el cumplimiento de las metas de crecimiento, ya que, de acuerdo con la evidencia empírica, existe también elevada fluctuación entre los estados extremos del crecimiento. Esta situación se pone a prueba con el modelo estándar de Markov estimado con presencia de interacciones espaciales o sin ella. La hipótesis en el primer caso es que la dinámica transicional de los vecinos de una región influye en la relación crecimiento-inversión de largo plazo, por lo que también debe ser considerada.

Esta investigación plantea el objetivo de analizar las variaciones en el crecimiento, medido como producto por trabajador, y su condicionamiento con la eficiencia observada en las inversiones. El ejercicio se lleva a cabo para la economía total y el sector transporte.

La contribución de este trabajo consiste en que se apoya en el conjunto de eventos de un periodo suficientemente largo de inversiones (1988-2018), para recoger el impacto de esta dinámica en los resultados del crecimiento. Esta perspectiva permite entender el problema de la inestabilidad como factor del insuficiente crecimiento de las economías. German-Soto y San Gabriel Medina (2021) analizaron el sector transporte usando las tasas de crecimiento per cápita del valor agregado (no por trabajador, como en este caso) y las inversiones medidas desde el total de activos fijos para el periodo 1975-2013. Además, basados en el índice de desarrollo humano (IDH) regionalizaron el país e investigaron si la dinámica de transición fue diferente en función del grado de desarrollo humano regional. Este estudio, en cambio, comprende el periodo 1988-2018, considera el producto por trabajador, usa una medida de la eficiencia de la inversión e incorpora un análisis de los efectos espaciales en la dinámica de transición. Además, la evidencia de este trabajo se lleva tanto en la economía total como en el sector transporte de los estados mexicanos. En particular, el desempeño del transporte es crucial porque agiliza la actividad económica e incide en los procesos del crecimiento. Por tanto, esta propuesta deja contribuciones originales tanto desde la perspectiva metodológica como desde los resultados obtenidos. Entre los hallazgos más importantes, esta investigación encuentra que hay inestabilidad importante en la relación crecimiento-inversiones que ralentiza el desempeño económico.

Después de la introducción, el trabajo se desarrolla en cinco secciones. Primero, se revisa la evidencia teórica y empírica; segundo, se describe el enfoque de cadenas de Markov; tercero, se presentan los datos y su descripción; cuarto, se comentan los resultados y hallazgos, y finalmente, se discuten las conclusiones.

LA RELACIÓN INVERSIÓN-PRODUCTO

En teoría, el nivel de producción está en función de los insumos de capital y trabajo, pero, debido a los rendimientos decrecientes, la ruta del crecimiento llega a un estado estacionario (Fingleton, 1997; Mankiw *et al.*, 1992) y, ante una población en aumento, el crecimiento resulta insuficiente. Por tanto, se vuelve imprescindible incrementar las inversiones porque el capital invertido impulsa la demanda de bienes y servicios, crea empleos, amplía la infraestructura y reduce los costos de transportación (Aschauer, 1990 y 2000; Lachler y Aschauer, 1998). A largo plazo, la transición dinámica entre crecimiento e inversión debe reducir las diferencias de ingreso per cápita y mejorar el bienestar de la sociedad. Sin embargo, la relación debe observar continuidad para ejercer impactos sustanciales, por lo que se vuelve fundamental revisar la parte empírica de este precepto teórico.

En esta dinámica, un sector de la economía crucial para mantener la ruta del crecimiento es el transporte. Los estudios, en general, han encontrado efectos positivos de la productividad y el sector transporte. Según Mas *et al.* (1994) y Cantos *et al.* (2005), el capital público de las regiones españolas provoca un efecto positivo en la productividad del sector privado. De acuerdo con Seitz y Licht (1995), la inversión en infraestructura de transporte produce una reducción de los costos en las empresas alemanas, lo que, a su vez, mejora la productividad. Canning (1999) encontró que la productividad está por encima del promedio de la inversión, pero con fuerte volatilidad en las inversiones. Para Banister y Berechman (2001), la inversión en el sector transporte es una condición necesaria mas no suficiente para generar crecimiento económico. Deben, por tanto, existir condiciones previas y el impacto dependerá del tipo de región a analizar, es decir, si se trata de una región con crecimiento alto, con decrecimiento, entre otros. Pero la evidencia es más bien inconclusa, pues depende de muchos factores (Timilsina *et al.*, 2024).

De acuerdo con Deichmann *et al.* (2004), las empresas del sur de México son un 68 % menos productivas que las empresas ubicadas en otras regiones del país. Desde el punto de vista de la accesibilidad (relacionada con la inversión en transporte), un aumento del 10 % en el acceso al mercado refleja un aumento del 6 % en la productividad. Fontenla y Noriega (2005) confirman el efecto de la infraestructura como un impacto permanente y significativo en la producción real después de cierto rezago. Las entidades de México crecen, pero no se maximiza el crecimiento. Mamatzakis y Tsionas (2018) señalan una relación positiva pero decreciente con la productividad. Según Ioan (2019), el aumento de la productividad y la inversión en el transporte, además de incrementar los niveles de producto, maximiza los beneficios sociales.

Para Durán-Fernández y Santos (2014), la productividad manufacturera mexicana experimentó mejoras pronunciadas en las regiones que eran menos productivas, de tal manera que para reducir las brechas actuales se requieren veinticinco años. Este desajuste se puede reducir al invertir en infraestructura vial. De acuerdo con German-Soto y Barajas Bustillos (2014), la infraestructura posee un rezago temporal sobre el crecimiento, ya que los efectos no son inmediatos.

Walke *et al.* (2015) concluyen que las inversiones a nivel regional en infraestructura de transporte podrían facilitar el crecimiento económico. Además, se deben registrar inversiones más grandes a las que actualmente existen en México, las cuales no rebasan el 1 % del PIB.

El enfoque de Markov analiza los cambios actuales de un proceso específico y predice los cambios en el futuro (Abdallah, 2016; Fingleton, 1997). Por ejemplo, Schwartz (2012) modela la asimetría en los movimientos de una serie de tiempo y estima las probabilidades de transición en las tasas de desempleo; Gabriel y Sanguan (2011) evalúan la sostenibilidad fiscal a largo plazo; Le Gallo (2004) explica las disparidades del PIB entre 138 regiones europeas a través de un modelo de cadenas de Markov de primer orden; Torres Preciado *et al.* (2017) se centran en los derrames espaciales al analizar la dinámica de las inversiones foráneas entre los estados mexicanos, y German-Soto y San Gabriel Medina (2021) ponen a prueba la hipótesis de si los cambios en la composición producción-inversión en el sector transporte se estabilizan a largo plazo.

EL ENFOQUE DE CADENAS DE MARKOV

Las cadenas de Markov consisten en una combinación sucesiva en el tiempo de dos matrices de eventos: X_t que concentra las condiciones iniciales y la matriz de transición formada por las probabilidades de moverse de un estado a otro. Se asume que X_t capta el desempeño de un conjunto de economías como un proceso estocásticamente finito, por tanto, satisface la “propiedad de Markov”, como se presenta a continuación:

$$P(X_j = j | X_{t-1} = i, X_{t-2} = i_{t-2}, X_{t-3} = i_{t-3}, \dots, X_0 = i_0) = P(X_t = j | X_{t-1} = i) \quad (1)$$

Donde $t \in T \forall T = 0, 1, 2, 3, \dots$ en cada estado $j, i, i_m (\forall m = 0, 1, 2, 3, \dots, m - 2)$. La matriz de probabilidades X es una matriz de transición que va de un estado inicial a otro final en un periodo determinado.

Los posibles valores se toman de un conjunto de categorías que son mutuamente excluyentes y que se denominan estados del sistema, lo que permite obtener las probabilidades asociadas a cada uno de los estados. De acuerdo con Fingleton (1997, 1999), Rosati (2011), entre otros, la base de la construcción de una cadena de Markov son las probabilidades de transición, las cuales se definen como la probabilidad de la dinámica de dos estados en un sistema a lo largo del tiempo. A partir de la cuantificación de los estados de interés y la estimación de la frecuencia de las transiciones en el periodo de estudio (ecuación 2), se obtienen las probabilidades de transición de los elementos del sistema de cada uno de los estados:

$$\hat{m}_{ij} = \frac{f_{ij}}{f_i} = \frac{f_{ij}}{\sum_j f_{ij}} \quad (2)$$

Donde f_{ij} y f_j son las sumas de las frecuencias (casos) observadas durante el periodo de estudio, es decir, $f_{ij} = \sum_{t=1}^T f_{ij}^t$ y $f_i = \sum_{t=1}^T f_i^{t-1}$ (Hillier y Liberman, 2010). Con las frecuencias, se puede construir la matriz de transición, $m_{ij}(t) = P(X_t = j | X_{t-1} = i)$, las cuales son independientes, por lo que es posible tener una distribución homogénea sobre esta matriz (Hillier y Liberman, 2010, Paniello, 2022).

Ya que el sistema es un proceso evolutivo hacia alguno de los estados, las probabilidades de transición cumplirán la propiedad de que por fila la matriz M debe sumar 1. Otra de las propiedades que se deben cumplir por la misma definición de probabilidad es que cada una de estas probabilidades debe ser no negativa (Paniello, 2022). Si se cumplen estas propiedades, nos encontramos frente a una matriz estocástica:

$$\sum_{i=1}^N m_{ij} = 1 \quad (3)$$

Recordemos que, así como se requiere una matriz de transición, también se necesita el vector inicial que se conforma a partir del conteo de los eventos pasados. En este estudio, $N = 4$ (crecimiento alto, crecimiento medio, crecimiento bajo y decrecimiento) y $t = 6$, es decir, se aprovechan las tasas de crecimiento de cada cinco años en el periodo 1988-2018. Dada la característica de una matriz regular, la cadena de Markov tiende a una distribución límite en el tiempo reflejada en la ecuación (4), que es independiente de su asignación inicial $X_{t=0}$:

$$X^* = \lim_{T \rightarrow \infty} \left[(X_{t=0})(M)^T \right] \quad (4)$$

El objetivo es relacionar iterativamente las matrices de transición y el vector inicial para definir las distribuciones después de algunos periodos de transición. La distribución después del primer periodo (momento $t = 1$) es $X_{t=1} = X_{t=0} \cdot M$, así como en el T -ésimo periodo se presenta de la siguiente manera $X_{t=T} = X_{t=T-1} \cdot M$.

Empíricamente, se siguen tres ejercicios. En el primero, se definen los estados de la matriz de transición para cada variable individualmente (productividad y eficiencia de la inversión) entre los momentos t y $t-1$. En este caso, se revisa la dinámica de transición de cada variable por separado entre un estado y otro en los momentos t y $t-1$ (análisis incondicional). En el segundo ejercicio, se definen los estados de la matriz de transición como el desempeño conjunto productividad-eficiencia de la inversión (en tasas de crecimiento). De acuerdo con la teoría, crecimiento e inversión están interrelacionados, por lo que será interesante examinar la probabilidad, por ejemplo, de pasar de un estado bajo, de ambos, crecimiento económico e inversiones, a un estado elevado. La idea es captar el proceso de transición cuando una variable se halla condicionada al desempeño de la otra, de aquí que a este ejercicio

lo denominamos “análisis condicional” (al igual que en German-Soto y San Gabriel Medina, 2021). Finalmente, y como resultado de que, en economías abiertas, como las regiones de un mismo país, adquiere relevancia el espacio donde se desarrolla la actividad económica, un tercer ejercicio busca captar el efecto de las relaciones vecinales en la dinámica de transición (análisis condicionado por vecindad).

SISTEMA REGIONAL MEXICANO, DATOS, INDICADORES Y ANÁLISIS EXPLORATORIO

El sistema regional mexicano

México se compone de 32 entidades federativas (figura 5) que participan en un sistema abierto de competencia por atraer inversiones, nacionales y foráneas, capital humano y empleo. El sistema regional se define como un proceso de cohesión económica para reducir las desigualdades creadas por el mercado.

Después de una etapa de prosperidad relativa de la economía mexicana, entre 1952 y 1976, basada en el crecimiento elevado y la reducción de las brechas regionales de ingreso, se presentó un periodo convulso que desestabilizó la evolución de las variables macroeconómicas, como la inflación, el empleo, el crecimiento económico, las inversiones, etc., en la década de 1980. Esta situación llevó a un contexto de crecimiento bajo y errático que no ha podido corregirse. La apertura comercial y la política de exportaciones fueron las principales estrategias para recuperar la tendencia progresista. Sin embargo, el crecimiento económico ha promediado tasas muy bajas y por debajo del crecimiento poblacional durante los treinta años que lleva el modelo de economía abierta. A nivel subnacional, el proceso de reducción de las desigualdades económicas se detuvo en la década de 1980 y la apertura comercial hizo a algunos estados más atractivos para invertir, acentuando las disparidades regionales, principalmente entre norte y sur del país.

Las tasas de convergencia regional se ralentizaron después de la década de 1980 (Carrion-i-Silvestre y German-Soto, 2007; Cermeño, 2001; German-Soto *et al.*, 2020; Levy y Walton, 2009) con aumentos sustanciales de la desigualdad. German-Soto (2019) reporta que los estados que hace ochenta años eran los de menor (mayor) producto per cápita, hoy día siguen siendo prácticamente los mismos. En la etapa previa a la década de 1980, los estados de mayor producto per cápita fueron Ciudad de México, Nuevo León, Jalisco, Coahuila y Baja California, mientras entre los de menor ingreso figuraban Oaxaca, Guerrero, Chiapas, Tlaxcala y Nayarit. Cuarenta años después, estos estados de mayor y menor producto per cápita siguen, prácticamente, en la misma ubicación, lo que significa que la radiografía de la desigualdad regional en México poco ha cambiado.

¿Cómo será el desempeño actual en cuanto a producto por trabajador y eficiencia de la inversión? El análisis exploratorio aborda este aspecto, mientras en los resultados se revisa la dinámica de transición hacia el equilibrio.

Datos e indicadores

Los datos provienen de los censos económicos que se llevan a cabo cada cinco años por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi) en entidad federativa. El periodo es 1988-2018, es decir, los datos corresponden a 1988, 1993, 1998, 2003, 2008, 2013 y 2018. El crecimiento económico se basa en la perspectiva de largo plazo, por tanto, la idea es cubrir un periodo lo más largo posible. Así, la disponibilidad de información estadística nos limita a 1988 como año de inicio y a 2018 como año final. El primero es porque desde ese año las estadísticas estatales son más homogéneas, principalmente en inversiones, y la segunda fecha es porque es el año más reciente de los censos económicos.² De esta manera, también se evalúa un periodo en el que el crecimiento se ha deteriorado. Las variables se valoraron para la economía total y el sector transporte (ramas 48-49). Para medir el crecimiento económico, se estimó el PIB por trabajador (personal ocupado total promedio), a precios constantes de 2013. Se calculó también un índice de eficiencia de la inversión, medido como la razón PIB total a activos fijos brutos (AFB). Se busca tener una medida de cuánto se produce por unidad monetaria invertida. Cuanto más alto es este coeficiente, más eficiente es una inversión. Se utilizó el deflactor implícito del PIB de la economía total y su correspondiente deflactor en el sector transporte, ambos con 2013 como año base. En el caso de la variable AFB, se acudió al índice de precios de la formación bruta de capital fijo (FBKF, por sus siglas en inglés) nacional. Para el AFB del sector transporte, se usa el deflactor de precios de la FBKF nacional del sector maquinaria y equipo.

Se crearon cuatro clases mutuamente excluyentes de tasas de crecimiento usando la medida de la amplitud total. Debe notarse que la definición de los rangos de crecimiento se decidió empíricamente, con base en las variaciones del crecimiento presentes en los datos. Una vez calculada la amplitud total, se determinó su valor promedio para generar un rango de variación alrededor de esta y formar la categoría crecimiento medio. Los valores superiores a este rango constituyen la categoría crecimiento alto, mientras los valores inferiores se clasificaron como crecimiento bajo. Sin embargo, con la idea de identificar la dinámica económica en situaciones en las que las tasas de crecimiento fueron negativas, se consideraron estos eventos en otra clase, denominada “decrecimiento”. La tabla 1 resume los estados del crecimiento y los valores de cada clase basados en la información censal de cada cinco años. De esta manera, se logra que el ejercicio empírico dependa de toda la información pasada disponible y no solo del último año de registro.

² El próximo censo económico corresponde a la medición de la actividad económica durante 2023 y se tiene planeado iniciar su levantamiento en 2024. Por tanto, esa información aún no está disponible.

Tabla 1.
Definición y rangos de los estados del crecimiento de este estudio

Estado/categoría	Rango de clase
Crecimiento alto (CA)	Tasas de crecimiento superiores al 2 % anual
Crecimiento medio (CM)	Tasas de crecimiento anual entre el 2 % y el 1,5 %
Crecimiento bajo (CB)	Tasas de crecimiento anual entre el 1,5 % y el 0 %
Decrecimiento (DEC)	Tasas de decrecimiento (o negativas)

Nota: los intervalos cerrados no incluyen el límite inferior.
Fuente: elaboración propia.

Análisis exploratorio

En la parte A de la figura 1, se observa que la dispersión regional de la media del PIB por trabajador (en pesos por trabajador) registró una tendencia decreciente. Esto significa que, en promedio, la productividad ha declinado, con las tasas más pequeñas en 2003 y 2018, pero la amplitud cada vez más estrecha de la caja indica reducciones de la desigualdad entre las economías estatales. Cuantitativamente, estos valores medios, por año, son 1128,12 (1988), 993,28 (2003), 833,42 (1998), 730,09 (2003), 681,07 (2008), 701,19 (2013) y 629,51 (2018). Gráficamente, las medias se señalan mediante la barra horizontal en cada caja. La figura 1 también destaca que, aun excluyendo a Campeche, por su desempeño tan diferente como consecuencia de la producción de petróleo, tiene lugar otra conducta atípica que, en este caso, corresponde a Tabasco, también referente en producción de petróleo, que lo lleva a tener un valor comparativamente alto de PIB per cápita. Sin embargo, en este caso, no hay distorsión visual, por lo que no fue necesario omitirlo del análisis gráfico.

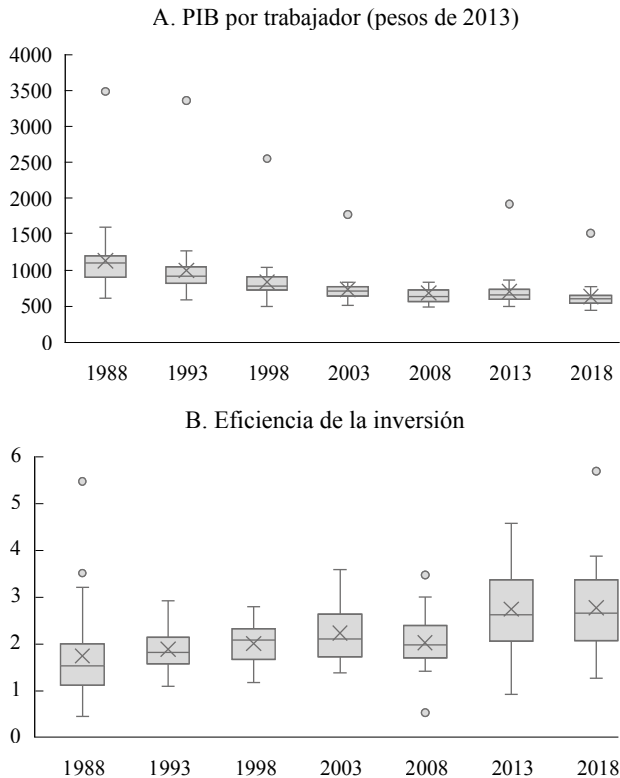
En la parte B de la figura 1, se muestra la eficiencia de la inversión de la economía total. Desde una visión de largo plazo, la eficiencia con la que se realizan las inversiones ha ido mejorando. De hecho, con un promedio de 1,75, 1988 es el año con la menor eficiencia, le siguen 1993 (1,90), 1998 (2,02), 2008 (2,03), 2003 (2,24), 2013 (2,75) y 2018 (2,78). Sin embargo, la dispersión regional es ahora más elevada. Algunos de los elementos que se observan fuera de la caja corresponden, en este caso, a los valores de Chiapas y Tabasco, principalmente.

El escenario con tasas de crecimiento es menos alentador. En la figura 2, las tasas de crecimiento del PIB por trabajador y del índice de eficiencia de la inversión forman prácticamente una línea horizontal, luego de que la primera promediara valores negativos y cantidades muy cercanas a cero, la segunda.

La tasa media de crecimiento regional fue positiva solo durante 2008-2013 (0,54 %), mientras fue negativa en el resto de los periodos: -2,6 % (1988-1993), -3,3 % (1993-1998), -2,2 % (1998-2003), -1,5 % (2003-2008) y -2 % (2013-2018). En cambio, fue más favorable el desempeño de la eficiencia de la inversión

al registrar tasas de crecimiento promedio del 3,6 % (1988-1993), el 1,2 % (1993-1998), el 2,0 % (1998-2003), el -2,2 % (2003-2008), el 6,0 % (2008-2013) y el 0,26 % (2013-2018).

Figura 1.
Economía total (datos en niveles)



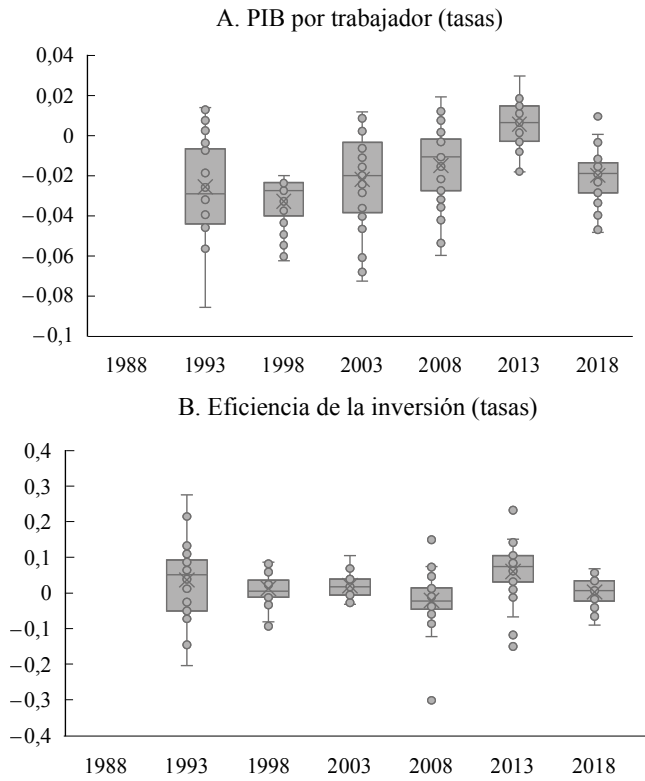
Nota: para mejor apreciación visual, se excluye a Campeche, dada su condición de *outlier*.
Fuente: elaboración propia con datos de censos económicos del Inegi.

Comparativamente, hay mayor dispersión, pero no hay ahora presencia de eventos atípicos en la tasa de crecimiento del producto por trabajador, ya que los puntos fuera de las cajas se hallan en el rango de variación normal señalado por las velas de la gráfica. Esto es así, excepto en los casos de la eficiencia de la inversión de Zacatecas (2008), Ciudad de México (2013) y Guerrero (2013).

En lo que se refiere al sector transporte total, ambas variables evolucionaron sin una clara pendiente positiva, al contrario, tiene lugar una línea casi horizontal. También se aprecia que solo algunas de las entidades recibieron fuertes inversiones

y su nivel de producción se despegó del resto, pero en sí no se registraron progresos significativos a lo largo del periodo (figura 3). Esta conducta prevalece, incluso, cuando los indicadores son tratados como tasas anualizadas del crecimiento (figura 4).

Figura 2.
Economía total (tasas de crecimiento)

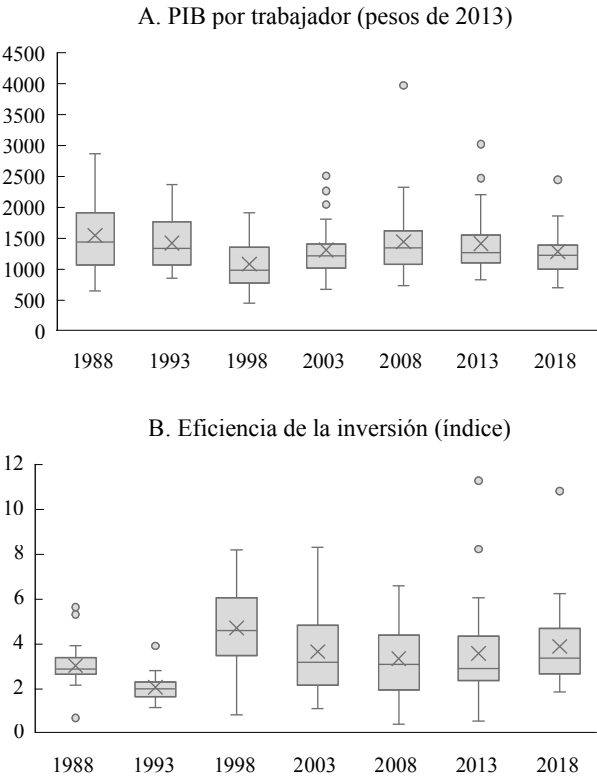


Nota: para mejor apreciación visual, se excluye a Campeche, dada su condición de *outlier*.
Fuente: elaboración propia con datos de censos económicos de Inegi.

Numéricamente, los valores promedio del PIB por trabajador en el sector del transporte son (figura 3, parte A): 1536,32 (1988), 1412,37 (1993), 1072,06 (1998), 1297,61 (2003), 1431,15 (2008), 1401,13 (2013) y 1273,06 (2018). Como se ve, la productividad media ha ido cayendo, en particular desde 2008 (figura 4, parte A): del -0,05 % para el periodo 2008-2013 y del -1,9 % para el quinquenio 2013-2018. En cuanto a la eficiencia de la inversión (parte B de las figuras 3 y 4), se describe un comportamiento con aumentos y caídas a lo largo del periodo. Por ejemplo, en

1988 se generaron 3,02 pesos por cada peso invertido, pero ese índice bajó a 2,06 en 1993 para luego subir a 4,70 en el siguiente quinquenio. Posteriormente, la eficiencia cae a 3,64 (2003) y a 3,33 en 2008, desde entonces ha aumentado, pero aún sigue por debajo del nivel alcanzado en 1998. Esta conducta se refleja en las tasas de crecimiento de la eficiencia de la inversión: -7 % (1988-1993), 15,1 % (1993-1998), -5,4 % (1998-2003), -2,1 % (2003-2008), 1,0 % (2008-2013) y 3,3 % (2013-2018).

Figura 3.
Sector transporte total (datos en niveles)

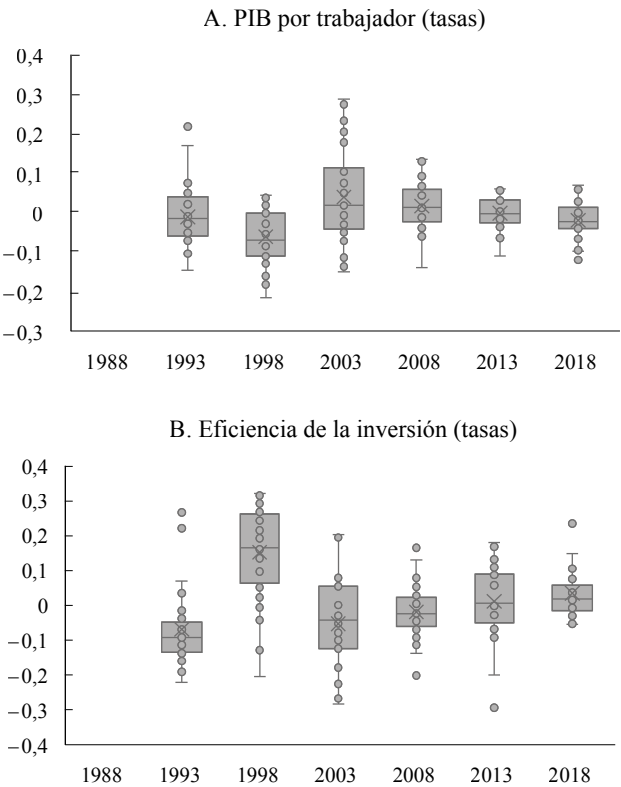


Nota: para mejor apreciación visual, se excluye a Campeche, dada su condición de *outlier*.
Fuente: elaboración propia con datos de censos económicos de Inegi.

La inversión en el transporte ha sido heterogénea, regional y temporal. Algunas regiones tuvieron periodos con fuertes inversiones, pero otros años fueron bajas. Esta discontinuidad se observa en la aparición de puntos fuera de las cajas en las figuras. Los más importantes corresponden a Quintana Roo (2013) y Guerrero

(2013 y 2018), en la tasa de crecimiento del producto, mientras en tasas de crecimiento de la eficiencia de la inversión están Baja California Sur (1993), Veracruz (1993) y Querétaro (2013 y 2018).

Figura 4.
Sector transporte (tasas de crecimiento)



Nota: para mejor apreciación visual, se excluye a Campeche, dada su condición de *outlier*.
Fuente: elaboración propia con datos de censos económicos de Inegi.

En sí, el análisis gráfico señala que la eficiencia con la que se invierte no mejoró durante el periodo, ni en la economía total ni en el sector transporte. Esta observación se relaciona con el poco avance registrado por la economía mexicana en cuanto a crecimiento del producto por trabajador.

En la economía total, se presenta mayor variabilidad y asimetría regional que en el sector transporte (un resultado en línea también con el análisis de la varianza). Sin embargo, el índice de eficiencia de la inversión del sector transporte tiene mayor varianza (tabla 2). Los cuatro indicadores poseen asimetría positiva en ambos contextos. Esto quiere decir que los datos están más cargados hacia la derecha, en

relación con una distribución normal, aunque el sector transporte se distribuye con mayor simetría al estar sus valores más cercanos al valor teórico de cero. En términos prácticos, es baja la cantidad de entidades con los niveles más elevados tanto de PIB por trabajador como de eficiencia de la inversión, lo que es indicativo de que la mayoría de las entidades se acomoda en la cola de valores inferiores. Además, en todos los indicadores la distribución de los datos es leptocúrtica, esto es, la mayoría de los valores se concentra en torno a la media.

El desempeño regional de la eficiencia de la inversión se puede captar analizando la distribución por percentiles de dispersión. En la figura 5 (economía total), las entidades que obtuvieron un mayor índice de eficiencia en la inversión en 1988 fueron Chiapas, Nayarit, Sinaloa, Guerrero y Yucatán. En esos estados, la inversión productiva ejerció mayores impactos, es decir, desde una comparación regional fue más eficiente.

Tabla 2.
Estadísticas descriptivas básicas (1988-2018)

	Economía total		Sector transporte	
	PIB por trabajador (miles de pesos)	Índice de eficiencia de la inversión	PIB por trabajador (miles de pesos)	Índice de eficiencia de la inversión
Media	813,81	2,21	1346,24	3,45
Valor máximo	3486,65	5,70	3969,24	11,28
Valor mínimo	441,83	0,45	432,47	0,40
Desviación estándar	368,23	0,78	498,47	1,79
Asimetría	4,20	1,01	1,44	1,25
Curtosis	24,62	2,45	3,73	2,33

Nota: se excluye al estado de Campeche. Observaciones totales: 217.
Fuente: elaboración propia.

Aquellas entidades que en 1988 tuvieron un menor índice de eficiencia en la inversión de la economía total fueron Veracruz, Tabasco, Michoacán, Coahuila y Tamaulipas. Dentro de este grupo, se incluyen economías que han tenido tasas de crecimiento elevadas del PIB, pero inferiores a las tasas de crecimiento de la inversión.

Para 2018, las entidades que obtuvieron un mayor índice de eficiencia de la inversión de la economía total fueron Guerrero, Baja California, Sinaloa, Yucatán y el Estado de México (figura 6). Con respecto a 1988, Guerrero, Yucatán y Sinaloa conservan los primeros lugares desde el punto de vista del índice de la eficiencia de la inversión; sin embargo, entidades como el Estado de México y Baja California incrementaron su grado de eficiencia.

En el sector transporte, las entidades con inversiones más eficientes en 1988 fueron Campeche, Tlaxcala, Guerrero, Estado de México y Oaxaca (figura 7). En comparación con la economía total, el desempeño de la inversión del sector transporte es diferente, particularmente en entidades como Tlaxcala, Oaxaca y Campeche. Al igual que con el índice de la economía total, por cada unidad monetaria de inversión se generan, en promedio, poco más de cuatro unidades monetarias de producto. Aquellas entidades que presentan menor eficiencia en el sector transporte en 1988 son Baja California Sur, Veracruz, Guanajuato, Aguascalientes y Ciudad de México.

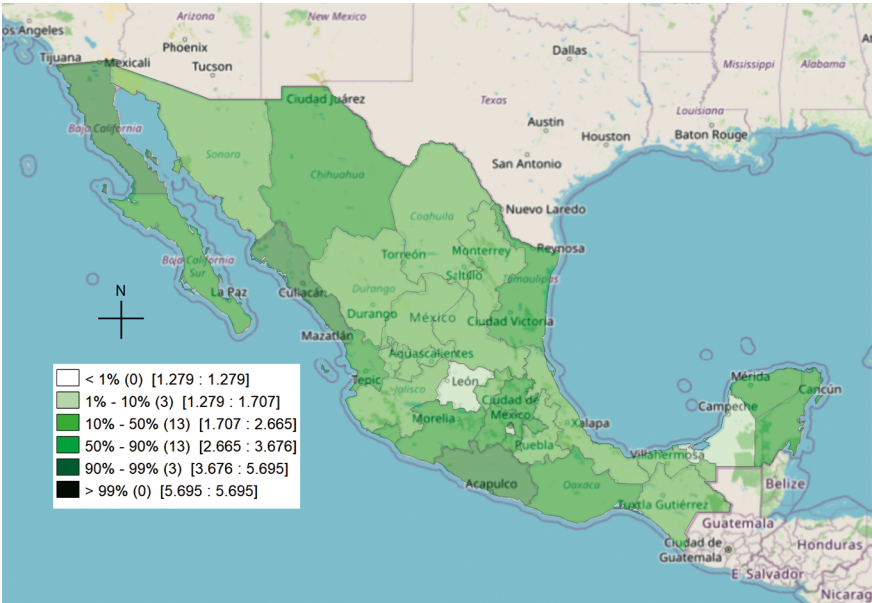
Esta distribución cambió ligeramente en 2018 (figura 8). Las entidades con índices más elevados fueron Guerrero, Campeche, Quintana Roo, Baja California Sur e Hidalgo. Esto sugiere que hubo movimientos entre los estados del crecimiento, debido a que solo dos de las cinco entidades con mayores índices se mantuvieron en 2018 (Guerrero y Campeche), el resto cambió de estatus. Baja California Sur, por ejemplo, pasó de tener un índice de la eficiencia en la inversión bajo a uno alto. Este nivel de volatilidad sugiere que durante el periodo existieron en el país momentos de fuerte y muy baja inversión.

Figura 5.
Distribución de la eficiencia de la inversión en la economía total en 1988 (percentiles)



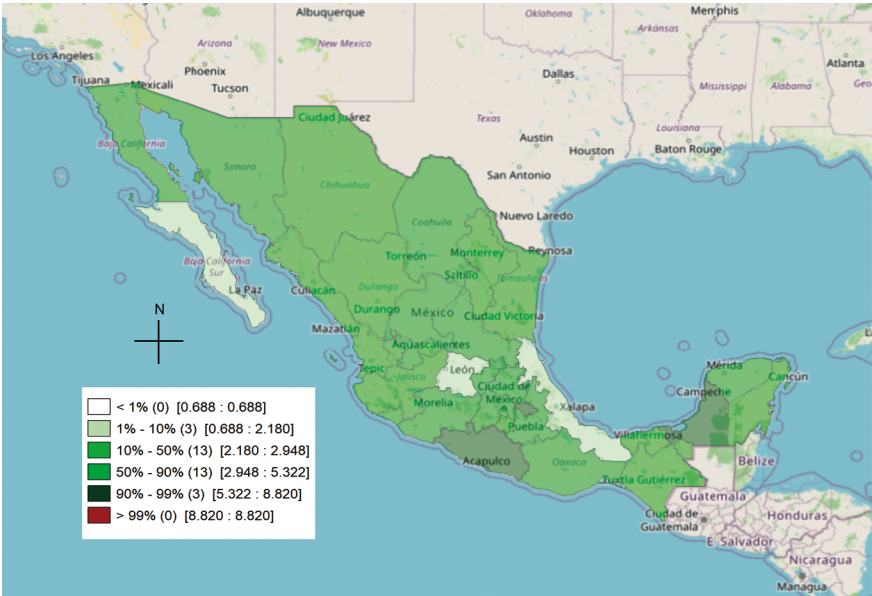
Fuente: elaboración propia con datos de censos económicos de Inegi y el *software* GeoDa.

Figura 6.
Distribución de la eficiencia de la inversión en la economía total en 2018 (percentiles)



Fuente: elaboración propia con datos de censos económicos de Inegi y el *software* GeoDa.

Figura 7.
Distribución de la eficiencia de la inversión en el sector transporte en 1988 (percentiles)



Fuente: elaboración propia con datos de censos económicos de Inegi y el *software* GeoDa.

Figura 8.
Distribución de la eficiencia de la inversión en el sector transporte en 2018 (percentiles)



Fuente: elaboración propia con datos de censos económicos de Inegi y el *software* GeoDa.

RESULTADOS DE LA DINÁMICA TRANSICIONAL: ECONOMÍA TOTAL Y SECTOR TRANSPORTE

Distribución inicial de estados del crecimiento

Se dispone de 224 observaciones sobre producción por trabajador y eficiencia de la inversión en los 32 estados del país y las siete fechas censales del periodo de análisis (datos en niveles, antes de estimar tasas de crecimiento). La pregunta que se pone a discusión es ¿qué tan vinculados están los resultados del crecimiento con el desempeño de las inversiones? Los eventos mostrados en la tabla 3 se concentran en las categorías extremas (CA y DEC) con muy pocos episodios en los rangos intermedios definidos en esta clasificación.

En la economía total, por ejemplo, el 78 % de los episodios se halla en esta situación. La cifra es del 76 % para el índice de inversión, mientras en el análisis condicionado se contabiliza el 80 % de los casos.

Tabla 3.
Vector inicial de estados del crecimiento (distribución de eventos)

Variable/estado	Crecimiento alto (CA)	Crecimiento medio (CM)	Crecimiento bajo (CB)	Decrecimiento (DEC)
Economía total				
Análisis incondicional				
PIB por trabajador	2	6	29	123
Inversión (índice de eficiencia)	81	3	15	61
Análisis condicionado				
Inversión PIB	2	6	31	153
Sector transporte				
Análisis incondicional				
PIB por trabajador	52	7	13	88
Inversión (índice de eficiencia)	62	2	5	91
Análisis condicionado				
Inversión PIB	58	8	18	108

Nota: distribución de eventos del crecimiento registrado por cada variable y entidad federativa durante 1988-2018 (7 datos quinquenales).
Fuente: elaboración propia.

El resultado es similar en el sector transporte, aunque la distribución de eventos es menos heterogénea. El 88 % de los casos del crecimiento del PIB por trabajador se halla en CA y DEC, para la inversión sube al 95 % y el 86 % con el análisis condicionado. Desde esta primera aproximación, se infiere inestabilidad y volatilidad en la relación entre tasas de crecimiento económico y de inversión. Se crece mucho en determinado año porque también se invierte mucho o se decrece porque caen notablemente las nuevas inversiones, pero no hay transiciones suaves que lleven a una relación de correspondencia más intensa con las categorías intermedias.

Dinámica transicional

La tabla 4 contiene las estimaciones de la matriz de probabilidades, obtenida a partir de relacionar la matriz de transición con el vector inicial de la tabla 3 hasta alcanzar el estado estable.³ Una vez que los diferentes estados convergen, se obtiene información del vector final de probabilidades (última columna de la tabla 4) y del vector de distribución final (fila etiquetada como VD_{EE} , es decir, la distribución de casos, en cada categoría del crecimiento, en el estado estable).

En cuanto a PIB por trabajador, las probabilidades de transitar hacia el estado de crecimiento alto (CA) o permanecer en este son las más bajas. Por ejemplo, una economía que registró decrecimiento tiene una probabilidad apenas del 1,6 % de pasar a crecimiento alto, mientras las probabilidades son nulas para las otras categorías (CA, CM, CB). Asimismo, la conexión entre crecimiento alto y decrecimiento es muy fuerte. La probabilidad de pasar del primero al segundo es del 50 %, además, entre los estados decrecimiento (DEC) y crecimiento bajo (CB) hay probabilidades también muy elevadas.

Este panorama es poco favorable para una tendencia progresista. Además, las condiciones en las que se formó este proceso tardarían mucho tiempo en desaparecer, de acuerdo con las rondas necesarias para llegar al estado estable, estimadas en siete.⁴ Se esperaría que conforme transcurra el tiempo se alcancen mayores tasas de crecimiento económico y de mejoras en el bienestar; sin embargo, las cifras obtenidas evidencian que a largo plazo es complicado transitar de la situación desfavorable a la favorable o mantenerse en esta última.

Comparativamente, entre el desempeño del PIB por trabajador y la eficiencia de las inversiones hay diferencias notorias (ejercicio incondicional). Las condiciones iniciales sugieren que el PIB por trabajador registró muy pocos eventos en la parte alta del crecimiento, las probabilidades en las celdas de CA y CM son pequeñas o nulas,

³ Las estimaciones de la dinámica de transición con el enfoque de Markov se obtuvieron desde un programa ejecutado en Excel.

⁴ Con frecuencia quinquenal, alcanzar el estado estable implica treinta y cinco años. Esta velocidad coincide con la estimación promedio de convergencia económica en muchos estudios del crecimiento, en que se tiene la regla empírica de una tasa del 2 %, lo que equivale a cerca de treinta y cinco años (De la Fuente, 1997; Mankiw *et al.*, 1992). Para México véanse, Cermeño (2001), German-Soto y Escobedo Sagaz (2011) y German-Soto *et al.* (2020).

mientras son elevadas en las categorías crecimiento bajo y decrecimiento. En particular, el estado decrecimiento estima probabilidades superiores al 75 % cuando el evento proviene de CM, CB e, incluso, en DEC. Es decir, casi no se registraron tasas elevadas de crecimiento económico y salir del bache que representan crecimiento bajo y decrecimiento resulta muy difícil (la probabilidad de mantenerse en el siguiente periodo es elevada). La matriz de transición logra estabilizarse después de siete rondas y deja un vector de probabilidades final poco optimista. Las probabilidades de crecimiento elevado siguen siendo pequeñas, aunque mejoran con respecto a las condiciones con las que parten. Sin embargo, experimentar decrecimiento tiene la probabilidad más elevada (78,7 %), mientras crecimiento alto es la más pequeña (1,2 %).

Tabla 4.

Matriz de transición y estado estable: análisis incondicional y condicional (economía total)

Análisis incondicional de la matriz de transición					
	CA	CM	CB	DEC	VP _{EE}
PIB por trabajador					
CA	0,000	0,000	0,500	0,500	0,012
CM	0,000	0,000	0,166	0,833	0,031
CB	0,000	0,034	0,206	0,758	0,168
DEC	0,016	0,032	0,154	0,796	0,787
VD _{EE}	2	5	27	126	EE = 7
Eficiencia de la inversión					
CA	0,333	0,012	0,135	0,518	0,454
CM	0,333	0,000	0,000	0,666	0,020
CB	0,533	0,066	0,133	0,266	0,130
DEC	0,573	0,016	0,131	0,278	0,394
VD _{EE}	73	3	21	63	EE = 12
Análisis condicional de la matriz de transición					
	CA_PIB	CM_PIB	CB_PIB	DEC_PIB	VP _{EE}
CA_INV	0,500	0,000	0,000	0,500	0,478
CM_INV	0,833	0,000	0,000	0,166	0,008
CB_INV	0,677	0,000	0,064	0,258	0,062
DEC_INV	0,424	0,019	0,130	0,424	0,449
VD _{EE}	92	2	12	86	EE = 9

Nota: VD_{EE} indica vector de distribución en el estado estable, VP_{EE} es el vector de probabilidades en el estado estable y EE es el número de corridas para alcanzar el estado estable. La suma por fila puede no ser igual a 1 debido al redondeo.
Fuente: elaboración propia.

El panorama cambia ligeramente cuando se evalúa la eficiencia de la inversión. En este caso, los estados CA y DEC promedian las cantidades más elevadas, lo que viene a confirmar, en efecto, que las inversiones se desempeñan de forma volátil e inestable, ya que un año aumentan mucho, pero al siguiente disminuyen. Como se observa, las probabilidades en los estados intermedios van desde pequeñas a nulas en algunos casos.

La estabilidad para el índice de inversiones se alcanza después de las 12 rondas y genera un vector de probabilidades en que crecer alto tiene una probabilidad del 45 %, mientras decrecer estima una probabilidad del 39 %. Ambos resultados son favorables a largo plazo, ya que CA inició con una probabilidad del 33 % mientras DEC lo hizo con el 57 %, es decir, hubo mejoría porque CA subió y la probabilidad del decrecimiento se redujo. Sin embargo, el movimiento transicional es más bien lento, se requieren 12 rondas para alcanzar este desempeño más promisorio.

En el análisis condicionado (parte baja de la tabla 4), se pronostica que a largo plazo las condiciones iniciales serán mejoradas porque los episodios de CA suben considerablemente (de 2 casos en la tabla 3 a 92 en la tabla 4), al mismo tiempo que se reducen los casos de decrecimiento (153 al inicio —tabla 3— y ahora 86 —tabla 4—), es decir, aumentan los casos de CA y disminuyen los de decrecimiento. El impulso del crecimiento desde la inversión tiene resultados favorables. Sin embargo, el proceso se torna lento, se requieren nueve rondas para alcanzar esta mejor distribución, además, las probabilidades se intensifican en los estados extremos, lo que sugiere, de nuevo, inestabilidad en la relación, por lo que el crecimiento no se sostiene.

¿Qué tan diferente es la dinámica en el sector transporte? Debido a la importancia que reviste para agilizar el traslado y movimiento de mercancías de una economía, este sector es fundamental para el desarrollo económico. Alcanzar el estado estable es mucho más tardado, comparativamente, al estimado para la economía total (tabla 5). Desde la óptica incondicional, la tasa de crecimiento del PIB por trabajador tardaría 12 rondas, a la inversión le llevaría 20, mientras el proceso condicionado PIB-inversión es más rápido, se estabiliza en ocho rondas.

La distribución en el estado estable permanece casi inalterada con respecto a la situación inicial, en lo que se refiere al crecimiento de la productividad. El número de eventos con CA se reducen (de 52 a 49), mientras aumentan en CM (de 7 a 8) y CB (de 13 a 16). El número de episodios en decrecimiento cambia poco, pasa de 88 a 87. Dadas las condiciones iniciales del crecimiento del sector transporte, no se ve nada fácil su mejoría. La dinámica final con la eficiencia de la inversión es bastante similar, pero diferentemente aquí sí se estima una reducción sustancial de los episodios en decrecimiento, ya que de 91 casos se pasaría a 76, lo que es favorable.

En el ejercicio condicionado, se advierte un escenario más promisorio, ya que en el estado estable habrá mayor cantidad de eventos con crecimiento alto (de 58 a 76) y se reducen los episodios de CA (de 18 a 9) y DEC (de 108 a 101). En términos relativos, se observa una dinámica transicional mejor en el sector transporte que en la economía total.

Tabla 5.

Matriz de transición y estado estable: análisis incondicional y condicional (sector transporte)

Análisis incondicional de la matriz de transición					
	CA	CM	CB	DEC	VP_{EE}
	PIB por trabajador				
CA	0,211	0,038	0,076	0,673	0,304
CM	0,285	0,000	0,142	0,571	0,050
CB	0,153	0,076	0,076	0,692	0,100
DEC	0,386	0,056	0,113	0,443	0,544
VD _{EE}	49	8	16	87	EE = 12
	Eficiencia de la inversión				
CA	0,274	0,016	0,048	0,661	0,389
CM	0,000	0,500	0,000	0,500	0,083
CB	0,200	0,600	0,000	0,200	0,050
DEC	0,571	0,010	0,065	0,351	0,476
VD _{EE}	62	13	8	76	EE = 20
Análisis condicional de la matriz de transición					
	CA_PIB	CM_PIB	CB_PIB	DEC_PIB	VP_{EE}
CA_INV	0,431	0,051	0,068	0,448	0,393
CM_INV	0,000	0,000	0,000	1,000	0,032
CB_INV	0,500	0,055	0,055	0,388	0,049
DEC_INV	0,379	0,018	0,037	0,564	0,524
VD _{EE}	76	6	9	101	EE = 8

Nota: VD_{EE} indica vector de distribución en el estado estable, VP_{EE} es el vector de probabilidades en el estado estable y EE es el número de corridas para alcanzar el estado estable. La suma por fila puede no ser igual a 1 debido al redondeo.

Fuente: elaboración propia.

Si la inversión en el sector transporte sigue la tendencia mostrada en los últimos treinta años, esta impactará de manera positiva en las tasas de crecimiento del propio sector transporte y podrá reducir en aproximadamente el 6,6 % los casos en decrecimiento. Si los objetivos son obtener mayor provecho de esos impactos, entonces se debe poner la atención en mejorar las inversiones en el sector transporte. Un reto que el actual Gobierno está afrontando con la ejecución de mega-proyectos de infraestructura del transporte, principalmente al sur del país.

Efectos vecindad en la dinámica transicional

Una economía depende no solo de su propia dinámica interna y de la capacidad de utilización de los recursos productivos que posee, también se ve influenciada por el comportamiento (favorable o desfavorable) de las economías vecinas con las que se relaciona. Las inversiones impulsan no solo el crecimiento de la economía en que se llevan a cabo, también afectan el crecimiento de las regiones vecinas mediante diversos canales, como la compra de insumos, la demanda de capital humano, etc. Ahora, nos preguntamos ¿habrá algún efecto-derrame de la actividad de las regiones vecinas que impacte la dinámica de transición de las regiones de interés?

Para captar las interacciones espaciales, se estima el valor correspondiente del conjunto de vecinos de cada entidad federativa (esta actividad se realiza mediante el *software* GeoDa). Esta nueva información se considera en las cadenas de Markov para conocer en qué medida la dinámica de transición de las economías vecinas ayuda al proceso de crecimiento de la región en cuestión. Los efectos espaciales se obtienen desde una matriz de pesos espaciales de contigüidad física de primer orden (criterio de vecindad tipo *queen*).⁵

El criterio para conformar la matriz de transición inicial sigue siendo el mismo. Una economía con crecimiento alto cuyos vecinos (en promedio) también registraron crecimiento alto será un acontecimiento perteneciente al estado CA-CA_V, en que el primer CA hace énfasis en la economía de referencia y el segundo, CA_V, representa el resultado del conjunto de vecinos, y así para cada celda de la matriz de transición.

Condicionando al desempeño de los vecinos, el panorama empírico de nuevo arroja concentración de eventos en los estados extremos, sugiriendo que o se crece mucho o se decrece, pero casi no hay registros en los momentos intermedios (tabla 6). El producto por trabajador de la economía total, en cambio, se posiciona mayormente en los estados CB y DEC, un resultado que dice mucho del desempeño de la economía mexicana en cuanto a crecimiento económico, cuyas tasas han sido inferiores a lo esperado durante el periodo de análisis. Por tanto, de acuerdo con la distribución mostrada por la tabla 6, los vecinos también reproducen la dinámica transicional del crecimiento ya analizada en la sección anterior.

La inestabilidad en los resultados del crecimiento provoca que el ritmo de convergencia de la matriz de transición sea más lento cuando se considera el vecindario. En la tabla 7, se estima que el estado estable se alcanzaría en 15 y 22 rondas (para PIB por trabajador e índice de inversión, respectivamente) en ambos contextos del análisis. El panorama es menos prometedor con las tasas de crecimiento económico (PIB por trabajador), principalmente en el contexto de la economía total.

⁵ Ensayos previos con otras definiciones de vecindad no mejoraron los resultados, por lo que el estudio de esta parte se basa en el criterio de vecindad *queen*.

El número de eventos con crecimiento elevado cuando se consideran las relaciones vecinales es reducido. De hecho, en la experiencia estudiada, los movimientos de transición convergen a contextos en que son muy cercanos a cero (tabla 7).

Tabla 6.
Vector inicial de estados del crecimiento condicionados por las vecindades (distribución de eventos)

Variable/estado	Crecimiento alto (CA_V)	Crecimiento medio (CM_V)	Crecimiento bajo (CB_V)	Decrecimiento (DEC_V)
Economía total				
PIB por trabajador	2	6	31	153
Inversión (índice de eficiencia)	92	3	22	75
Sector transporte				
PIB por trabajador	58	8	18	108
Inversión (índice de eficiencia)	75	6	9	102

Nota: distribución de eventos del crecimiento registrado por cada variable y entidad federativa, 1988-2018 (7 datos quinquenales). La extensión V indica desempeño de los vecinos. Fuente: elaboración propia.

Las expectativas en el estado estable son dominadas por el decrecimiento, con muy bajas probabilidades para el crecimiento. Es decir, cuando una economía exhibe decrecimiento, la probabilidad de que sus vecinos también decrezcan es muy alta, del 88 %. Considerando una probabilidad inicial del 91 %, se puede afirmar que las mejoras son marginales.

Tabla 7.
Matriz de transición y estado estable condicionados por vecindad

Economía total					
	CA_V	CM_V	CB_V	DEC_V	VP _{EE}
	PIB por trabajador				
CA	0,000	0,000	1,000	0,000	0,000
CM	0,000	0,000	0,666	0,333	0,005
CB	0,000	0,000	0,354	0,645	0,113
DEC	0,000	0,006	0,078	0,915	0,881
VD _{EE}	0	1	22	169	EE = 15

(Continúa)

Economía total					
	CA_V	CM_V	CB_V	DEC_V	VP _{EE}
PIB por trabajador					
Eficiencia de la inversión					
CA	0,630	0,054	0,119	0,195	0,000
CM	0,333	0,000	0,666	0,000	0,005
CB	0,227	0,045	0,363	0,363	0,113
DEC	0,253	0,106	0,240	0,400	0,881
VD _{EE}	78	12	48	54	EE = 22
Sector transporte					
PIB por trabajador					
CA	0,431	0,034	0,120	0,413	0,208
CM	0,125	0,125	0,250	0,500	0,029
CB	0,166	0,055	0,111	0,666	0,123
DEC	0,148	0,018	0,120	0,712	0,638
VD _{EE}	40	6	24	123	EE = 15
Eficiencia de la inversión					
CA	0,600	0,013	0,093	0,293	0,401
CM	0,833	0,000	0,000	0,166	0,037
CB	0,555	0,111	0,000	0,333	0,079
DEC	0,176	0,049	0,088	0,686	0,480
VD _{EE}	77	7	15	92	EE = 22

Nota: VD_{EE} indica vector de distribución en el estado estable, VP_{EE} es el vector de probabilidades en el estado estable y EE es el número de corridas para alcanzar el estado estable. La extensión V indica desempeño de los vecinos. La suma por fila puede no ser igual a 1 debido al redondeo.

Fuente: elaboración propia.

El pronóstico es bastante similar con el desempeño de la inversión. La caída promedio de las inversiones en una región se relaciona con una caída también de las inversiones de los vecinos, la probabilidad estimada es del 88 %. Inicialmente, ante un aumento de las inversiones de alguna región, sus vecinos se contagiaron positivamente, ya que la probabilidad de que ellos también elevaran la tasa de inversión era del 63 % (celda CA_CA_V); sin embargo, al llegar al estado estable, esa situación se volvió casi nula.

El sector transporte describe un cuadro de transición final muy similar al de la economía total, pero diferentemente, hay menor heterogeneidad en las probabilidades

de transición. A partir de las condiciones iniciales de una probabilidad de decrecimiento del 71 %, hay una mejoría (63 %), pero sigue siendo aún muy elevado. El estado CA, por su parte, empeora, del 43 % al inicio se llega al 21 % al final. En sí, la expectativa de un crecimiento elevado se desdibuja a largo plazo, mientras la probabilidad de exhibir tasas negativas de crecimiento (DEC) se desvanece solo ligeramente. Aunque de magnitudes diferentes, la dinámica transicional es muy similar con la eficiencia de la inversión del sector transporte, el crecimiento elevado se difumina a largo plazo y se reducen los casos en decrecimiento.

El hallazgo de este análisis es contundente: hay mucha movilidad entre los estados del crecimiento, como consecuencia de la volatilidad imperante en los episodios de inversión y crecimiento. Una manera de medir la intensidad de la movilidad entre las diferentes clases es estimando el índice de movilidad (IMS) propuesto en Shorrocks (1978).

Este índice es una razón en que el valor del numerador es el número de categorías (n) menos la traza de la matriz de probabilidades de transición ($tr_{(p)}$) y el denominador es el número de categorías menos 1 ($n-1$):

$$IMS = \left[\frac{n - tr(p)}{n - 1} \right] \tag{5}$$

El índice de la ecuación (5) toma valores entre 0 y 1 y, cuanto más cercano (alejado) a 1 (a 0), mayor (menor) grado de movilidad tiene una variable. Efectivamente, los valores resultan muy elevados (tabla 8), reflejando alta movilidad, un resultado que confirma nuestras sospechas previas sobre volatilidad y fluctuaciones elevadas.

Tabla 8.
Índice de movilidad de Shorrocks

	Economía total	Sector transporte
PIB por trabajador	0,91	0,87
Índice de eficiencia de la inversión	0,87	0,90

Fuente: elaboración propia.

El PIB por trabajador de la economía total posee mayor movilidad que la inversión, sin embargo, ambas presentan un valor cercano a uno, señalando considerable discontinuidad entre inversión y producción por trabajador que frena el proceso de convergencia hacia una mejoría de las condiciones iniciales. De aquí que la forma que adquiere la dinámica de transición de los estados mexicanos la convierte en un potencial inhibidor del desarrollo económico, lo que debe ser preocupante.

CONCLUSIONES

El método de transición de Markov permite entender el nivel de relación al que llegan las variables de inversión y producto por trabajador solo cuando las fluctuaciones de la actividad económica logran estabilizarse.

En general, ni la eficiencia de la inversión ni la producción por trabajador sostuvieron tasas de crecimiento sustanciales, es decir, el crecimiento no fue sostenido porque tampoco las inversiones fueron sostenidas y continuas durante los treinta años de base del estudio empírico. La dinámica de las tasas de crecimiento de ambos indicadores (en ambos contextos, economía total y transporte), aunque con fluctuaciones, no logró el suficiente repunte y se mantuvo en niveles de crecimiento bajos, cercanos a cero. Este comportamiento generó discontinuidad e hizo inestable la dinámica de transición entre los estados del crecimiento hasta el punto de que la tasa de convergencia se ralentizó y desembocó en una profundización de los estados que son más desfavorables. Esto es, se vislumbra un futuro en que crecimiento bajo y decrecimiento se fortalecen, al mismo tiempo que crecimiento alto y crecimiento medio menguarán su desempeño con respecto a las condiciones iniciales. Si bien comparativamente el sector transporte se mostró mejor que la economía total, al final, su situación no derivó en un escenario promisorio. Esta dinámica se obtuvo también considerando la dependencia espacial. Es decir, aun tomando en cuenta las vecindades, en el estado estable aumentaron los casos de crecimiento bajo y decrecimiento, y disminuyeron los episodios de crecimiento elevado.

Estos hallazgos armonizan con lo encontrado en otros trabajos, a pesar de las diferencias metodológicas. Para German-Soto y San Gabriel Medina (2021), el ritmo de convergencia es más lento, aunque el análisis cubre un periodo mayor. Según Torres Preciado *et al.* (2017), existen, al igual que aquí, interacciones espaciales que influyen en el equilibrio de las regiones mexicanas cuando usan cadenas Markov, aunque ellos analizan la dinámica de las inversiones foráneas. En Europa, a las regiones pobres les resulta más difícil salir de esa condición (Fingleton, 1997; Le Gallo, 2004), un resultado en línea con el de este trabajo.

Las implicaciones de política pública que dejan estos hallazgos son una guía para la toma de decisiones en materia de inversión, tanto para el Gobierno como para el sector privado. Si en el presupuesto se destinara un mayor porcentaje del PIB para inversiones, en el sector transporte se podría alentar un impacto positivo en las economías estatales y reducir la brecha de desigualdad regional, debido a los efectos de desbordamiento que tienen las relaciones vecinales. Las políticas de inversión que se impulsan en regiones menos desarrolladas, como las del actual Gobierno federal, son atinadas, pero serán efectivas en mejorar el bienestar si al mismo tiempo se estimulan otros factores que explican el desarrollo regional.

De acuerdo con los resultados, se concluye que, de continuar con las condiciones que se han observado en los últimos decenios en materia de inversión y crecimiento del producto, el mejoramiento de las economías estatales será lento,

alargando el periodo hacia la estabilización y, en consecuencia, postergando las metas de un crecimiento económico sostenido.

La relación investigada en este trabajo desde cadenas de Markov se puede ampliar considerando los costos y las externalidades negativas que inciden en la eficiencia de la inversión. También se recomienda investigar la forma en que el cambio estructural de la década de 1980 modificó la dinámica de transición.

AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen el apoyo de la Universidad Autónoma de Coahuila en la realización de esta investigación, así como las recomendaciones de tres árbitros anónimos, cuyas sugerencias ayudaron a enriquecer la versión final de este trabajo.

REFERENCIAS

1. Abdallah, L. (2016). Planning of the human resources in the jordanian banks by using Markov models. *International Journal of Managerial Studies and Research*, 4(7), 28-35. <https://doi.org/10.20431/2349-0349.0407004>
2. Aschauer, D. A. (1990). *Why is infrastructure important?* <https://www.bostonfed.org/-/media/Documents/conference/34/conf34b.pdf>
3. Aschauer, D. A. (2000). Public capital and economic growth: Issues of quantity, finance, and efficiency. *Economic Development and Cultural Change*, 48, 391-406. <https://doi.org/10.1086/452464>
4. Banco Interamericano de Desarrollo. (2019). *México: Estrategia del grupo BID con el país (2019-2024)*. <https://idbdocs.iadb.org/wsdocs/getdocument.aspx?docnum=EZSHARE-26730841-17>
5. Banco Mundial. (2021). *México: Panorama general*. <https://www.banco-mundial.org/es/country/mexico/overview#1>
6. Banister, D., & Berechman, Y. (2001). Transport investment and the promotion of economic growth. *Journal of Transport Geography*, 9(3), 209-218. [https://doi.org/10.1016/S0966-6923\(01\)00013-8](https://doi.org/10.1016/S0966-6923(01)00013-8)
7. Canning, D. (1999). *Infrastructure's contribution to aggregate output*. The World Bank.
8. Cantos, P., Gumbau-Albert, M., & Maudos, J. (2005). Transport infrastructures, spillover effects and regional growth: Evidence of the Spanish case. *Transport Reviews*, 25(1), 25-50. <https://doi.org/10.1080/014416410001676852>
9. Carrion-i-Silvestre, J. L., & German-Soto, V. (2007). Stochastic convergence amongst mexican states. *Regional Studies*, 41(4), 531-541. <https://doi.org/10.1080/00343400601120221>
10. Cermeño, R. (2001). Decrecimiento y convergencia de los estados mexicanos: Un análisis de panel. *El Trimestre Económico*, 68(4), 603-629.

11. De la Fuente, A. (1997). The empirics of growth and convergence: A selective review. *Journal of Economics Dynamic & Control*, 21(1), 23-73. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(95\)00925-6](https://doi.org/10.1016/0165-1889(95)00925-6)
12. Deichmann, U., Fay, M., Koo, J., & Lall, S. V. (2004). Economic structure, productivity, and infrastructure quality in Southern Mexico *The Annals of Regional Science*, 38(3), 361-385. <https://doi.org/10.1007/s00168-003-0171-8>
13. Durán-Fernández, R., & Santos, G. (2014). Road infrastructure spillovers on the manufacturing sector in Mexico. *Research in Transportation Economics*, 46, 17-29. <https://doi.org/10.1016/j.retrec.2014.09.002>
14. Fingleton, B. (1997). Specification and testing of Markov chain models: An application to convergence in the European Union. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59(3), 385-403. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00072>
15. Fingleton, B. (1999). Estimates of time to economic convergence: An analysis of regions of the European Union. *International Regional Science Review*, 22(1), 5-34. <https://doi.org/10.1177/016001769902200102>
16. Fontenla, M., & Noriega, A. (2005). Public infrastructure and economic growth in Mexico. *Documentos de Trabajo del CIDE*, 326. <https://repositorio-digital.cide.edu/handle/11651/6065>
17. Gabriel, V. J., & Sangduan, P. (2011). Assessing fiscal sustainability subject to policy changes: A Markov switching cointegration approach. *Empirical Economics*, 41(2), 371-385. <https://doi.org/10.1007/s00181-010-0369-4>
18. German-Soto, V. (2019). *México en la distancia económica de sus regiones*. Universidad Autónoma de Coahuila.
19. German-Soto, V., & San Gabriel Medina, G. (2021). Dinámica transicional de la relación producción-inversión en el sector transporte de los estados mexicanos. *Paradigma Económico*, 13(1), 65-90. <https://doi.org/10.36677/paradigmaeconomico.v13i1.15572>
20. German-Soto, V., & Barajas Bustillos, H. A. (2014). The nexus between infrastructure investment and economic growth in the Mexican urban areas. *Modern Economy*, 5, 1208-1220. <https://doi.org/10.4236/me.2014.513112>
21. Germán-Soto, V., & Escobedo Sagaz, J. L. (2011). ¿Ha ampliado la liberalización comercial la desigualdad económica entre los estados mexicanos? Un análisis desde la perspectiva econométrico-espacial. *Economía Mexicana Nueva Época*, 20(1), 37-77. <https://www.scielo.org.mx/pdf/emne/v20n1/v20n1a2.pdf>
22. German-Soto, V., Rodríguez Pérez, R. E., & Gallegos Morales, A. G. (2020). Exposición a la globalización y convergencia regional en México. *Estudios Económicos*, 35(2), 267-295. <https://doi.org/10.24201/ee.v35i2.404>
23. Hillier, F. S., & Lieberman, G. J. (2010). *Introducción a la investigación de operaciones*. McGraw Hill.

24. Ioan, A. (2019). Cost-benefit analysis for transport infrastructure projects: Eastern european cases. *Journal of Public Administration, Finance and Law*, 15, 107-123. https://www.jopafl.com/uploads/issue15/COST_BENEFIT_ANALYSIS_FOR_TRANSPORT_INFRASTRUCTURE_PROJECTS_EASTERN_EUROPEAN_CASES.pdf
25. Lachler, U., & Aschauer, D. A. (1998). *Public investment and economic growth in Mexico*. The World Bank. <https://documents1.worldbank.org/curated/pt/632191468774628985/pdf/multi0page.pdf>
26. Le Gallo, J. (2004). Space-time analysis of GDP disparities among European regions: A Markov chains approach. *International Regional Science Review*, 27(2), 138-163. <https://doi.org/10.1177/0160017603262402>
27. Levy, S., & Walton, M. (eds.) (2009). *No growth without equity? Inequality, interests, and competition in Mexico*. World Bank Publications.
28. Mamatzakis, E., & Tsionas, M. (2018). Revisiting the returns of public infrastructure in Mexico: A limited information local likelihood estimation. *Economic Modelling*, 75, 132-141. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.06.013>
29. Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437. <http://dx.doi.org/10.2307/2118477>
30. Mas, M., Maudos, J., Pérez, F., & Uriel, E. (1994). Disparidades regionales y convergencia de las CC. AA. Españolas. *Revista de Economía Aplicada*, 2(4), 58-96.
31. Paniello, I. (2022). Markov evolution algebras. *Linear and Multilinear Algebra*, 70(19), 4633-4653. <https://doi.org/10.1080/03081087.2021.1893636>
32. Quah, D. T. (1993). Empirical cross-section dynamics in economic growth. *European Economic Review*, 37(2-3), 426-434. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(93\)90031-5](https://doi.org/10.1016/0014-2921(93)90031-5)
33. Rosati, G. F. (2011). Consideraciones sobre algunas metodologías habituales para el análisis de tablas de movilidad social: Ventajas y limitaciones de una alternativa basada en cadenas de Markov. *Empiria: Revista de Metodología de las Ciencias Sociales*, 1(22), 67-90. <https://doi.org/10.5944/empiria.22.2011.85>
34. Schwartz, J. (2012). Labor market dynamics over the business cycle: Evidence from Markov switching models. *Empirical Economics*, 43(1), 271-289. <https://doi.org/10.1007/s00181-011-0486-8>
35. Seitz, H., & Licht, G. (1995). The impact of public infrastructure capital on regional manufacturing production cost. *Regional Studies*, 29(3), 231-240. <https://doi.org/10.1080/00343409512331348923>
36. Shorrocks, A. (1978). The measurement of mobility. *Econometrica*, 46(5), 1013-1024. <https://doi.org/10.2307/1911433>

37. Timilsina, G., Stern, D. I., & Das, D. K. (2024). Physical infrastructure and economic growth. *Applied Economics*, 56(18), 2142-2157. <https://doi.org/10.1080/00036846.2023.2184461>
38. Torres Preciado, V. H., Polanco Gaytán, M., & Tinoco Zermeño, M. A. (2017). Dinámica de la inversión extranjera directa en los estados de México: Un análisis de cadenas de Markov espaciales. *Contaduría y Administración*, 62(1), 141-162. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2016.07.001>
39. Walke, A. G., Fullerton, Jr, T. M., Barraza de Anda, M. P., & Domínguez Ruvalcaba, L. (2015). An empirical analysis of education, infrastructure, and regional growth in Mexico. *Journal of Economics and Development Studies*, 3(4), 1-12. <https://doi.org/10.15640/jeds.v3n4a1>

LA VOLATILIDAD EN EL PRECIO DE LOS ALIMENTOS DE LA CANASTA BÁSICA EN SEIS ENTIDADES DE MÉXICO (2018-2022)

María del Rosario Granados Sánchez
Javier Galán Figueroa
Luis Gómez Oliver

Granados Sánchez, M. del R., Galán Figueroa, J., & Gómez Oliver, L. (2025). La volatilidad en el precio de los alimentos de la canasta básica en seis entidades de México (2018-2022). *Cuadernos de Economía*, 44(95), 737-788.

El objetivo de este artículo fue estimar la persistencia de la volatilidad de los productos que componen la canasta básica de alimentos en México (2018-2022), ante

M. del R. Granados Sánchez
Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), Facultad de Estudios Superiores Acatlán, (México). <https://orcid.org/0000-0001-7800-0463>. Correos electrónicos: rosariogs_86@hotmail.com, 858374@pcpuma.acatlan.unam.mx.

J. Galán Figueroa
Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), Facultad de Economía (México). <https://orcid.org/0000-0002-2127-6829>. Correo electrónico: galfija@unam.mx

L. Gómez Oliver
Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), Facultad de Economía (México). Correo electrónico: luisgo@unam.mx

Sugerencia de citación: Granados Sánchez, M. del R., Galán Figueroa, J., & Gómez Oliver, L. (2025). La volatilidad en el precio de los alimentos de la canasta básica en seis entidades de México (2018-2022). *Cuadernos de Economía*, 44(95), 737-788. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n95.110471>

Este artículo fue recibido el 25 de julio de 2023, ajustado el 22 de julio de 2024 y su publicación aprobada el 25 de julio de 2024.

un escenario de crisis e inflación alta. Se emplean modelos de la familia autorregresivo con heterocedasticidad condicional (ARCH) para estimar la volatilidad, así como el impacto que genera en las decisiones de oferta y demanda. Se usaron datos del índice nacional de precios al consumidor (INPC) de 24 alimentos en seis entidades federativas con niveles altos de pobreza. Los resultados indican una persistencia alta de volatilidad (mayor del 0,50) en productos de la canasta básica, como cereales, proteína de bajo costo (pollo y huevo) y vegetales (tomate rojo y papa).

Palabras clave: covid-19; inflación; pobreza; precio de productos básicos; volatilidad.

JEL: C4, E31, L12, Q11, Q18.

Granados Sánchez, M. del R., Galán Figueroa, J., & Gómez Oliver, L. (2025). Food price volatility of the basic food basket in six Mexican states (2018-2022). Cuadernos de Economía, 44(95), xx-xx.

The objective of this article was to estimate the persistence of volatility for products comprising the basic food basket in Mexico (2018-2022) under a crisis and high inflation scenario. Conditional autoregressive family models with heteroskedasticity (ARCH) were used to estimate volatility and its impact on supply and demand decisions. Data from the National Consumer Price Index (NCPI) for 24 food items in six states with high poverty levels were used. The results indicate a high persistence of volatility (greater than 0.50) for basic food basket products, such as cereals, low-cost protein (chicken and eggs), and vegetables (red tomatoes and potatoes).

Keywords: Covid-19; inflation; poverty; commodities; volatility.

JEL: C4, E31, L12, Q11, Q18.

INTRODUCCIÓN

Dentro de los Objetivos del Desarrollo Sostenible (ODS) impulsados por la Organización de las Naciones Unidas (ONU) en 2015, se planteó el fin de la pobreza alimentaria para 2030; algunas metas relacionadas con la seguridad alimentaria implican garantizar a la población el acceso a los alimentos. Este es un problema presente en todas las sociedades a lo largo del tiempo, pero fue en la década de 1970 cuando retomó relevancia debido a la caída en la producción de alimentos, principalmente los cereales, dejando a amplios grupos de la población africana, asiática y de Oriente Medio en una situación de no acceso a alimentos. La disminución de estos generó en un escenario económico mundial más interdependiente una escalada en el nivel de precios, provocando hambrunas en distintos países (Solimano, 2005).

En las últimas décadas, se presentaron incrementos sustanciales de precios en cuatro periodos: 1970-1975, 2006-2009, 2011-2013 y 2020-2022 (Granados Sánchez *et al.*, 2020). Cada uno obedece a eventos diversos, pero los efectos sobre la población han sido similares: inseguridad alimentaria en especial sobre la población más desfavorecida, ampliación de la brecha de desigualdad entre deciles de la población y efectos a mediano y largo plazo sobre el potencial de la economía, por ejemplo, en la década de 1970 Etiopía y Sudán enfrentaron hambrunas por la reducción de alimentos (Solimano, 2005).

Al coexistir una crisis económica y presentarse una escalada en el precio de los alimentos, la disponibilidad y el acceso a estos se ven comprometidos, por lo que la población con menores ingresos se encuentra en riesgo de inseguridad alimentaria. Por ello, una gran cantidad de países prioriza precios bajos o estables en beneficio de los consumidores más desfavorecidos, ya que los incrementos o las variaciones en los precios pueden generar también volatilidad, complicando los niveles de consumo y las decisiones de producción de consumidores y productores, respectivamente.

Las variaciones que los precios presenten pueden ser consecuencia de problemas ajenos a los determinantes productivos o a cuestiones de oferta y demanda. Una de las dificultades principales que enfrentan los productos agrícolas es la alta volatilidad de los precios, en especial, en mercados nacionales y para productos regionales ante ausencia de comercio internacional, siendo la volatilidad definida como aquella variabilidad positiva o negativa de los precios, en la que, al estar el término error ante la presencia de tendencias, se vuelve difícil de estimar (Balcombe, 2011).

Las causales de la volatilidad son múltiples; en los productos en los que su precio se determina en el mercado internacional, hay un mayor contagio de esta, debido a que su precio depende de los volúmenes de oferta internacional, de la determinación del precio de los combustibles, de la dinámica de los mercados de *commodities* agrícolas, entre otros. Algo similar sucede con los precios de los productos de

consumo regional, en los cuales influyen, por ejemplo, los precios de los combustibles, pero no están ligados a un precio internacional.

La volatilidad afecta a oferentes y demandantes al generar incertidumbre en el nivel de precios: cuando tienden a la baja, los productores no tienen estímulos suficientes para mantener tasas de producción estables o altas, por lo que recurren a disminuir el volumen de producción con la finalidad de presionar el precio al alza. Caso contrario, sucede con los consumidores: cuando el precio incrementa, enfrentarán problemas de acceso a los alimentos y, con ello, su ingesta de nutrientes, impactando a corto plazo en el consumo de alimentos; no obstante, de mantenerse la volatilidad de precios, las repercusiones pueden ser a mediano y largo plazo, principalmente, por la pérdida de capital humano en actividades altamente productivas.

Además, la volatilidad de precios está ligada a la imperfección de los mercados al existir información asimétrica. Dado que no todos los agentes involucrados en la cadena de valor tienen acceso inmediato a la información sobre las condiciones de mercado, algunos agentes económicos responderán con mayor rapidez o lentitud ante cambios en los precios. Como lo señala Kostadinov (2014), quien, al analizar la dinámica de precios de los alimentos en países africanos, encuentra que las imperfecciones en los mercados provocarán una respuesta diferente en cada uno de ellos, es decir, un mercado local altamente imperfecto tendrá cambios más fuertes en los precios, tal como sucede en Etiopía. Mientras, en aquellos con mejor eficiencia, los precios reaccionarán con moderación, como en el caso de China.

De acuerdo con Ardeni (1989), citado por Argothy *et al.* (2023), existe eficiencia en los mercados cuando el precio del bien se traslada entre mercados, diferenciándose por los costos de transacción existentes, es decir, la perfección del mercado tiene como base teórica la ley del precio único (Marshall, 2009). Un determinante crucial de la eficiencia del mercado es la existencia de información simétrica en el mercado, de acuerdo con Stiglitz (2003), citado por Destinobles (2002):

La información asimétrica propicia que los prestamistas, teniendo conocimiento del valor esperado del rendimiento bruto, pero desconociendo el riesgo de los proyectos que financian, racionen los recursos disponibles entre los prestatarios solicitantes. A pesar de la existencia de prestatarios dispuestos a aceptar altas tasas de interés por el crédito, los prestamistas temen elevar las tasas de interés por arriba del límite para evitar el deterioro de reembolso de estos prestamistas. (p. 174)

Aunado a las bases teóricas, es importante enunciar el contexto económico particular del periodo de análisis con la finalidad de comprender la relevancia del tema en estudio. En este sentido, a causa de la crisis sanitaria por el SARS-CoV-2, la economía mundial se contrajo el 4,3 % en 2020, propiciando un aumento de la población en situación de pobreza extrema en torno a los 120 millones de habitantes, una cifra sin precedentes en las recientes crisis económicas y un retroceso en

el combate a la pobreza (Banco Mundial [BM], 2020). En México, la población en situación de pobreza en 2018 fue de alrededor del 42 %, es decir, 52,9 millones de personas; de ellos, aproximadamente, 25,7 millones se encontraron en pobreza extrema, por lo que 3 de cada 10 personas carecían del ingreso suficiente para cubrir sus necesidades alimentarias (Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social [Coneval], 2018).

Desde 2019, la economía mexicana presentó indicios de desaceleración con una caída en el producto interior bruto (PIB) del 0,1 %, lo cual agravó la situación económica del país para 2020 ante el cierre de negocios como medida para hacer frente al incremento en el número de contagios por la covid-19 y ante la insuficiencia de apoyos a los empresarios en general. Según cifras del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (Inegi) en 2020, el PIB mexicano disminuyó un 8,3 %; en consecuencia, se presentaron tasas de desempleo sin precedentes al inicio del confinamiento por la pandemia, alcanzando una cifra histórica de 12 millones de personas que salieron de la población económicamente activa (PEA) en abril (Aguayo-Téllez y Mancha-Torres, 2022). Si bien gran parte de los trabajadores se han reincorporado a la economía, todavía, a mayo de 2021, 2,5 millones no se habían insertado a la actividad económica, considerando los niveles de empleo de abril de 2020 (Inegi, 2021a).

Ante la pérdida de empleo y la disminución de los salarios, la población en situación de pobreza por falta de ingresos creció cerca de cuatro millones de habitantes de acuerdo con información del Coneval (2021b). Mientras la población en situación de pobreza extrema se ubicó para el mismo año en 31,7 millones de mexicanos. Esto implica que, para 2021, el 25 % de la población mexicana se encontraba en riesgo de inseguridad alimentaria, impactando a corto plazo los niveles de pobreza y a largo plazo el crecimiento potencial de la economía mexicana, a causa de la baja recaudación tributaria y la carga fiscal que suponen las transferencias del Gobierno para programas sociales de combate a la pobreza y de la pérdida en el aporte humano a la economía (Robles Valencia *et al.*, 2015).

Aunado a la caída de la economía mexicana, se presentaron tasas de inflación mensuales fuera del objetivo del 3 % del Banco de México (Banxico) (Borja Gómez *et al.*, 2022). En 2017, la economía mexicana presentó tasas de inflación entre un rango del 5 % y el 7 % con un crecimiento en el PIB del 2,1 %; en contraste, para 2020 y 2021, la economía tuvo tasas de crecimiento negativas, pero también tasas de inflación mayores de la tasa objetivo de Banxico, oscilando entre el 4 % y 8 %.

El incremento de precios fue consecuencia de una mayor liquidez en la economía y del incremento en los precios internacionales de los insumos y las materias primas. En México, la inflación se acentuó tanto por aumentos en servicios que mantenían precios estables como por incrementos en productos agropecuarios y energéticos, así como problemas en las cadenas de producción y de suministros tanto de transición como modernas, especialmente, en las que son amplias, debido a que abastecen las zonas de demanda urbana, ya que el traslado de mercancías es

muy costoso, en particular, las que involucran cadenas de frío, impactando más los productos de tipo regional que las *commodities* ligadas al mercado internacional (Food and Agriculture Organization [FAO], 2020).

Como consecuencia del bajo crecimiento y la inflación alta, la población perdió poder adquisitivo, situación que se agravó en las personas con menores ingresos, ante lo cual se comprometió su acceso a una alimentación sana y a un mejor nivel de vida. En noviembre de 2021, se reportó la inflación no subyacente más alta del año, 12,61 %, derivada en mayor medida de los cambios en los precios de los productos agropecuarios más que de las variaciones en los precios de los energéticos o de los bienes suministrados por el Gobierno. Destaca el aumento en el precio del jitomate, tomate verde y pollo, los cuales presentaron incrementos del 25,4 %, el 71,8 % y el 10,11 %, respectivamente, en el mismo mes. Sin embargo, la inflación más alta en productos agropecuarios se presentó en febrero y marzo de 2022, con tasas del 16,17 % (Inegi, 2021b).

En México, la canasta básica de alimentos está compuesta por 39 productos agrícolas, pecuarios y procesados. El incremento interanual en el costo de la canasta alimentaria en noviembre de 2021 fue de \$124,00 para la rural y de \$149,00 para la urbana. Al considerar el costo de la canasta alimentaria y no alimentaria, se observa que, mientras la alimentaria rural no experimentó aumentos de manera proporcional, ya que su participación fue del 56-57 %, no sucedió lo mismo en la urbana, la cual pasó de una participación del 51 % al 66 % para el mismo periodo (Coneval, 2021a).

Con base en lo expuesto y considerando que el 40,7 % de la población se encuentra en situación de pobreza laboral, es necesario comprender el comportamiento de los precios en el mercado mexicano; si bien algunos productos como los cereales están fuertemente determinados por los precios internacionales, no sucede lo mismo con los productos de consumo regional que aportan una cantidad de nutrientes necesarios para una dieta saludable y balanceada. Para ello, es necesario evaluar la dinámica del comportamiento de los precios de los alimentos, mediante una metodología econométrica que permita reconocer agrupamientos de volatilidad en la serie de precios del alimento a evaluar.

En cuanto a la metodología econométrica empleada, en estudios como el de Baldi *et al.* (2016), se empleó un modelo GARCH (ARCH generalizado) para estudiar cómo responden los mercados de productos agrícolas ante el impulso de volatilidad de los mercados bursátiles, encontrando que la volatilidad aumentó después de la crisis de 2008. Por otro lado, Abdelradi y Serra (2015) hallaron mediante un modelo MGARCH (autorregresiva generalizada multivariada) que hay contagio de volatilidad asimétrica y bidireccional entre los precios de los alimentos y los combustibles en España, con lo cual se exhibe una creciente interconexión entre mercados.

La interdependencia no está presente exclusivamente entre mercados, sino también entre productos derivados de la materia prima, como es el caso de la transmisión

de volatilidad entre el precio del etanol y el precio del maíz en Estados Unidos, como lo expusieron Serra y Gil (2013) mediante un modelo GARCH, o en productos cercanos, como los contratos de futuros de algodón, maíz y trigo, en que hay evidencia de contagio de volatilidad (Beckmann y Czudaj, 2014).

En los estudios señalados, los modelos más empleados son los llamados GARCH; sin embargo, no son los únicos que pueden modelar la volatilidad de las series de precios agrícolas, existen modelos que trabajan sobre series de tiempo univariadas y los empleados en series bivariadas. Para el primer tipo de datos, hay modelos simétricos y asimétricos, entre los primeros se encuentran los ARCH y los GARCH, mientras entre los segundos se ubican los EGARCH y los TARCH. Este último es una extensión del modelo GARCH; sin embargo, en el modelo TARCH la distribución de las innovaciones se divide en intervalos en que la distribución estándar condicional se aproxima a una función lineal (Alam *et al.*, 2013).

El objetivo de la investigación es estimar la persistencia de la volatilidad de los productos que componen la canasta básica de alimentos en México mediante el uso de modelos de alta varianza de la familia ARCH, para evaluar su comportamiento y el posible efecto que tiene sobre el consumo de las familias de menores ingresos. Se plantea como hipótesis que los cereales, al tener fuerte conexión con los mercados internacionales, mostrarán mayor volatilidad que aquellos alimentos de producción y consumo regional. Los cereales, al ser productos considerados *commodities* y ser base en la alimentación de la población con menores ingresos, esta reducirá su consumo, ante lo cual se vulnera el acceso a una dieta balanceada.

En el segundo apartado, se expone la metodología econométrica que sustenta la investigación, en el tercero se presentan los resultados y la discusión, y, finalmente, se encuentran las conclusiones, en las que también se abordan algunas limitantes de la investigación y de la metodología econométrica, se sugiere profundizar en aspectos como la imperfección del mercado, los detonantes de la volatilidad y el porqué se agudiza su persistencia.

ESTADO ACTUAL

El estudio de los precios de los alimentos es crucial para que con la información obtenida los agentes económicos tomen decisiones óptimas a través de las cuales maximicen sus opciones de producción o de compra. Antes se señaló que, en las últimas décadas, los precios de los alimentos han experimentado incrementos y variaciones en su dinámica; por la naturaleza de las mercancías, la producción está expuesta a fenómenos climáticos que influyen en el volumen de producción y, en consecuencia, incide sobre la oferta de los alimentos y sobre los precios.

No obstante, los precios de los alimentos pueden variar por diversos factores, como variaciones en la demanda, desastres naturales o cosechas agrícolas abundantes, innovaciones tecnológicas aplicadas a la producción agrícola, movimientos en

los inventarios, problemas geopolíticos, guerras, entre otros. Todos ellos tienen la capacidad de incidir en el precio y modificar los patrones de consumo y producción. Las fluctuaciones en los precios, al ser constantes o persistentes, provocan agrupamientos de volatilidad, que, como mencionan Piot-Lepetit y M'Barek (2011), al ser *shocks* globales pueden influir en la demanda de precios agrícolas e impactar directamente la volatilidad de diversos mercados que pueden afectar simultáneamente el comportamiento de varios productos básicos.

Los alimentos estudiados con mayor frecuencia son los cereales, los aceites, los productos cárnicos y otras *commodities*, como el café, el azúcar de caña y la soya, dado que sus precios están ligados a los precios internacionales establecidos en los mercados agrícolas. Entre las recientes investigaciones, Granados Sánchez *et al.* (2020) analizaron el comportamiento de los precios internacionales de los cereales y su incidencia sobre los precios en México, para lo cual los autores emplearon modelos de la familia ARCH y aplicaron la prueba de causalidad de Granger. Los hallazgos principales muestran que los precios nacionales de los cereales presentan periodos más altos de volatilidad que los precios internacionales, es decir, tienen mayor incertidumbre y tardan en ajustarse a los precios del mercado.

En el mismo rubro de alimentos, Camacho Villagómez *et al.* (2015) evalúan la volatilidad de los precios internacionales de los productos agrícolas de exportación de Ecuador y los de consumo básico en el país, cuya metodología para evaluar la volatilidad consistió en una metodología exploratorio-descriptiva, aplicando lógica deductiva. Para la estimación de la volatilidad, dividieron la desviación estándar (DE) y el promedio de precios deflactados, y concluyen que los precios de los productos de exportación es alta comparada con la obtenida en los precios de los productos básicos que toman como referencia los precios internacionales en el mercado estadounidense. Los hallazgos son similares a los obtenidos por Granados *et al.* (2020).

Por su parte, Mora Rivera *et al.* (2014) analizan mediante un modelo MGARCH la relación de interdependencia presente entre la volatilidad de precios internacionales en diferentes productos agrícolas; a diferencia de los dos análisis señalados, los autores evalúan los productos como un conjunto, con énfasis en el grupo de cereales y aceites. Los autores señalan que la volatilidad presente en las series de precios del conjunto de alimentos representan un riesgo para el desarrollo sectorial y la seguridad alimentaria, en especial, en las economías más vulnerables. Asimismo, demuestran la existencia de alta correlación entre los dos grupos de alimentos, por lo que concluyen que hay una contaminación más rápida entre los distintos mercados agrícolas, lo cual genera vulnerabilidad en los productores agrícolas dada la incertidumbre del mercado.

Mientras Tothova (2011) también analiza la volatilidad de precios básicos, como cebada, maíz y trigo, pero amplía la selección a la mantequilla, carne de pollo, carne de res y leche descremada en polvo. Estos productos tienen la particularidad de ser cotizados en el mercado internacional, por lo que tienen como referente

precios internacionales. Para la evaluación, compara los precios internacionales y los del mercado estadounidense y europeo en el periodo 2000-2011. Usando coeficientes de variación, demuestra que la volatilidad aumentó en algunos mercados de productos básicos. Profundiza en el conjunto de factores que inciden sobre la variación de precios y da evidencia de que, cuando el precio de las acciones cae, la persistencia de la volatilidad es mayor. De igual manera, indica la existencia de una mayor interdependencia entre el mercado del petróleo crudo y el de las materias primas (Du *et al.*, 2009).

La diversidad de enfoques para el análisis de series de tiempo permite explicar la volatilidad de los alimentos de formas diferentes, pero la aplicación de modelos de la familia ARCH permite encontrar patrones de agrupamiento de volatilidad y estimar no solo la volatilidad, sino su magnitud y la persistencia. En las últimas décadas, y a causa de las crisis económicas a las que se ha enfrentado la economía de los países, así como a la mayor interconexión de los mercados, ha sido necesario ampliar el estudio de volatilidad a un mayor grupo de productos alimenticios cotizados en el mercado internacional y con mayor frecuencia en los mercados nacionales.

En este sentido, Setiawati y Taufikurohman (2021) aplican la metodología ARCH y GARCH para estimar la magnitud de la volatilidad en el precio del pollo, del azúcar y del arroz en Kebumen, una de las regiones más pobres de Java Central con datos semanales de 2018 a 2020. Entre los resultados, dan evidencia de que los precios de los bienes son volátiles como consecuencia de factores de oferta y demanda, por lo que es necesario que el Gobierno genere estrategias para mantener el poder adquisitivo de su población y atenuar la pobreza en la región.

METODOLOGÍA

Tothova (2011) señala que, cuanto más alta sea la frecuencia de datos, la presencia de volatilidad es más probable, mientras la volatilidad se reduce si la frecuencia de datos disminuye. Además, se debe considerar que la presencia o no de volatilidad también estará asociada al tipo de precios que se elijan, por ejemplo, los precios al contado pueden generar mayor incertidumbre, pues los costos de traslado serán variables por sí solos, lo que influirá en el precio del producto a evaluar. La autora señala que, cuando se analizan precios internacionales, los mejores datos para modelar son los precios FOB (por sus siglas en inglés), al igual que los precios de los productos básicos cotizados en la bolsa. Para el caso de México, se evaluará la dinámica de los precios en la economía, sin comparar con los precios internacionales. Más adelante se explicará la selección de datos.

Con base en información del contenido y valor monetario de las líneas de pobreza por ingreso del Coneval (2021a), la canasta alimentaria mexicana está compuesta por 39 alimentos para zonas rurales y 42 para zonas urbanas. Los productos agrícolas se agrupan en 10 categorías y los pecuarios se clasifican en 6. Sin embargo, los alimentos evaluados por la disponibilidad de datos en el índice nacional de precios al

consumidor (INPC) del Inegi y por ser materia prima o genéricos fueron 24: maíz, masa de maíz, tortilla de maíz, pasta para sopa, pan blanco, arroz, carne de bovino, pollo, leche, huevo, aceite vegetal, papa, cebolla, chile, tomate rojo (jitomate), frijol, papa, aguacate, limón, manzana, naranja, plátano, azúcar y pollo rostizado. El periodo de análisis fue de agosto de 2018 a agosto de 2022 con una frecuencia quincenal, los datos se obtuvieron del INPC del Inegi. Asimismo, los índices fueron seleccionados para seis entidades federativas.

Respecto de las entidades federativas consideradas, se seleccionaron las que en México tienen las tasas más altas de pobreza: Guerrero, Chiapas y Oaxaca; no son los estados con mayor población, son entidades con porcentajes elevados de pobreza respecto de su población total. El 79 % de la población de Chiapas se encuentra en esta situación, Guerrero presenta el 70,5 % y Oaxaca el 66,4 % (Coneval, 2021b). Por otro lado, se consideraron los estados que, a causa de la crisis económica de 2020-2021, presentaron los incrementos absolutos más importantes de personas en situación de pobreza.

Las cifras del Coneval (2021b) indican que para 2020 los estados con mayor número de personas en situación de pobreza fueron el estado de México, Ciudad de México y el estado de Puebla donde el 60,7 %, el 43,8 % y el 70 % de su población tiene un ingreso inferior a la línea de pobreza por ingresos. En conjunto, las seis entidades involucran a 28,6 millones de personas en esta situación y alrededor de 11 millones en pobreza extrema, es decir, aproximadamente un cuarto de la población total del país.

Las entidades federativas descritas, por su densidad demográfica, condiciones estructurales y fallos en la política pública, tienen altos índices de rezago, acentuándose el número de personas en situación de pobreza por la pandemia de covid-19. Con base en las cifras señaladas, se eligieron los estados mencionados, asimismo, se consideró la tasa de inflación interanual para octubre de 2021 que fue del 6,24 %, con la finalidad de seleccionar las ciudades que presentaron mayor tasa de inflación y altas tasas de pobreza. Los datos del Inegi indican que la inflación promedio para el estado de Oaxaca fue del 8 %, de Guerrero del 7,8 %, de Chiapas del 7,4 %, de México del 6,7 %, de Puebla del 6,0 % y de la Ciudad de México del 5,5 %, en octubre de 2022.

EVALUACIÓN ECONOMETRICA

Se emplearon modelos de series de tiempo univariadas, denominados modelos ARCH, los cuales permiten estudiar el comportamiento de series caracterizadas por tener episodios de volatilidad, como sucede con los precios de los productos agropecuarios. A partir del incremento acelerado y sostenido de precios tanto en *commodities* energéticas como de materias primas (cereales y aceites) y metales observado entre 2006 y 2008, el uso de estos modelos retomó importancia no solo

por el incremento en los precios de ciertas mercancías, sino por el contagio que se dio entre productos y mercados.

Los modelos de alta volatilidad trabajan sobre la varianza, el modelo ARCH propuesto por Engle (1982) plantea que la varianza condicionada a la información pasada no es constante, por lo que tiene un comportamiento heterocedástico, al mismo tiempo que depende del cuadrado de las perturbaciones pasadas (Hossain, 2018; Piot-Lepetit, y M'Barek, 2011). Es decir, dado que el valor esperado de las perturbaciones es igual a cero $E(u_t) = 0$, entonces:

$$\begin{aligned}\sigma_t^2 &= E[u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots] \\ \sigma_t^2 &= \alpha + \alpha_1 u_{t-1}^2\end{aligned}\tag{1}$$

Para que la estimación sobre la serie analizada sea válida, es necesario que cumpla con una serie de restricciones en que α debe estar entre 0 y 1, lo cual implica que la serie mantiene estabilidad al ser menor de 1, la varianza es positiva y finita al ser mayor de 0 y los eventos más recientes tienen un impacto mayor que los eventos pasados.

Respecto del modelo GARCH, este considera las innovaciones pasadas de la varianza, elevadas al cuadrado, así como el rezago de la misma varianza (Bollerslev, 1986; Hossain, 2018), como se muestra en la ecuación (2):

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_i v_{t-1}^2 + \gamma_j \sigma_{t-1}^2\tag{2}$$

Al igual que en el modelo ARCH, en el GARCH hay restricciones para la validación del modelo: la varianza debe ser mayor de 0; la suma de los coeficientes β_i y γ_j tiene que ser menor de 1; de ser mayor la serie es divergente al no cumplir la condición de estabilidad; si es igual a 1 la serie no es estacionaria, es decir, presenta raíz unitaria. De acuerdo con Fernández-Villaverde y Rubio-Ramírez (2010), los modelos ARCH y GARCH reconocen correctamente las propiedades estadísticas de distribuciones de colas gruesas, y consideran el agrupamiento de volatilidad y la varianza condicional en función de la dimensión de las perturbaciones rezagadas, pero no del signo.

Mientras los modelos simétricos presentan restricciones y el impacto de los choques es indiferente a las buenas o malas noticias, los modelos asimétricos no están condicionados a restricciones y los impactos sobre las innovaciones impactan de manera diferente si estos son positivos o negativos. Al igual que los modelos GARCH, estos se aplican en el análisis de la volatilidad de los activos financieros, como la modelación del tipo de cambio (Epaphra, 2016). Nelson (1991) aporta el modelo EGARCH, el cual captura tanto la magnitud del impacto como el signo que presentan las innovaciones, esto es fundamental porque en los modelos GARCH los parámetros no son negativos, lo cual impide considerar los efectos que tiene la

innovación en el periodo anterior, sobre la estimación de la varianza condicional, independiente de si esta es negativa o positiva (ecuación 3):

$$\log \sigma_t^2 = \delta_t + \sum_{k=1}^{\infty} \beta_k g(a_{t-k}) \quad (3)$$

Donde σ^2 representa la varianza condicional de las innovaciones a lo largo del tiempo, la cual debe ser positiva y con una probabilidad menor de uno, además de ser una función lineal del tiempo y de los retardos α . Asimismo, el estimador $\beta \equiv 1$ y δ_t comprende de $-\infty$ a $+\infty$, mientras en β_k t va de 1 a ∞ , siendo secuencias no aleatorias de números reales (Nelson, 1991).

Por otro lado, los modelos TARCH, también conocidos como GJR-GARCH o ARCH por umbrales, fueron planteados por Zakoian (1991) y Rabenmananjara y Zakoian (1993). En este modelo, la principal característica es que los estimadores toman en consideración la asimetría presente en la volatilidad. Son modelos ampliamente usados en el estudio de activos financieros (Alam y Rahman, 2012). La especificación de la varianza condicional de un modelo TARCH de orden (1,1) se define como sigue:

$$\sigma_t^2 = \theta + \sum_{i=1}^q \theta_i^+ \varepsilon_{t-i}^+ \theta_i^- \varepsilon_{t-i}^- \quad (4)$$

Donde la varianza condicional (σ_t^2) está en función de las innovaciones pasadas, en el modelo se plantea una estructura de rezagos más flexible considerando el componente positivo y negativo de las innovaciones, en que el valor esperado de estas tiende a cero, $E\varepsilon_t = 0$, y con una covarianza igual a cero, $\text{cov}(\varepsilon_t \varepsilon_s)$ para $t \neq s$.

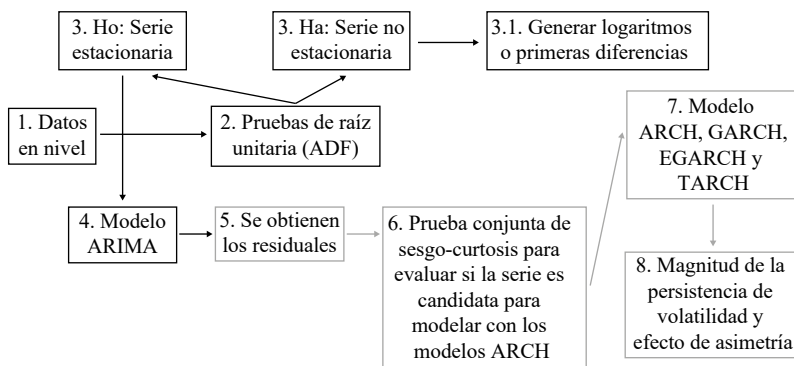
Para una correcta estimación de los modelos ARCH, es necesario que las series cumplan con el principio de estacionariedad.¹ Para probarla, se utiliza parte de la metodología de series de tiempo de Box-Jenkins, de la cual se desarrollan las siguientes fases:²

¹ Hamilton (1994) y Novales (2016) señalan que un proceso estocástico es estacionario cuando la distribución de k -observaciones es la misma con independencia de los valores de k y de los periodos considerados, es decir, cuando la media y la varianza se mantienen constantes y generan que la serie no presente una tendencia en el tiempo. Hamilton expone que la estacionariedad estricta supone una distribución de probabilidad fija para todos los instantes del tiempo, por lo que no dependen de él. Dado que esta condición es difícil de presentarse en los modelos econométricos de la vida real, existen otros niveles de estacionariedad, como la de primer orden, en la cual la media se mantiene fija, pero la varianza y las covarianzas pueden presentar variaciones. La estacionariedad de segundo orden se caracteriza por tener una media constante y una varianza que no se modifica en el tiempo. Una serie que no es estacionaria puede generar comportamientos errados o inesperados, como la autocorrelación.

² Fases de la metodología Box-Jenkins y modelos ARCH:

- El análisis visual es fundamental para conocer la serie, su evolución en el tiempo y evaluar indirectamente la posibilidad de que la serie sea o no estacionaria. Generalmente, una variable con tendencia tenderá a no ser estacionaria, además, el gráfico permite observar si la serie presenta momentos de estacionalidad.
- Es crucial asegurar que la serie de análisis sea estacionaria, es decir, que no presente tendencia y que sea estacionaria en media, mientras la varianza y covarianza puede presentar variaciones. Al probar la estacionariedad, también se corrobora que la serie no presente autocorrelación. Para ello, se evaluó gráficamente, a través del correlograma (AC) y el correlograma parcial (PAC) si la serie presenta autocorrelación; además, la prueba Q de Ljung-Box refuerza la presencia de autocorrelación cuando su probabilidad es menor de 0,05. Al tener probabilidades menores de 0,05, la serie presenta autocorrelación y es un indicativo indirecto de que la serie no es estacionaria.
- Se procede a evaluar de manera robusta la presencia o no de estacionariedad; para ello, se trataron las series mediante la prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller aumentada (ADF). Mushtaq (2011) señala que la prueba planteada por Dickey y Fuller en 1979 es una versión extendida de la versión simple. En la ADF, se incluye un retraso adicional en función de las variables dependientes con la intención de eliminar la autocorrelación, por lo que, al incluir rezagos de la variable dependiente al modelo, es posible eliminar la autocorrelación.³
- Si la serie en nivel no pasa las pruebas de estacionariedad, se procede a transformar la serie en logaritmos con la finalidad de reducir la varianza de la serie; no obstante, si al aplicar la prueba ADF la serie continúa sin ser estacionaria, se procede a transformarla en primeras diferencias y evaluar nuevamente si mantiene la raíz unitaria. En caso de que la serie presente una varianza alta, se aplica las primeras diferencias a la serie en logaritmos, con lo cual es posible alcanzar estacionariedad, sin perder sentido económico. Es pertinente señalar que, en algunos productos cruciales en la dieta de la población mexicana, como es la tortilla de maíz, se utilizó esta última transformación con el objetivo de no perder la información del alimento y ser modelada. Asimismo, con la finalidad de no someter las series a más transformaciones, se decidió trabajar al grueso de ellas con primeras diferencias.

³ La prueba planteada por Dickey-Fuller (1979, 1981) se aplica a la serie de estudio en su forma natural $[Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \varepsilon_t]$, al evaluarla y rezagarla con sus periodos de manera consecutiva $[Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 Y_{t-1} + \varepsilon_t]$, tiene como propósito comprobar que la serie no posee raíz unitaria. Para ello, su *p-valor* debe ser menor del 0,05 o del 0,10 con mayor flexibilidad, o bien los valores de *t* deberán ser superiores en valores absolutos al valor crítico al 5 % o 10 %.



- Respecto de la selección del modelo autorregresivo integrado de media móvil (ARIMA), una vez transformada la serie a primeras diferencias, se aplicó la prueba Q de Lung-Box y se graficó el AC y el PAC. Los rezagos que salieran de las bandas de significancia o los rezagos que presentaran un p valor menor de 0,05 fueron los que se seleccionaron para la construcción del modelo ARIMA. Se priorizó cumplir con el principio de parsimonia (Gujarati y Porter 2009), por lo que se incluyeron los rezagos menos significativos. En general, se partió de un moderado ARIMA de orden (p, d, q) $(1,1,1)$; no obstante, la mayoría de las series tuvo una modelación $(ar = 1)$. Sobre este modelo se obtuvieron los residuales, a los que se aplicó la prueba conjunta de sesgo curtosis.

RESULTADOS

La mayoría de las series económicas provienen de un proceso estocástico y presentan raíz unitaria. Para probar que las series en nivel de los precios de los alimentos cumplieron con el supuesto de no estacionariedad, se aplicó la prueba Dickey-Fuller aumentada (ADF). Al no rechazar el supuesto de no estacionariedad, las series se transformaron en primeras diferencias para eliminar su tendencia estocástica, hacer posible su estacionariedad y evitar la generación de procesos espurios y comportamientos errantes de las series. Cabe señalar que los resultados mostrados corresponden a las series en las que fue posible modelarlas mediante la metodología ARCH. Los resultados de la prueba ADF se muestran a continuación (tabla 1).

La prueba se realizó para las seis entidades federativas. En cada examen de la ADF, se manejaron tres modelos: el primero no considera la deriva ni la tendencia de la serie, el segundo solo involucra a la deriva, mientras el tercero contempla la deriva y la tendencia.⁴ Al comprobar que las series son estacionarias, se construye-

⁴ En el anexo, se muestran en detalle los resultados de la prueba ADF, se especifican el valor de la prueba t de Student y su probabilidad en cada uno de los modelos y el valor de F estadística. Los resultados se encuentran por separado para cada una de las entidades federativas y el conjunto de alimentos que se evaluó, respectivamente.

ron los modelos ARIMA, fase que mostró que no todas las series tenían elementos para trabajarlas mediante modelos ARCH. Una vez generado el modelo ARIMA, se estimó el residual de cada serie para evaluar si cumplía con los supuestos estadísticos que indican la presencia de elementos ARCH, así como la curtosis y la prueba conjunta de sesgo y curtosis.

En la curtosis, si el valor del estadístico $k > 3$, se indica un comportamiento leptocúrtico en que el valor de los residuales oscila alrededor de la media, pero con una distribución más apuntalada y esbelta. En la prueba ($s-k$), se evaluó la normalidad de los residuales, en que ambos estadísticos deben presentar una probabilidad menor de 0,05, para concluir que los residuales tienen elementos estadísticamente significativos y pueden modelarse mediante pruebas ARCH. Los resultados de la estadística descriptiva y de la prueba conjunta se muestran en la tabla 2.⁵

Los estadísticos de la tabla 2 arrojan que en el estado de Oaxaca, de los 24 productos evaluados, 8 cumplieron con las condiciones para ser trabajadas con modelos ARCH. La probabilidad de la prueba conjunta de sesgo-curtosis fue menor de 0,00 en todos los productos; asimismo, presentaron una curtosis mayor de 3, siendo el arroz, el pollo y el chile verde los alimentos con una curtosis de alrededor de 10. Para el estado de Guerrero, la prueba conjunta $s-k$ también tuvo valores en la probabilidad por debajo de 0,01, mientras los productos con mayor curtosis fueron los de la cadena maíz-tortilla, además del frijol.

En el estado de México, la curtosis fue leptocúrtica en 10 de los 24 productos, de los cuales la tortilla, el pan, el limón, la naranja y el chile verde tuvieron un comportamiento en curtosis cercano a 10, en especial, el pan, con una $k = 14$. En la Ciudad de México, se encontró que 11 de los 24 alimentos presentaron una curtosis mayor de 3 y la prueba $s-k$ es significativa para estimar modelos ARCH. De estos productos, la tortilla, la naranja y la papa presentaron mayor curtosis, particularmente, la tortilla de maíz con una $k = 20,47$.

Los estados de Chiapas y Puebla tuvieron más productos con una $k > 3$ y pruebas de $s-k$ con probabilidades menores de 0,01. En Chiapas fueron 13 y en Puebla 14 alimentos los que cumplieron con lo anterior, destacando la masa de maíz, la tortilla de maíz, el arroz, la leche y la papa, productos que mostraron valores más elevados.

EVIDENCIA EMPÍRICA

Los resultados mostraron una dinámica diferente de los precios entre productos y entidades federativas: Oaxaca y Guerrero tuvieron menos productos con efectos de volatilidad, mientras en Chiapas y Puebla más de la mitad de los 24 productos evaluados presentaron persistencia a la volatilidad. A continuación, se muestran los resultados obtenidos por entidad estudiada.

⁵ En el mismo anexo, se incluyen, por entidad federativa, figuras respecto de la evolución del comportamiento del INPC de los alimentos, así como su variación quincenal en tasas de crecimiento.

Tabla 2.
Estadística descriptiva de los residuales de los modelos ARIMA (productos seleccionados)

Estadísticos		Productos por entidad federativa									
OAXACA											
	Arroz	Pollo	Limón	Naranja	Plátano	Chile	Jitomate	Papa			
Media	-0,00 94224	0,00	-0,07 2216	0,09	-0,00 08246	0,01	0,57	-0,00 81751			
Desviación estándar	3,97	2,55	17,51	5,92	4,56	26,59	18,50	3,64			
Varianza	15,74	6,53	306,43	35,03	20,80	707,10	342,21	13,23			
Curtosis	10,33	11,12	4,65	4,81	4,59	9,30	5,87	4,51			
S-K	0,00	0,00	0,03	0,03	0,01	0,00	0,00	0,01			
GUERRERO											
	Maíz	Masa	Tortilla	Arroz	Leche	Huevo	Aguacate	Limón	Chile	Frijol	
Media	0,07	0,00	0,21	-0,00	-0,00 20069	0,81	0,05	0,04	1,75	0,50	
Desviación estándar	1,55	1,53	1,24	2,92	0,85	5,58	5,23	5,31	21,61	3,48	
Varianza	2,41	2,34	1,54	8,51	0,72	31,13	27,35	28,20	466,89	12,12	
Curtosis	10,64	9,49	11,14	5,72	5,03	6,21	5,41	5,40	6,25	9,03	
S-K	0,00	0,00	0,00	0,01	0,02	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	

(Continúa)

Estadísticos		Productos por entidad federativa										
		ESTADO DE MÉXICO										
		Tortilla	Pan	Pasta	Huevo	Limón	Aguacate	Naranja	Chile	Jitomate	Papa	
Media		0,00	0,00	0,00	0,01	0,03	-0,00 47319	0,16	0,01	0,01	0,00	
Desviación estándar		0,80	1,21	1,18	3,78	20,48	7,94	5,14	34,65	20,41	4,05	
Varianza		0,65	1,47	1,38	14,26	419,43	63,12	26,43	1200,92	416,59	16,42	
Curtosis		9,62	13,98	5,99	5,57	8,96	6,66	9,92	9,26	6,63	5,77	
S-K		0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	
		CIUDAD DE MÉXICO										
		Tortilla	Pasta	Pollo	Huevo	Aceite	Aguacate	Naranja	Jitomate	Papa	Limón	Pollo rostitizado
Media		0,00	0,00	0,00	-0,01 70472	0,03	-0,00 30064	0,06	0,08	0,01	-0,04 89399	0,00
Desviación estándar		0,74	0,98	3,35	4,40	1,51	5,94	5,14	22,99	4,73	20,00	0,72
Varianza		0,55	0,96	11,19	19,36	2,28	35,26	26,46	528,59	22,34	399,84	0,52
Curtosis		20,47	4,35	4,28	5,21	4,54	4,17	7,82	5,61	6,97	5,23	4,84
S-K		0,00	0,00	0,09	0,01	0,00	0,10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03

(Continúa)

Estadísticos		Productos por entidad federativa												
		CHIAPAS												
		Maíz	Masa	Pasta	Arroz	Pan	Aguacate	Pollo	Azúcar	Frijol	Manzana	Papa	Plátano	Naranja
Media		-0,00 57688	-0,00 11444	0,00	0,01	-0,01 21519	0,01	0,01 14989	0,00	0,00	0,02	-0,00 58938	-0,00 03337	0,00
Desviación estándar		1,48	0,96	1,66	2,36	1,88	7,55	2,57	2,42	1,66	2,96	4,25	2,46	5,57
Varianza		2,18	0,91	2,76	5,58	3,54	56,97	6,61	5,84	2,75	8,78	18,07	6,04	30,99
Curtosis		4,32	8,03	5,45	8,17	5,42	4,84	4,14	6,99	7,38	6,74	6,85	5,55	5,68
S-K		0,04	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,09	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01

		PUEBLA												
		Maíz	Masa	Tortilla	Arroz	Pan	Pasta	Leche	Aceite	Aguacate	Limón	Naranja	Chile	Frijol
Media		0,00	0,01	0,00	-0,00 06938	0,00	0,00	-0,00 37896	0,00	0,03	-0,09 27139	0,09	0,01	0,00
Desviación estándar		1,12	1,11	0,79	2,39	1,79	1,00	0,74	2,11	7,72	22,04	3,98	19,50	1,38
Varianza		1,26	1,22	0,63	5,70	3,21	1,00	0,55	4,45	59,59	485,98	15,80	380,07	1,89
Curtosis		5,53	12,52	13,63	9,10	5,96	7,56	10,02	6,80	8,07	6,02	3,75	6,48	4,06
S-K		0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00		0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,03

Nota: nivel de significancia en prueba conjunta de sesgo-curtosis (p-value) <0,05.

Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Oaxaca: persistencia de volatilidad en alimentos

Oaxaca presentó ocho alimentos con persistencia a la volatilidad, esencialmente son productos vegetales, a excepción del pollo y el arroz. Los modelos simétricos fueron los que mejor explicaron la persistencia a la volatilidad. El arroz tuvo la mayor volatilidad (0,998), lo cual indica que se trata de un mercado imperfecto, en el cual los agentes económicos tardan en ajustar el precio al mercado o evidencian problemas de comercialización. Lo anterior es relevante, porque, de acuerdo con información gubernamental, al no existir producción de arroz en el estado, el cereal que se consume proviene de Puebla, siendo la variedad de arroz pulido Morelos la que más se comercializa (tabla 3), de tal manera que la oferta en el estado depende de la proveeduría de otra entidad (Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural [SADER], 2023; Sistema Nacional de Información e Integración de Mercado [SNIIM], 2023).

El precio del pollo respondió al modelo ARCH en un rezago y al EGARCH en que se observó que los precios mostraron una persistencia a la volatilidad del 468 %.⁶ En el limón, se observó una alta permanencia a la volatilidad, el modelo ARCH indicó que la persistencia en el primer rezago (quincena) fue de 0,78, por lo que se infiere que los agentes reaccionaron rápido a la variación en el precio, pero tardaron en ajustarse al precio de largo plazo; el fruto tiene un comportamiento particular porque se produce y consume en Oaxaca, además, el volumen de producción aumentó en los últimos años, según datos de la SADER (2023) y del SNIIM (2023). Sin embargo, la variedad de limón que se produce en Oaxaca está destinada en su mayoría al mercado internacional, además de ser un cultivo rentable, pero con baja competitividad, lo que genera variaciones en su precio (López Hernández *et al.*, 2019). El modelo EGARCH indicó una permanencia de variación de precios del 442 %.

Respecto de la naranja, esta respondió al modelo ARCH con dos rezagos (0,69) y al TARARCH. Los resultados indicaron una volatilidad considerada alta; en el asimétrico, las malas noticias tuvieron mayor impacto que las buenas. Oaxaca es productor y comprador del cítrico. Con base en datos de instancias gubernamentales, se infiere que el incremento de precios fue motivado por dos factores: a) de 2019 a 2021 la

⁶ Dado que el modelo EGARCH es un modelo exponencial y que la persistencia a la volatilidad es resultado de la división de los coeficientes $a + b$ y $a -$, Galán Figueroa y Martínez Ceseña (2022) y Lamoureux y Lastrapes (1990) estimaron los porcentajes de volatilidad como se muestra enseguida:

$$pv = \left(\left(\frac{e^{\alpha+\beta}}{e^{\alpha-\beta}} \right) - 1 \right) * 100$$

Al sustituir los resultados de la tabla, para el caso del pollo, se tiene lo siguiente:

$$pv = \left(\left(\frac{e^{1.364}}{e^{-0.374}} \right) - 1 \right) * 100 = 468.59$$

Nota: En los modelos EGARCH, el estimador β indica la persistencia a la volatilidad, mientras la suma y resta de $a + \beta$ ($\alpha + \beta$, $\alpha - \beta$) aluden a la asimetría del modelo.

Tabla 3.
Persistencia de la volatilidad en alimentos, estado de Oaxaca (2018-2022)

Productos	Modelo	Estimador	Persistencia	Productos	Modelo	Estimador	Persistencia
Arroz	ARCH (L1)*	α	0,9980	Naranja	ARCH (L2)**	α	0,6927
	ARCH (L1)*	α	0,3794		TARCH*,**	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,5069 0,5231
	EGARCH*,**	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,364 -0,374		ARCH (L1)*	α	0,5531
Limón	ARCH (L1)*	α	0,7812	Chile	TARCH*	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	
	EGARCH**, *	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,1469 -0,5443		ARCH (L1)***	α	0,1667
				Papa	ARCH (L1)*	α	0,5667

Nota: nivel de significancia (*p-value*) * <0,01, **<0,05, ***<0,10.
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

producción disminuyó y b) la DE en el precio de la naranja importada de Veracruz aumentó de 0,13 a 0,55 entre 2020 y 2022 (SADER, 2023; SNIIM, 2023).

En cuanto al precio del plátano, evidenció una persistencia a la volatilidad alta, derivado posiblemente de imperfecciones en el mercado. El estado es el noveno productor de plátano en México; de 2018 a 2021, su volumen de producción aumentó, por lo que la volatilidad en el precio no puede ser explicada por una caída en la oferta. De acuerdo con estadísticas del SNIIM (2023), el precio del plátano proveniente de Chiapas o Tabasco presentó incrementos en la DE.

En cuanto al tomate rojo, la variabilidad en su precio no es considerada alta, lo cual sugiere un mercado que se ajusta más rápido. El análisis del cultivo es relevante, puesto que se produce en el estado, no hay datos que indiquen la compra de la hortaliza a otras entidades. Los datos de la SADER (2023) mostraron una ligera caída en la producción en 2020 resultado de la disminución de la superficie, pero es una de las entidades con los rendimientos más altos en la producción de tomate rojo.

Referente a la papa, el modelo ARCH con un rezago explicó la persistencia a la volatilidad en que los agentes ralentizan el ajuste del precio. Esto se deduce porque la producción del tubérculo no excede las 1500 toneladas, por tanto, la mayor parte de la oferta proviene de otros estados como Puebla, según información de la SADER (2023) y el SNIIM (2023).

Guerrero: persistencia de volatilidad en alimentos

En el estado de Guerrero, se presentaron efectos de volatilidad en los tres eslabones que componen la cadena maíz-tortilla; tanto el precio del maíz como el de la masa de maíz respondieron al modelo asimétrico EGARCH, con episodios de variabilidad más fuertes. El maíz en grano tuvo una persistencia a la volatilidad del 499 % y la masa de maíz del 470 %. En tanto que la tortilla tuvo una persistencia más moderada comparada con los dos primeros eslabones, el mejor modelo para ser explicada fue un ARCH con un rezago (tabla 4). Con base en lo anterior, se infiere que los choques fuertes de volatilidad se absorbieron en los primeros productos, a causa del incremento en los insumos para su producción y transformación, como los agroquímicos y los energéticos.

El arroz también presentó una alta persistencia a la volatilidad; al igual que Oaxaca, Guerrero es un productor menor de arroz, parte de su demanda es abastecida con producción proveniente de Michoacán. Con base en los datos de la SADER (2023), la variación de precios pudo ser consecuencia de una disminución en los niveles de producción que no han vuelto a su margen de 2018. En cuanto al precio de la oferta originaria de Michoacán, este presentó aumentos y variaciones considerables en la DE (SNIIM, 2023).

Respecto de la proteína animal, los resultados evidenciaron permanencia en la volatilidad en la leche y el huevo; el precio del huevo tradicionalmente tiene un comportamiento volátil a consecuencia de episodios de estacionalidad, pero el

Tabla 4.
Persistencia de la volatilidad en alimentos, estado de Guerrero (2018-2022)

Productos	Modelo	Estimador	Persistencia	Productos	Modelo	Estimador	Persistencia
Maíz	EGARCH*, **	$\alpha+\beta$	0,4814	Aguacate	ARCH (L1)*	α	0,8098
		$\alpha-\beta$	-1,3100				
Masa	EGARCH**, *	$\alpha+\beta$	1,2024	Limón	ARCH (L1)*	α	0,7859
		$\alpha-\beta$	-0,5394		EGARCH**, *	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,7636 -0,1846
Tortilla	ARCH (L1)***	α	0,2747	Chile	ARCH (L1)*	α	0,9318
Arroz	ARCH (L1)*	α	0,8404		EGARCH*, **	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,3970 -0,3862
	ARCH (L1)***	α	0,5286		TARCH (L1)*	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,3241 0,3495
Leche	GARCH**, *	$\alpha+\beta$	0,9258	Frijol			
Huevo	ARCH (L1)***	α	0,2801				

Nota: nivel de significancia (*p-value*) * <0,01, **<0,05, ***<0,10.
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

precio de la leche es considerado más estable. Sin embargo, la volatilidad del huevo resultó baja, indicando un mercado más eficiente y que se ajusta con rapidez, mientras la leche mostró una volatilidad más alta en los dos modelos simétricos bajo los cuales se modeló, efecto que pudo ser resultado del aumento en los precios de los insumos para la alimentación del ganado, pues no se observaron caídas en el volumen de producción.

El aguacate, el limón y el chile serrano fueron modelados mediante ARCH simétricos de un rezago, en que se encontró una persistencia a la volatilidad alta; el limón y el chile verde también respondieron al modelo EGARCH. Bajo este modelo, el limón arrojó una persistencia del 158 %, resultado similar al de González Sánchez y Tinoco Zermeno (2022), mientras en el chile serrano fue del 494 %. Se deduce que el comportamiento de precios es resultado de problemas en la cadena de comercialización; en chile verde, el mercado es abastecido en gran parte por el producto enviado desde la Ciudad de México. Tanto en el limón como en el chile verde, no disminuyó la producción ni los rendimientos; asimismo, los precios al productor (PP) no cambiaron drásticamente. En el aguacate, las estadísticas del SNIIM (2023) indican que la producción de 2018 a 2019-2020 disminuyó, y los precios del fruto proveniente de Michoacán presentaron variaciones.

Estado de México: persistencia de volatilidad en alimentos

En el estado de México, se halló volatilidad en cereales, proteína animal y hortalizas (tabla 5). Entre los productos cerealeros y sus derivados, resultaron con volatilidad el maíz, la tortilla, el pan y la pasta. Los tres primeros se modelaron con un ARCH de un rezago, la permanencia de volatilidad resultó ser moderada para maíz grano y baja para pan y pasta, lo cual indica que son mercados más eficientes. Las estadísticas de la SADER (2023) sugieren que la volatilidad en el maíz grano fue mayor, porque, aun cuando el estado es un productor fuerte del cereal, entre 2019 y 2020 el volumen disminuyó en aproximadamente 120 000 toneladas a consecuencia de un aumento en la superficie siniestrada. Además, la DE del maíz comprado desde Sinaloa pasó de 0,17 a 0,90 en el mismo periodo (SNIIM, 2023).

Referente a la serie de tortilla, se modeló bajo un TARCH y se encontró que responde con más fuerza a las buenas noticias; la persistencia a la volatilidad pudo ser resultado de insumos necesarios para su elaboración como el maíz, el gas y la energía eléctrica. Además, entre 2020 y 2021, en un entorno de pandemia e incertidumbre comenzó una escalada de precios en este producto. Aunado a la permanencia moderada de la volatilidad en el maíz grano como insumo se suman otros mercados complementarios, así como resistencia de los productores de tortilla para estabilizar el precio.

El huevo mostró una alta persistencia a la volatilidad en los modelos GARCH y EGARCH. Aun cuando la proteína tiene un comportamiento estacional y son frecuentes los agrupamientos de volatilidad, se observó que el volumen de producción ha disminuido desde 2018 (SADER, 2023). Asimismo, el PP no presentó

Tabla 5.
Persistencia de la volatilidad en alimentos, estado de México (2018-2022)

Productos	Modelo	Estimador	Persistencia	Productos	Modelo	Estimador	Efecto de asimetría
Maíz	ARCH (L1)*	α	0,4580	Naranja	ARCH (L1)*	α	0,6854
	TARCH*	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,1956 -0,1573		EGARCH*	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,3093 -0,6065
Pan	ARCH (L1)***	α	0,2470	Chile	TARCH*	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,6052 0,6058
Pasta	ARCH (L1)*	α	0,2370	Jitomate	ARCH (L1)*	α	0,679
	EGARCH ***, **	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,2561 0,0089		GARCH*	$\alpha+\beta$	0,9947
Huevo	ARCH (L1)***	α	0,3360		TARCH	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,5829 0,5833
	GARCH**, *	$\alpha+\beta$	0,9731		ARCH (L1)**	α	0,351
Limón	EGARCH**, *	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,1823 -0,6997	Papa	GARCH*	$\alpha+\beta$	0,8668
	EGARCH*	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,1450 -0,3408		EGARCH ***, **, *	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,0395 -0,6721
	TARCH*	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,9244 0,9263		TARCH	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	-0,4098 -0,4266
	TARCH*, **	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,6172 0,6286				

Nota: nivel de significancia (*p-value*) * <0,01, ** <0,05, *** <0,10.
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

variaciones importantes, con lo cual se infiere que la persistencia de volatilidad (556 %) es producto de distorsiones en la comercialización e imperfección en el mercado.

Por otro lado, la volatilidad en el limón se evaluó mediante los modelos asimétricos, en ambos las buenas noticias tuvieron mayor impacto en la serie. El modelo EGARCH mostró una permanencia de volatilidad del 342 %, menor de la observada en Oaxaca. Se infiere que la variabilidad en el precio fue resultado del comportamiento de la DE del precio del limón proveniente de los estados de Veracruz y Michoacán, la cual aumentó de 2 a 12, de acuerdo con datos del SNIIM (2023). Además, no se observaron cambios relevantes en la superficie, el volumen de producción y los rendimientos, ya que permanecieron constantes.

Respecto del aguacate, la volatilidad se evaluó con el modelo TARCH, en que las malas noticias tuvieron mayor relevancia sobre los residuales. Se considera que la permanencia a la volatilidad fue alta, resultado de las variaciones en los precios del fruto procedente de Michoacán, ya que la producción aguacatera del estado de México no disminuyó. En cuanto a la naranja, se observó una volatilidad alta, respondió al modelo ARCH con un rezago y al EGARCH. El último modelo indicó una volatilidad del 579 %, es un producto que se produce marginalmente en el estado y se compra a los estados de Veracruz y Tamaulipas, lo que sugiere el funcionamiento de un mercado imperfecto.

Ciudad de México: persistencia de volatilidad en alimentos

En cuanto a los alimentos que resultaron con persistencia a la volatilidad, el grueso de ellos no se produce en la Ciudad de México, ante lo cual depende de la oferta de otros estados. En el grupo de los cereales, la tortilla, el pan y la pasta presentaron agrupamientos de volatilidad. En la tortilla, los choques negativos sobre las innovaciones tuvieron mayor impacto que las buenas noticias y el modelo EGARCH arrojó una persistencia de volatilidad del 577 %, resultado posible del incremento en los precios de los insumos.

Respecto del pan y la pasta, ambos utilizan como base el trigo y las volatilidades tuvieron un comportamiento similar. Sin embargo, en el pan el modelo GARCH resultó explosivo, mientras la pasta tuvo una persistencia a la volatilidad alta, consecuencia de los constantes incrementos en el precio de la materia prima. Referente a la proteína, fue el pollo y el huevo los que presentaron variaciones considerables en los precios, los dos productos se modelaron con un ARCH de un rezago, siendo el pollo el que evidenció mayor volatilidad; no obstante, el huevo respondió a un modelo GARCH con un resultado de permanencia de volatilidad también alto (tabla 6).

Asimismo, el aguacate, la naranja, el jitomate, la papa y el limón, en general, mostraron una persistencia a la volatilidad alta, en todos los casos mayor del 0,50. El abasto de estos alimentos proviene de otros estados, son cultivos que se producen marginalmente en la Ciudad de México, excepto la papa. Con base en estadísticas

Tabla 6.
Persistencia de la volatilidad en alimentos, Ciudad de México (2018-2022)

Productos	Modelo	Estimador	Persistencia	Productos	Modelo	Estimador	Persistencia
Tortilla	EGARCH*, **	$\alpha+\beta$	0,4201	Naranja	ARCH (L1)*	α	0,6731
		$\alpha-\beta$	-1,4931		EGARCH*	$\alpha+\beta$	1,4212
Pan	GARCH*	$\alpha+\beta$	1,0240		TARCH*	$\alpha-\beta$	-0,4036
Pasta	ARCH (L1)*	α	0,4080		TARCH*	$\alpha+\beta$	0,5561
	GARCH*	$\alpha+\beta$	0,9854	Jitomate	TARCH*	$\alpha-\beta$	0,5122
Pollo	ARCH (L1)*	α	0,6834	Papa	ARCH (L1, L2)*	α	0,6201
	ARCH (L1)*	α	0,4036		GARCH*	$\alpha+\beta$	0,6173
Huevo	GARCH***, *	$\alpha+\beta$	0,8863		TARCH*, ***	$\alpha+\beta$	0,6561
	ARCH (L1)*	α	0,5263	Limón	TARCH*, ***	$\alpha-\beta$	0,7964
Aceite	ARCH (L1)*	α	0,7935	Pollo rostizado	ARCH (L1)**	$\alpha+\beta$	0,5751
	EGARCH*	$\alpha+\beta$	1,2992			α	0,4184
Aguacate	TARCH*	$\alpha+\beta$	-0,4429			$\alpha-\beta$	0,4172
		$\alpha-\beta$	0,5026				0,2954
			0,4910				

Nota: nivel de significancia (*p-value*) * <0,01, **<0,05, ***<0,10.
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

del SNIIM (2023), el aguacate, por ejemplo, proviene de Michoacán en la variedad de aguacate Hass; la naranja de Veracruz, Tamaulipas y Nuevo León; el jitomate de Puebla, Sinaloa, Morelos, Michoacán, Zacatecas y Sonora; la papa de Sinaloa, Veracruz, México y Coahuila, y el limón de Veracruz.

En el aguacate, la naranja, el limón y la papa, los dos modelos asimétricos bajo los cuales se modeló la volatilidad respondieron con mayor fuerza a las buenas noticias que a las malas. El EGARCH evidenció una persistencia en la variabilidad del precio del aguacate del 470 %, y para el precio de la naranja se observó una permanencia del 520 %.

Chiapas: persistencia de volatilidad en alimentos

Referente a Chiapas, se observó en general una varianza de precios considerada alta en todos los productos. En el rubro de cereales, los alimentos respondieron al modelo ARCH con uno y dos rezagos; en el caso del maíz, se encontró que la elevada persistencia pudo ser consecuencia de un mercado imperfecto por problemas en la comercialización, la producción aumentó constantemente y los precios al productor no tuvieron variaciones fuertes. Es un cereal que se produce y se consume en el mismo estado, la DE pasó de 0,18 a 1,21 en los precios de mayoreo en la central de abastos; a causa de ello, se infiere la existencia de agentes comercializadores que frenan el ajuste del precio (tabla 7).

En cuanto al arroz, el modelo EGARCH mostró que la persistencia de volatilidad fue del 567 %, resultado de la variación de los precios del arroz procedente de Veracruz para abastecer la demanda en el estado. Asimismo, se observó una caída en la producción arrocería del estado en el periodo de estudio, sin embargo, los PP no sufrieron cambios fuertes (SADER, 2023). El aguacate tuvo alta persistencia a la volatilidad, los modelos simétricos que la explican arrojan resultados similares, fue uno de los alimentos con mayor rango de precios, se deduce que dicha variación fue consecuencia de la caída en la producción y el precio pagado al productor se incrementó en aproximadamente \$5000 de 2018 a 2019. Asimismo, el precio del fruto originario de Puebla osciló entre los \$20 y \$120, de acuerdo con información del SNIIM (2023).

Para el frijol y la papa, los resultados son similares a los del maíz, mostraron alta persistencia a la volatilidad y exhiben la existencia de un mercado imperfecto, ya que los precios tardan en ajustarse al nivel de equilibrio. La leguminosa se produce y consume en el estado, principalmente la variedad frijol negro; por un lado, la producción aumentó constantemente durante los cuatro años, por otro, los PP tuvieron una variación importante de 2019 a 2020 (SADER, 2023). Igualmente, los precios al mayoreo en la central de abasto estuvieron entre un rango de \$15 a \$26 en el mismo periodo (SNIIM, 2023). En cuanto a la papa, el modelo EGARCH indicó una persistencia a la volatilidad del 458 %, ajustándose los precios a un comportamiento de volatilidad asimétrica (Jacome y Lozada, 2020). Si bien la producción y los PP fueron estables, la información estadística del SNIIM

Tabla 7.
Persistencia de la volatilidad en alimentos, estado de Chiapas (2018-2022)

Productos	Modelo	Estimador	Persistencia	Productos	Modelo	Estimador	Persistencia
Maíz	ARCH (L2) **, ***	α	0,8727	Frijol	ARCH (L1)*	α	0,7484
Masa	ARCH (L1)*	α	0,5714		EGARCH ***, **, *	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,025 -0,6756
Pasta	ARCH (L1)*	α	0,3103	Manzana	ARCH (L1)*	α	0,3917
	EGARCH ***, **, *	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,3961 -0,8859	Papa	ARCH (L1)*	α	0,7956
Arroz	EGARCH **, **	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,1226 -0,7758		EGARCH **, ****	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	1,2525 -0,4611
Pan	ARCH (L1)*	α	0,7020	Plátano	ARCH (L1)*	α	0,528
Aguacate	ARCH (L1)*	α	0,8052		GARCH*, **	$\alpha+\beta$	0,8806
Pollo	GARCH***, *	$\alpha+\beta$	0,9697		ARCH (L1)*	α	0,3792
	TARCH*, **	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,9424		GARCH****, *	$\alpha+\beta$	0,7487
Azúcar	ARCH (L1)***	α	0,2105	Naranja	EGARCH****, *	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	-0,793 0,251
					TARCH*	$\alpha+\beta$ $\alpha-\beta$	0,770 0,787

Nota: nivel de significancia (*p-value*) * <0,01, **<0,05, ***<0,10.
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

(2023) señala que el precio del tubérculo originario de Puebla cambió en un rango de entre los \$9 y \$28 por kilogramo en la central de abasto.

En el grupo de frutos: manzana, plátano y naranja, se observó que, mientras el modelo ARCH evidenció una volatilidad moderada, no ocurrió lo mismo en los modelos GARCH que mostraron una persistencia mayor, tanto por el cuadrado de los residuales como por la varianza de estos. Los tres productos tuvieron comportamientos particulares en la producción: mientras en la manzana se observó una caída de 2018 a 2019, los precios se mantuvieron estables (SADER, 2023). Sin embargo, con datos estadísticos del SNIIM (2023), se observó que los precios al mayoreo oscilaron entre los \$25 y \$65; es importante mencionar que una porción considerable de la manzana es abastecida desde la Ciudad de México, no obstante, dicha producción proviene de Chihuahua y del extranjero.

Respecto del plátano, la producción cayó para 2021 en más de 30 000 toneladas, lo cual puede explicar la fuerte variación de precios en el último año; sin embargo, los PP se comportaron de manera inversa ante la caída en la producción, pero los precios en la central de abastos fluctuaron entre los \$4,00 y \$14,00 (SNIIM, 2023).

Puebla: persistencia de volatilidad en alimentos

En Puebla, cerca de la mitad de los productos que presentaron volatilidad fueron cereales (tabla 8). En el caso de la cadena maíz-tortilla, se observó una alta persistencia a la volatilidad desde el grano como insumo hasta el producto final; mientras el maíz fue modelado mediante un ARCH simétrico, la masa y la tortilla fueron estimados a través de modelos asimétricos. La alta permanencia de la volatilidad se explica por el incremento de precios que se suscitó en 2022, a consecuencia del aumento de los precios a nivel internacional. La producción del grano en Puebla presentó incrementos constantes; sin embargo, la demanda del cereal no se abastece exclusivamente con la producción estatal, un porcentaje de ella se cubre con importaciones provenientes de Sinaloa, donde el precio pasó, según datos del SNIIM (2023), de \$5,70 a \$25,00 de 2018 a 2022. Por otro lado, la permanencia a la volatilidad en masa y tortilla de acuerdo con el modelo EGARCH fue del 470 % y 278 %, respectivamente.

En cuanto al arroz, se encontró una volatilidad moderada; en la entidad, no se produce arroz y la demanda es abastecida con cereal del estado de Morelos y del extranjero; en ambos, se observaron incrementos en el precio de alrededor de \$10,00 entre 2018 y 2022. El pan y la pasta para sopa usan el trigo como insumo para su elaboración; el pan de caja, mediante el modelo EGARCH, indicó una volatilidad del 425 %, mientras la de pasta fue del 154 %.

Referente a la leche, la persistencia a la volatilidad fue alta, aun cuando la producción en la entidad aumentó, se deduce que la permanencia de volatilidad está relacionada con problemas de comercialización en que los colectores del producto impiden o retrasan el ajuste del precio, puesto que el PP aumentó de manera gradual, pero sin movimientos bruscos. Por otro lado, el comportamiento del aceite

Tabla 8.
Persistencia de la volatilidad en alimentos, estado de Puebla (2018-2022)

Productos	Modelo	Estimador	Persistencia	Productos	Modelo	Estimador	Persistencia
Maíz	GARCH***, *	$\alpha+\beta$	0,9236	Leche de log	GARCH**, *	$\alpha+\beta$	0,9820
	ARCH (L1)**	α	0,45				
Masa	EGARCH*	$\alpha+\beta$	0,7186	Aceite	GARCH*	$\alpha+\beta$	0,9719
		$\alpha-\beta$	-1,6276				
Tortilla de log	EGARCH*	$\alpha+\beta$	1,1956	Aguacate	ARCH (L1)*	α	0,7689
		$\alpha-\beta$	-0,1573				
Arroz	ARCH (L1)*, **	α	0,5597	Limón	EGARCH*	$\alpha+\beta$	1,1930
						$\alpha-\beta$	-0,4503
Pan	EGARCH*	$\alpha+\beta$	0,4261	Naranja	TARCH*	$\alpha+\beta$	0,3149
		$\alpha-\beta$	-1,2325			$\alpha-\beta$	0,3265
	TARCH*	$\alpha+\beta$	1,1298	Chile	TARCH*	$\alpha+\beta$	0,83118
Pasta	ARCH (L2)*, **	α	0,3155			TARCH*	$\alpha-\beta$
			Papa	TARCH*	$\alpha+\beta$		58,107
	EGARCH***, **	$\alpha+\beta$			0,8011	$\alpha-\beta$	-58,290
		$\alpha-\beta$	-0,1317	Frijol	ARCH (L1)***	α	0,1431

Nota: nivel de significancia (*p-value*) * <0,01, ** <0,05, *** <0,10.
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

también evidenció la existencia de un mercado imperfecto con alta duración de la volatilidad que puede estar asociada a los cambios en los precios internacionales de las materias primas para su elaboración, consecuencia del conflicto entre Ucrania y Rusia, que son grandes exportadores de insumos para la elaboración de aceites vegetales (Arias *et al.*, 2023).

En el grupo de frutos y vegetales, los resultados indican una alta persistencia de volatilidad en aguacate, limón, chile y papa; mientras en naranja y frijol el comportamiento indicó una permanencia de moderada a baja. En el primer grupo, se infiere que los choques estuvieron más asociados a mercados imperfectos y a problemas en las cadenas de comercialización que a caídas en la producción y variaciones fuertes en los precios. Con respecto al aguacate, la producción aumentó en 3000 toneladas en el periodo de estudio y los PP incrementaron de manera gradual. Sin embargo, con base en la información estadística del SNIIM (2023), el fruto proveniente de Sinaloa osciló en un rango de entre \$26 a \$90.

Con el limón y el chile verde serrano, el comportamiento fue similar; no obstante, el PP tuvo variaciones más fuertes en ambos productos; los datos del SNIIM (2023) indican que en el limón el precio del fruto proveniente de Michoacán y Sinaloa se movió entre \$6,00 y \$50,00. Mientras en el chile verde el precio del alimento proveniente de Nayarit fluctuó entre los \$9,00 y \$65,00. Por otro lado, en los productos con menor persistencia a la volatilidad (frijol y naranja), la producción estatal aumentó y, si bien los PP mostraron cambios, también se ajustaron con mayor eficiencia.

DISCUSIÓN

A causa de los incrementos en los precios de los alimentos en 2006-2009 y de los constantes aumentos en las tasas de inflación de 2018 a 2023, resulta fundamental evaluar la persistencia a la volatilidad presente en los alimentos de consumo diario en los países con altas tasas de pobreza e identificar en qué productos hay mayor sensibilidad y cuánto tardan en ajustarse al precio de equilibrio. La alta persistencia a la volatilidad implica que tanto los agentes económicos involucrados en la cadena de producción-consumo como los tomadores de decisiones se ven afectados por el funcionamiento de mercados ineficientes.

Los hallazgos de esta investigación son consistentes con lo expuesto por Ceballos *et al.* (2017), quienes en su estudio sobre la transmisión de volatilidad en mercados seleccionados y modelados mediante GARCH multivariado encontraron que, entre los productos que son impactados por choques en el mercado internacional, se encuentran los cereales, en especial, el maíz, el arroz y el trigo. En los resultados, se observó una volatilidad alta en los cereales o en los productos que los utilizan como insumos, mostrando persistencia superior al 0,50, como lo evidenciaron Granados Sánchez *et al.* (2020).

Asimismo, tanto para cereales como para productos de consumo regional, la alta persistencia a la volatilidad es un resultado de mercados imperfectos, en los cuales los agentes que lo integran responden al cambio en el precio, pero frenan su ajuste al equilibrio, dado que no todos los agentes económicos tienen información simétrica. Los resultados son consistentes con lo planteado por Granados Sánchez *et al.* (2022), quienes, al evaluar la volatilidad en la producción de tres variedades de frijol, concluyen que la volatilidad es consecuencia de la imperfección del mercado. Ante la imperfección, se deduce un problema de arbitraje espacial, ya que el precio no solo es afectado por los costos de transporte, sino que los comercializadores y revendedores inciden en el precio, amplificando la volatilidad, como lo menciona Santeramo *et al.* (2016) y Santeramo *et al.* (2018).

En este sentido, la alta persistencia a la volatilidad implica que la incertidumbre en los mercados agrícolas lleva el riesgo de propagación de la inestabilidad de precios en los diferentes eslabones de la cadena de producción-consumo, lo que genera una posible reducción en la oferta y producción de los alimentos como respuesta de los productores y una inevitable alza en los precios que pagan los consumidores (Bozma *et al.*, 2023). Lo anterior coincide con los resultados observados para una variedad de productos diversos, como la naranja, el plátano, el arroz y la papa de Oaxaca y Guerrero donde los niveles de producción disminuyeron, en especial, por una caída en la superficie, lo que generó desajustes entre la oferta y la demanda (Barrera Rojas *et al.*, 2023).

Los resultados son similares con lo planteado por Taghizadeh-Hesary *et al.* (2019), quienes obtienen una correlación positiva entre los precios de los alimentos y los cambios en los precios de los energéticos y combustibles; en el caso del estado de México, la oferta y producción de algunos alimentos, como leche, maíz y derivados; aguacate en el estado de Guerrero; tortilla, pan y pasta en la Ciudad de México, no presentaron caídas en la producción, pero existió un incremento en el precio de los insumos para su elaboración.

Asimismo, la distancia geográfica y la escasa o nula producción de un cultivo afectará el comportamiento de precios porque la estructura productiva y de consumidores no siempre convergen en la misma región geográfica. Debido a las condiciones climáticas, algunos alimentos solo se producen en ciertas regiones, como la naranja, el limón, el aguacate o la papa, que tienen que movilizarse al centro de consumo que depende de la producción en otras latitudes, lo que conlleva el desajuste en precios, el cual toma más tiempo en la medida en que la distancia entre los mercados aumente (Granados Sánchez *et al.*, 2022; Iregui y Otero, 2012).

Aunado a ello, se infiere que la estructura de agentes que conforman la cadena de producción-consumo de los distintos cultivos genera que la información no fluya eficientemente entre los agentes económicos, debido a que hay un mercado de productores y consumidores vasto de tipo competencia perfecta, y al mismo tiempo confluye un reducido número de agentes comercializadores entre quienes la información se transmite con más rapidez. Esto implica asimetría en la información al

tener agentes con mucha información de mercado y otros que no tienen alternativa en la elección de consumo (Rodríguez-Romero y Torres-Ortiz, 2020). Si bien la dinámica entre productores-comercializadores-consumidores es necesaria para que funcione el mecanismo de precios, la interrelación entre actores suele verse obstaculizada por los altos costos de transacción (Accinelli, 2018; Castro *et al.*, 1982).

CONCLUSIONES

La hipótesis del artículo plantea que los alimentos vinculados a los mercados internacionales, como los cereales, son propensos a más volatilidad que aquellos alimentos de producción y consumo regional. Los resultados evidencian que en los seis estados objeto de estudio se observa persistencia a la volatilidad en los precios de los cereales. Además, se comprueba que los alimentos de consumo regional, como hortalizas y frutos, también presentan una alta persistencia, con lo cual se contribuye a fortalecer la evidencia de que tanto productos ligados al precio internacional como aquellos de producción y consumo local presentan volatilidad, a consecuencia de la imperfección en los mercados locales.

La metodología econométrica utilizada es la adecuada, puesto que se demuestra volatilidad en diversos productos de la canasta alimentaria para los seis estados evaluados; no obstante, debido a la naturaleza del precio de cada producto, las series respondieron de manera diferente a cada modelo empleado. Los modelos ARCH y GARCH son más eficientes para evaluar la volatilidad del precio de los cereales, mientras los modelos TARCH y EGARCH modelan mejor el precio de los vegetales y los frutos, lo que implica que estos cultivos responden a las buenas y malas noticias, a causa de cuestiones climáticas o del comportamiento de los agentes involucrados en la cadena.

Se comprueba no solo que los alimentos derivados de cereales presentan persistencia a la volatilidad, sino que también hay cultivos regionales que resultan ser explosivos, por lo que no fue posible modelarlos con la herramienta econométrica empleada; se sugiere explorar su comportamiento mediante otras técnicas econométricas, como modelos MGARCH o modelos de cointegración, en especial, en aquellos productos vinculados al mercado de los energéticos o que dependen de fuertes cantidades de agroquímicos.

Si bien la investigación muestra indicios de imperfección en el mercado, se reconoce que una de las limitantes de la investigación es que los modelos de alta varianza se emplean con el objetivo de modelar la volatilidad. Sin embargo, la existencia de volatilidad es resultado de la imperfección del mercado, por lo que una de las vetas de investigación a profundizar es la dinámica de imperfección en los productos agrícolas mexicanos, indagando los elementos que generan volatilidad e imperfección, así como el papel que desempeña el Estado a través de las políticas públicas y económicas. De igual manera, es necesario proponer mecanismos que reduzcan la inestabilidad de precios para dar mayor certidumbre a productores y

consumidores en sus elecciones de oferta y consumo. Además, se sugiere enriquecer la evidencia empírica mediante la aplicación de pruebas econométricas, como la de Lee y King, para comprobar la existencia de heterocedasticidad.

Evaluar y profundizar en la formación de precios de los productos alimenticios regionales que no están sujetos a los precios internacionales permitirá, por un lado, a los agentes económicos tomar mejores decisiones, pero también a los tomadores de decisiones generar mecanismos que disminuyan la volatilidad de precios. También contribuirá a encontrar las fallas correspondientes a cada producto a lo largo de la cadena de producción-consumo, sin influir en la determinación del precio, ya que esto suele derivar en distorsiones y así mayor ineficiencia. Finalmente, se recomienda generar mecanismos de información eficientes en que los agentes involucrados tengan acceso a información rápida que les permita tomar mejores decisiones.

REFERENCIAS

1. Abdelradi, F., & Serra, T. (2015). Asymmetric price volatility transmission between food and energy markets: The case of Spain. *Agricultural Economics*, 46(4), 503-513. <https://doi.org/10.1111/agec.12177>
2. Accinelli, E. (2018). Economía, geometría y dinámica. *Panorama Económico*, 8(26), 8-28.
3. Aguayo-Téllez, E., & Mancha-Torres, G. L. (2022). Impacto del covid-19 en las condiciones laborales de la población joven de Nuevo León, México. *CienciaUAT*, 16(2), 141-154. <https://doi.org/10.29059/cienciauat.v16i2.1567>
4. Alam, M. Z., & Rahman, M. A. (2012). Modelling volatility of the BDT/USD exchange rate with GARCH model. *International Journal of Economics and Finance*, 4(11), 193-204. <https://doi.org/10.5539/ijef.v4n11p193>
5. Alam, M. Z., Siddiquee, M. N., & Masukujjaman, M. (2013). Forecasting volatility of stock indices with ARCH model. *International Journal of Financial Research*, 4(2), 126-143.
6. Ardeni, P. G. (1989). Does the law of one price really hold for commodity prices? *American Journal of Agricultural Economics*, 71(3), 661-669. <https://doi.org/10.2307/1242021>
7. Argothy, A., Martínez, J. P., Carvajal, M.^a B., & Morales, X. (2023). Transferencia de precios en los mercados agrícolas de Ambato y Riobamba. *CienciaAmérica: Revista de Divulgación Científica de la Universidad Tecnológica Indoamérica*, 12(1), 115-133. <https://cienciamerica.edu.ec/index.php/uti/article/view/422/905>
8. Arias, J., Ruiz, C., Castellano, S., Rodríguez Sáenz, D., & Salazar, E. (2023, 27 de febrero). El conflicto entre Rusia y Ucrania y sus efectos sobre los sistemas agroalimentarios. *Blog del IICA*. <https://blog.iica.int/blog/conflicto-entre-rusia-ucrania-sus-efectos-sobre-los-sistemas-agroalimentarios>

9. Balcombe, K. (2011). The nature and determinants of volatility in agricultural prices: An empirical study. En A. Prakash (ed.), *Safeguarding food security in volatile global markets* (pp. 89-110). FAO. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/24819/1/MPRA_paper_24819.pdf
10. Baldi, L., Peri, M., & Vandone, D. (2016). Stock markets' bubbles burst and volatility spillovers in agricultural commodity markets. *Research in International Business and Finance*, 38, 277-285. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.04.020>
11. Banco Mundial. (2020, 7 de octubre). *Debido a la pandemia de covid-19, el número de personas que viven en la pobreza extrema habrá aumentado en 150 millones para 2021*. <https://www.bancomundial.org/es/news/press-release/2020/10/07/covid-19-to-add-as-many-as-150-million-extreme-poor-by-2021>
12. Barrera Rojas, M. Á., Sánchez Zavalegu, R. A., Flores Rodríguez, J. R., Mex Castillo, R. del C., & Figueroa Chay, J. F. (2023). Una hipótesis sobre el incremento del precio del limón en México, 2022. *Ciencia e Interculturalidad*, 31(02), 98-117. <https://doi.org/10.5377/rci.v31i02.15183>
13. Beckmann, J., & Czudaj, R. (2014). Volatility transmission in agricultural futures markets. *Economic Modelling*, 36, 541-546. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.09.036>
14. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
15. Borja Gómez, G., Mejía Castelazo, O., & Sandoval, J. K. (2022). El régimen de objetivos de inflación con base en pronósticos y la pandemia de covid-19: La experiencia en México. *Revista de Economía Mexicana*, 7, 34-86. <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/articulos-y-otras-publicaciones/%7B43020C6D-E776-ED1B-F5B0-9E19443BC7EB%7D.pdf>
16. Bozma, G., Urak, F., & Bilgiç, A. (2023). The asymmetric vertical price volatility spillover in the citrus market. *Erwerbs-Obstbau*, 65(4), 915-926. <https://doi.org/10.1007/s10341-022-00785-5>
17. Camacho Villagómez, F., Bermúdez Gallegos, C., & Bajaña Villagómez, Y. (2015). Volatilidad de los precios de productos agrícolas ecuatorianos, banano, cacao versus los de primera necesidad: maíz, soja, trigo y arroz. Diseño de un estudio exploratorio para el periodo desde 1991-2009. *Alternativas*, 16(1), 16-21. <https://doi.org/10.23878/alternativas.v17i1.107>
18. Castro, Y., Londoño J. L., Escandón J. F., & Cepeda M. (1982). *Mercados y formación de precios: Ensayos en microeconomía aplicada*. Fundación para la Educación Superior y el Desarrollo.

19. Ceballos, F., Hernández, M. A., Minot, N., & Robles, M. (2017). Grain price and volatility transmission from international to domestic markets in developing countries. *World Development*, 94, 305-320. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.01.015>
20. Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. (2018). *Resultados de pobreza en México 2018 a nivel nacional y por entidades federativas*. <https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/Pobreza-2018.aspx>
21. Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. (2021a). *Evolución de las líneas de pobreza por ingresos, enero 1992-diciembre 2021*. <https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/Lineas-de-bienestar-y-canasta-basica.aspx>
22. Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. (2021b). *Medición de la pobreza: Resultados de pobreza en México 2020 a nivel nacional y por entidades federativas*. https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/Pobreza_2020.aspx
23. Destinobles, A. G. (2002). Los mercados con información asimétrica: Tema tratado por el Premio Nobel de Economía 2001. *Aportes*, 7(19), 173-176. <https://www.redalyc.org/pdf/376/37601911.pdf>
24. Du, X., Cindy, L. Y., & Hayes, D. J. (2011). Speculation and volatility spillover in the crude oil and agricultural commodity markets: A Bayesian analysis. *Energy Economics*, 33(3), 497-503. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.12.015>
25. Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50(4), 987-1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
26. Epaphra, M. (2016). Modeling exchange rate volatility: Application of the GARCH and EGARCH models. *Journal of Mathematical Finance*, 7(1), 121-143. <http://www.scirp.org/journal/PaperInformation.aspx?PaperID=73941&#abstract>
27. Fernández-Villaverde, J., & Rubio-Ramírez, J. (2010). Macroeconomics and volatility: Data, models, and estimation. *Working Paper*, 16618. <https://www.nber.org/papers/w16618>
28. Food and Agriculture Organization. (2020). *The State of Food Security and Nutrition in the World 2020: Transforming food systems for affordable healthy diets*. <https://doi.org/10.4060/ca9692en>
29. Galán Figueroa, J., & Martínez Ceseña, L. (2022). Efecto contagio sobre la primera ola del SARS-CoV-2 sobre los mercados bursátiles de las economías del G20. *Panorama Económico*, 17(35), 77-99. <https://doi.org/10.29201/peipn.v17i35.95>

30. González Sánchez, R. F., & Tinoco Zermeño, M. A. (2022). Análisis de la volatilidad de precios al productor de limón en la costa del Pacífico mexicano. *Avances en Investigación Agropecuaria*, 25(3), 95-116. <https://doi.org/10.53897/RevAIA.21.25.18>
31. Granados Sánchez, M.^a del R., Galán Figueroa, J., & Leos Rodríguez, J. A. (2020). Volatilidad en los precios de los cereales básicos y su impacto en la seguridad alimentaria: México, 1995-2018. *Nóesis: Revista de Ciencias Sociales*, 29(58), 79-105. <https://doi.org/10.20983/noesis.2020.2.4>
32. Granados Sánchez, M.^a del R., Gómez Oliver, L., & Galán Figueroa, J. (2022). La volatilidad del precio de frijol (*Phaseolus vulgaris*) en México, 2000-2020. *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 22(1), 123-148. <http://doi.org/10.22004/ag.econ.329179>
33. Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics*. McGraw-hill.
34. Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, 64(1-2), 307-333. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90067-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90067-1)
35. Hossain, A. (2018). Forecasting volatility of processed milk products in the framework of ARCH model. *International Journal of Modern Science and Technology*, 3, 190-195.
36. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2021a, 19 de agosto). *Resultados de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo, Nueva Edición: Cifras durante el segundo trimestre de 2021*. https://www.inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/boletines/2021/enoe_ie/enoe_ie2021_08.pdf
37. Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2021b, 9 de diciembre). *Índice nacional de precios al consumidor, noviembre de 2021*. https://www.inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/boletines/2021/inpc_2q/inpc_2q2021_12.pdf
38. Iregui, A. M.^a, & Otero, J. (2013). A spatiotemporal analysis of agricultural prices: An application to colombian data. *Agribusiness*, 29(4), 497-508. <https://doi.org/10.1002/agr.21319>
39. Jacome, A. R., & Lozada Cherrez, B. R. (2020). Volatilidad simétrica o asimétrica en el mercado ecuatoriana de la papa. *Alimentos, Ciencia e Ingeniería*, 27(2), 94-103. <https://doi.org/10.31243/aci.v27i2.942>
40. Kostadinov, A. (2014). Multilateral markets: New way to deal with food price volatility and food market imperfections. En J. Jadranka Bende-kovic, M. Klacmer Calopa, & D. Filipovic (eds.), *Economic and Social Development, 6th International Scientific Conference on Economic and Social Development and 3rd Eastern European ESD Conference: Business Continuity, Book of Proceedings* (pp. 67-74). Varazdin Development and Entrepreneurship Agency.

41. Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Persistence in variance, structural change, and the GARCH model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 8(2), 225-234. <https://doi.org/10.2307/1391985>
42. López-Hernández, W. A., Garza-Bueno, L. E., Cruz-Galindo, B., & Nieto-Ángel, R. (2019). Competitividad del limón persa en la región del Papaloapan, Oaxaca. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, 10(4), 921-934. <https://doi.org/10.29312/remexca.v10i4.408>
43. Marshall, A. (2009). *Principles of economics*. Cosimo.
44. Mora Rivera, J. J., Zamudio Carrillo, A., & Fuentes Castro, H. J. (2014). Volatilidad e interdependencia en los precios agrícolas a partir de un modelo GARCH multivariado. *Análisis Económico*, 29(72), 35-56. <https://www.redalyc.org/pdf/413/41337767003.pdf>
45. Mushtaq, R. (2011). *Augmented dickey fuller test*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1911068>
46. Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 59(2), 347-370. <https://doi.org/10.2307/2938260>
47. Novales, A. (2016). *Series temporales: Estacionariedad, raíces unitarias*. Universidad Complutense. <https://www.ucm.es/data/cont/media/www/pag-41459/Series%20temporales.pdf>
48. Piot-Lepetit, I., & M'Barek, R. (eds.) (2011). *Methods to analyse agricultural commodity price volatility*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-1-4419-7634-5>
49. Rabemananjara, R., & Zakoian, J. M. (1993). Threshold ARCH models and asymmetries in volatility. *Journal of Applied Econometrics*, 8(1), 31-49. <https://doi.org/10.1002/jae.3950080104>
50. Robles Valencia, A., Huesca Reynoso, L., & Camberos Castro, M. (2015). Incidencia del sistema fiscal en México, 2002-2012. *Economía Informa*, 390, 3-27. [https://doi.org/10.1016/S0185-0849\(15\)30002-5](https://doi.org/10.1016/S0185-0849(15)30002-5)
51. Rodríguez-Romero, A., & Torres-Ortiz, M. A. (2020). Transmisión entre precios de los alimentos en Bogotá, 2000-2017. *Revista Finanzas y Política Económica*, 12(2), 589-624. <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.v12.n2.2020.3079>
52. Santeramo, F. G., Goodwin, B. K., Adinolfi, F., & Capitanio, F. (2016). Farmer participation, entry and exit decisions in the Italian crop insurance programme. *Journal of Agricultural Economics*, 67(3), 639-657. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12155>
53. Santeramo, F. G., Lamónaca, E., Contò, F., Nardone, G., & Stasi, A. (2018). Drivers of grain price volatility: A cursory critical review. *Agricultural Economics*, 64(8), 347-356. <https://doi.org/10.17221/55/2017-AGRICECON>

54. Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural. (2023). *Anuario Estadístico de la Producción Agrícola*. <https://nube.siap.gob.mx/cierreagricola/>
55. Serra, T., & Gil, J. M. (2013). Price volatility in food markets: Can stock building mitigate price fluctuations? *European Review of Agricultural Economics*, 40(3), 507-528. <https://doi.org/10.1093/erae/jbs041>
56. Setiawati, I., & Taufikurohman, R. (2021). Price volatility of staple food using ARCH-GARCH model. *IOP Conference Series: Earth and Environmental Science*, 653(1), 012146. <https://iopscience.iop.org/article/10.1088/1755-1315/653/1/012146/pdf>
57. Sistema Nacional de Información e Integración de Mercados. (2023). *Anuario Estadístico de Mercados Nacionales*. <http://www.economia-sniim.gob.mx/nuevo/Home.aspx?opcion=../SNIIM-Estadisticas/anuarioiofx.asp>
58. Solimano, A. (2005). Hacia nuevas políticas sociales en América Latina. *Revista de la Cepal*, 87(45), 45-60. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/bb3bea3b-793b-4c61-8060-b3c8fb0270fe/content>
59. Stiglitz, J. E. (2003). Information and the change in the paradigm in economics, part 1. *The American Economist*, 47(2), 6-26. <https://doi.org/10.1177/056943450304700202>
60. Taghidzadeh-Hesary, F., Rasoulinezhad, E., & Yoshino, N. (2019). Energy and food security: Linkages through price volatility. *Energy Policy*, 128, 796-806. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2018.12.043>
61. Tothova, M. (2011). Main challenges of price volatility in agricultural commodity markets. En I. Piot-Lepetit, & R. M'Barek (eds.), *Methods to analyse agricultural commodity price volatility* (pp. 13-29). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-1-4419-7634-5>
62. Zakoian, J. M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5), 931-955. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(94\)90039-6](https://doi.org/10.1016/0165-1889(94)90039-6)

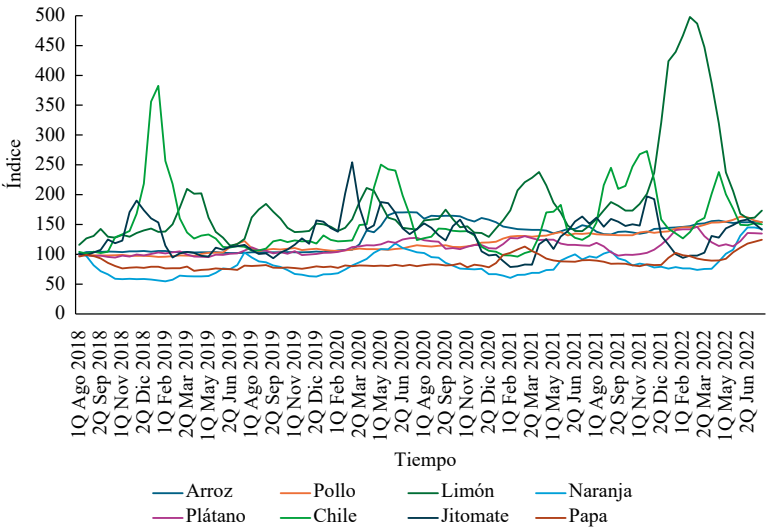
ANEXO

Tabla 9.
Prueba Dickey-Fuller aumentada para alimentos en el estado de Oaxaca

Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística	Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística
Arroz	1	-7,360	0,000	54,87	Plátano	1	-7,089	0,000	50,20
	2	-7,408	0,000	27,15		2	-7,085	0,000	24,88
	3	-7,369	0,000			3	-7,054	0,000	
Pollo	1	-7,444	0,000	33,96	Chile	1	-6,299	0,000	39,26
	2	-7,564	0,000	23,00		2	-6,266	0,000	19,46
	3	-7,623	0,000			3	-6,239	0,000	
Limón	1	-4,015	0,000	15,96	Jitomate	1	-9,087	0,000	45,22
	2	-3,995	0,002	7,89		2	-9,044	0,000	29,83
	3	-3,968	0,013			3	-8,997	0,000	
Naranja	1	-6,522	0,000	42,44	Papa	1	-6,679	0,000	44,46
	2	-6,514	0,000	22,37		2	-6,668	0,000	24,42
	3	-6,685	0,000			3	-6,984	0,000	

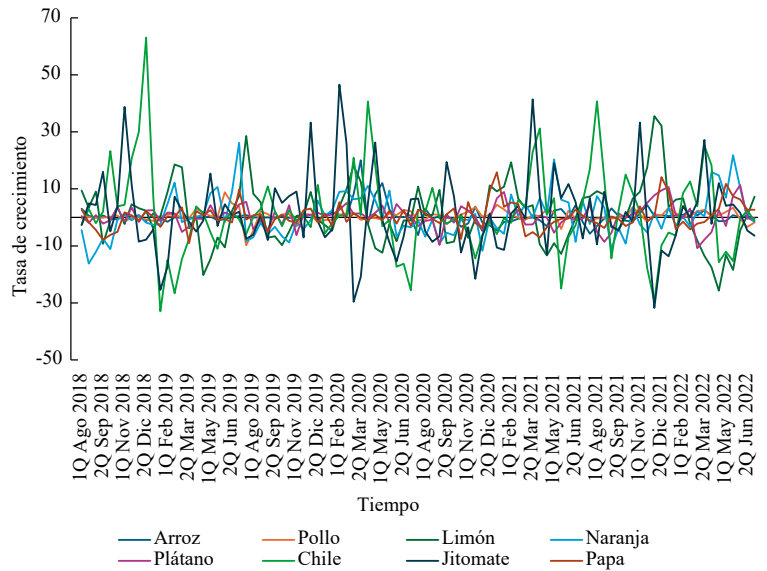
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).
Nota: modelo 1 (sin intercepto ni tendencia), modelo 2 (con intercepto), modelo 3 (con intercepto y tendencia).

Figura 1. Evolución del INPC para alimentos seleccionados en el estado de Oaxaca (agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Figura 2. Tasa de crecimiento del INPC de alimentos seleccionados en el estado Oaxaca (agosto 2018-julio 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

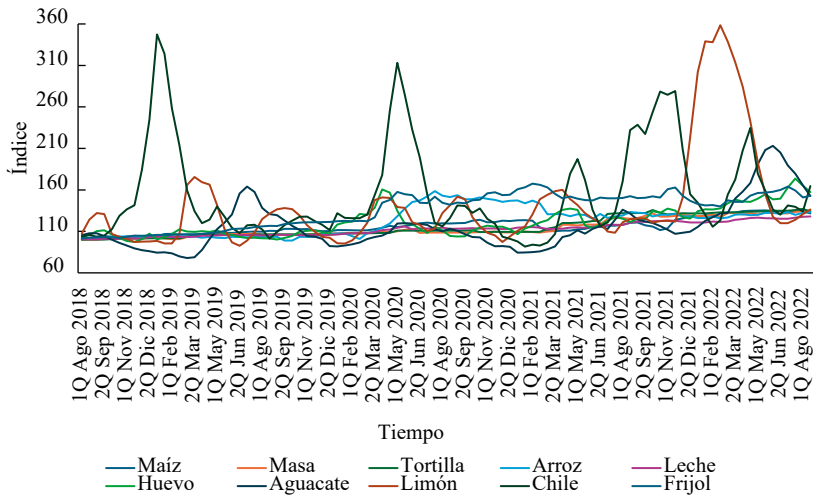
Tabla 10.
Prueba Dickey-Fuller aumentada para alimentos en el estado de Guerrero

Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística	Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística
Maíz	1	-7,385	0,000	56,06 27,74	Huevo	1	1	0,000	35,02 23,50
	2	-7,541	0,000			2	2	0,000	
	3	-7,505	0,000			3	3	0,000	
Masa	1	-10,129	0,000	114,57 57,60	Aguacate	1	1	0,000	19,27 9,53
	2	-10,632	0,000			2	2	0,000	
	3	-10,637	0,000			3	3	0,004	
Tortilla	1	-8,832	0,000	78,60 39,05	Limón	1	1	0,000	17,08 8,458
	2	-8,926	0,000			2	2	0,001	
	3	-8,947	0,000			3	3	0,008	
Arroz	1	-3,258	0,001	27,85 20,70	Chile	1	1	0,000	11,28 8,93
	2	-3,264	0,015			2	2	0,000	
	3	-3,280	0,066			3	3	0,000	
Leche	1	-8,604	0,000	88,91 44,31	Frijol	1	1	0,000	64,56 32,25
	2	-9,371	0,000			2	2	0,000	
	3	-9,339	0,000			3	3	0,000	

Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

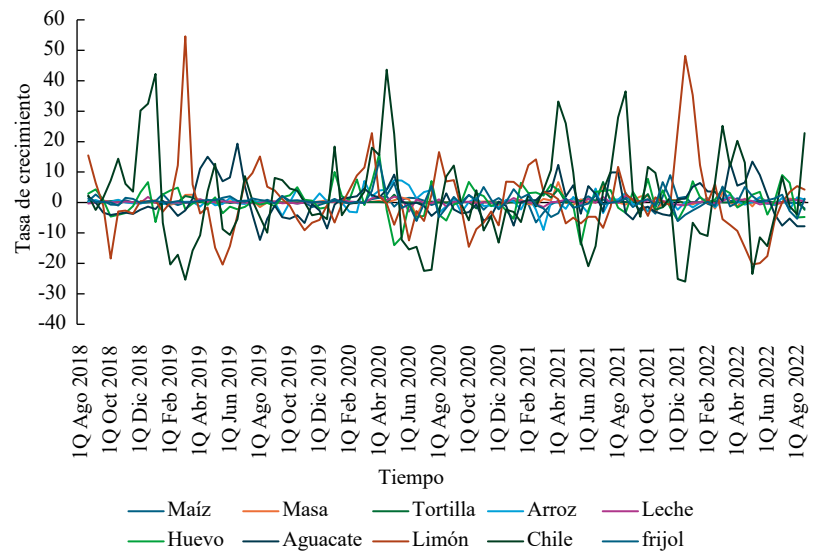
Nota: modelo 1 (sin intercepto ni tendencia), modelo 2 (con intercepto), modelo 3 (con intercepto y tendencia).

Figura 3.
Evolución del INPC para alimentos seleccionados en el estado Guerrero (agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Figura 4.
Tasa de crecimiento del INPC de alimentos seleccionados en el estado Guerrero (agosto de 2018-julio de 2022)



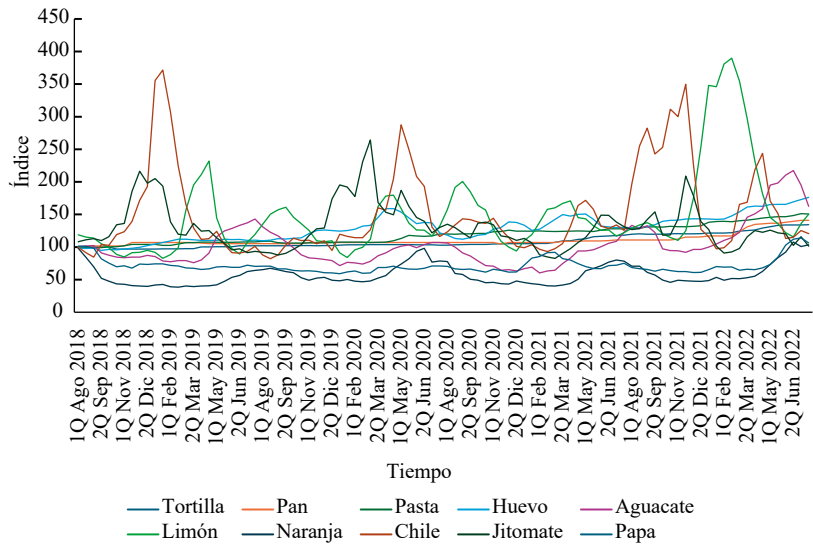
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Tabla 11.
Prueba Dickey-Fuller aumentada para alimentos en el estado de México

Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística	Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística
Maíz	1	-6,635	0,000	49,82	Aguacate	1	-4,923	0,000	23,82
	2	-7,058	0,000	24,72		2	-4,881	0,000	11,82
	3	-7,025	0,000			3	-4,808	0,000	
Tortilla	1	-4,021	0,000	48,85	Naranja	1	-6,631	0,000	39,71
	2	-6,989	0,000	30,57		2	-6,302	0,000	20,81
	3	-7818	0,000			3	-6,440	0,000	
Pan	1	-5,766	0,000	37,88	Chile	1	-7,013	0,000	48,66
	2	-6,154	0,000	20,86		2	-6,976	0,000	24,15
	3	-6,457	0,000			3	-6,950	0,000	
Pasta	1	-6,785	0,000	61,01	Jitomate	1	-8,087	0,000	40,09
	2	-7,811	0,000	31,87		2	-8,043	0,000	26,58
	3	-7,978	0,000			3	-8,023	0,000	
Huevo	1	-5,625	0,000	33,08	Papa	1	-5,874	0,000	34,10
	2	-5,751	0,000	16,47		2	-5,840	0,000	18,46
	3	-5,739	0,000			3	-6,067	0,000	
Limón	1	-6,253	0,000	10,83		1			
	2	-6,221	0,000	8,58		2			
	3	-6,190	0,000			3			

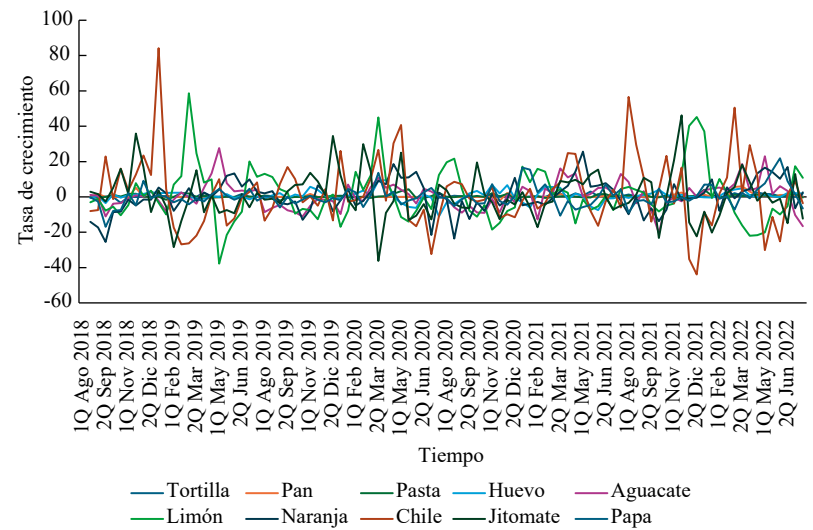
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).
Nota: modelo 1 (sin intercepto ni tendencia), modelo 2 (con intercepto), modelo 3 (con intercepto y tendencia).

Figura 5.
Evolución del INPC para alimentos seleccionados en el estado de México
(agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Figura 6.
Tasa de crecimiento del INPC de alimentos seleccionados en el estado de México
(agosto de 2018-julio de 2022)



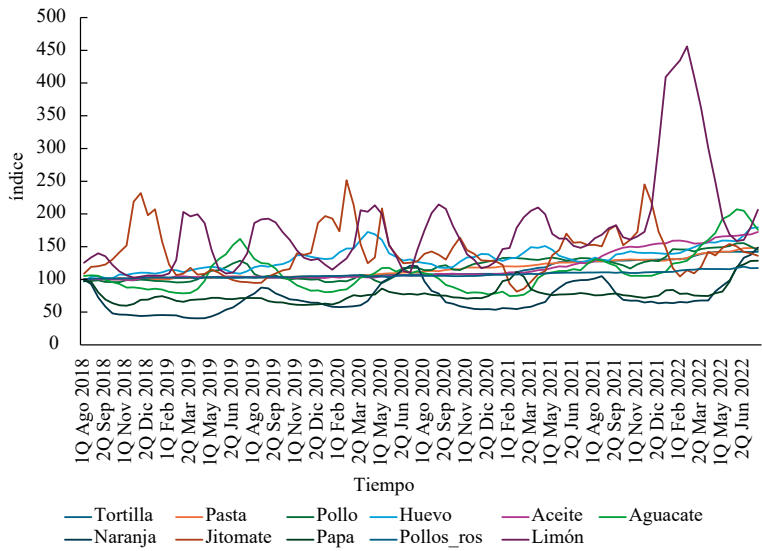
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Tabla 12.
Prueba Dickey-Fuller aumentada para alimentos en Ciudad de México

Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística	Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística
Tortilla	1	-4,466	0,000	25,84	Naranja	1	-4,923	0,000	16,00
	2	-5,083	0,000	14,36		2	-4,881	0,002	8,69
	3	-5,359	0,000			3	-4,808	0,007	
Pasta	1	-3,000	0,000	81,53	Papa	1	-3,987	0,000	34,83
	2	-9,029	0,003	48,32		2	-4,000	0,000	18,79
	3	-9,827	0,000			3	-4,169	0,000	
Pollo	1	-7,219	0,000	27,29	Jitomate	1	-9,077	0,000	81,52
	2	-7,323	0,000	18,06		2	-9,029	0,000	40,35
	3	-7,290	0,000			3	-8,983	0,000	
Huevo	1	-6,060	0,000	37,50	Limón	1	-6,170	0,000	10,68
	2	-6,124	0,000	18,76		2	-6,146	0,000	8,45
	3	-6,119	0,000			3	-6,112	0,000	
Aceite	1	-5,348	0,000	37,45	Pollo rostizado	1	-10,733	0,000	129,32
	2	-6,120	0,000	23,96		2	-11,371	0,000	47,16
	3	-6,918	0,000			3	-8,847	0,000	
Aguacate	1	-4,546	0,000	20,48					
	2	-4,525	0,000	10,23					
	3	-4,502	0,002						

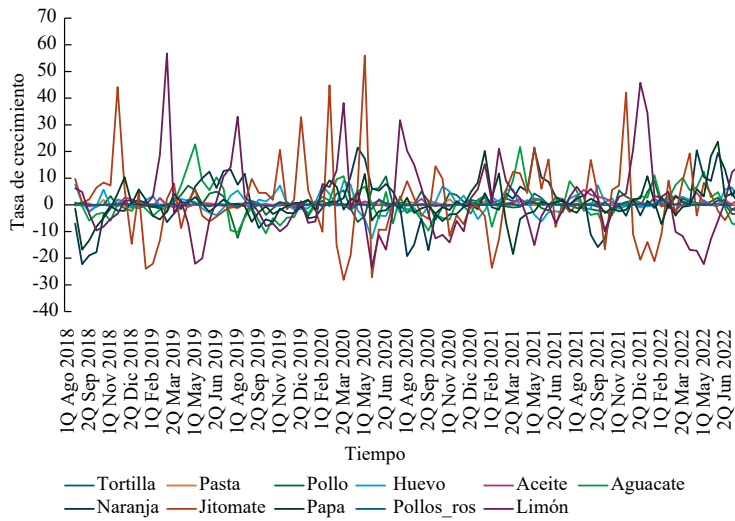
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).
Nota: modelo 1 (sin intercepto ni tendencia), modelo 2 (con intercepto), modelo 3 (con intercepto y tendencia).

Figura 7.
Evolución del INPC para alimentos seleccionados en Ciudad de México (agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Figura 8.
Tasa de crecimiento del INPC de alimentos seleccionados en Ciudad de México (agosto de 2018-julio de 2022)



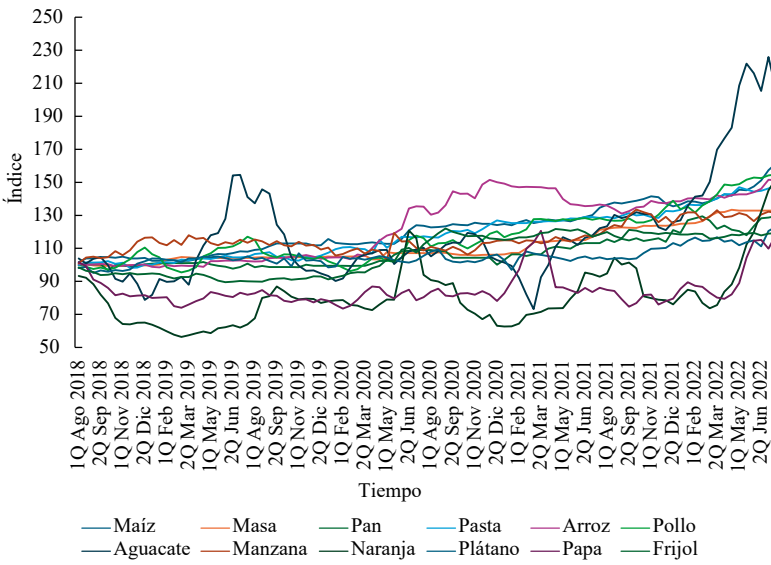
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Tabla 13.
Prueba Dickey-Fuller aumentada para alimentos en el estado de Chiapas

Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística	Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística
Maíz	1	-5,941	0,000	43,61	Azúcar	1	-8,362	0,000	70,74
	2	-6,604	0,000	24,64		2	-8,411	0,000	35,39
	3	-6,992	0,000			3	-8,412	0,000	
Masa	1	-6,680	0,000	55,71	Frijol	1	-9,077	0,000	81,18
	2	-7,464	0,003	29,4		2	-9,029	0,000	40,67
	3	-7,668	0,000			3	-8,983	0,000	
Pasta	1	-11,599	0,000	163,70	Manzana	1	-13,345	0,000	180,80
	2	-12,794	0,000	85,18		2	-13,446	0,000	89,48
	3	-13,049	0,000			3	-13,377	0,000	
Arroz	1	-7,647	0,000	62,62	Plátano	1	-11,527	0,000	134,77
	2	-7,913	0,000	31,01		2	-11,609	0,000	67,79
	3	-7,847	0,000			3	-11,642	0,000	
Pan	1	-10,579	0,000	116,75	Papa	1	-6,267	0,000	38,99
	2	-10,805	0,000	60,31		2	-6,244	0,000	15,88
	3	-10,982	0,000			3	-6,615	0,000	
Aguacate	1	-7,318	0,000	54,52	Naranja	1	-5,918	0,000	35,25
	2	-7,383	0,000	27,93		2	-5,937	0,000	19,22
	3	-7,453	0,002			3	-6,199	0,000	
Pollo	1	-6,953	0,000	51,23					
	2	-7,157	0,002	26,02					
	3	-7,214	0,007						

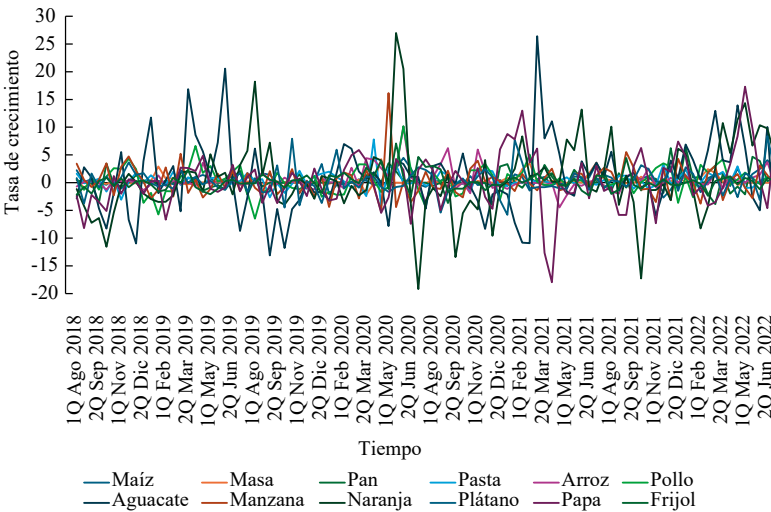
Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).
Nota: modelo 1 (sin intercepto ni tendencia), modelo 2 (con intercepto), modelo 3 (con intercepto y tendencia).

Figura 9.
Evolución del INPC para alimentos seleccionados en el estado de Chiapas
(agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Figura 10.
Tasa de crecimiento del INPC para alimentos seleccionados en el estado de Chiapas
(agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

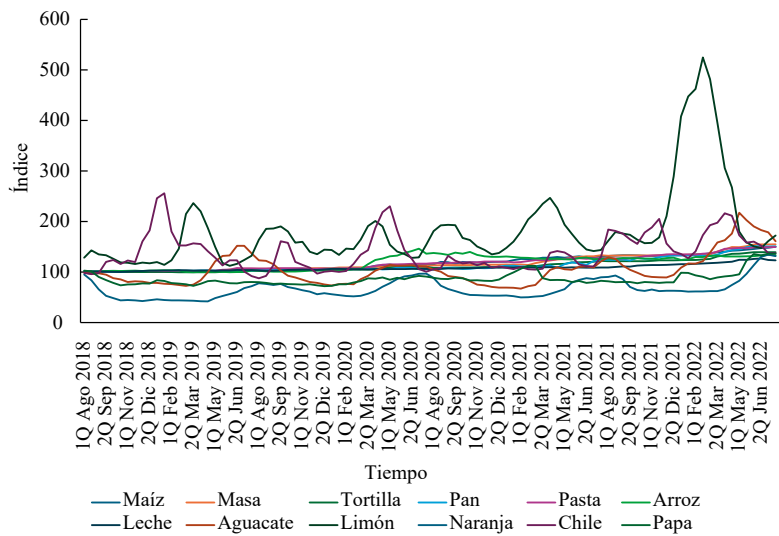
Tabla 14.
Prueba Dickey-Fuller aumentada para alimentos en el estado de Puebla

Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística	Alimento	Modelo	t-estadística	p-value	F estadística
Maíz	1	-3,212	0,001	90,12	Aceite	1	-4,866	0,000	91,54
	2	-9,493	0,000	50,61		2	-9,567	0,000	50,83
	3	-10,059	0,000			3	-10,080	0,000	
Masa	1	-3,677	0,000	27,56	Aguacate	1	-5,621	0,000	31,38
	2	-4,417	0,003	27,40		2	-5,602	0,000	15,59
	3	-7,399	0,000			3	-5,564	0,000	
Tortilla	1	-5,256	0,000	35,59	Limón	1	-6,452	0,000	8,83
	2	-5,966	0,000	20,46		2	-6,420	0,000	7,32
	3	-6,394	0,000			3	-6,404	0,000	
Arroz	1	-8,195	0,000	68,67	Naranja	1	-3,910	0,000	15,37
	2	-8,292	0,000	34,05		2	-3,921	0,002	7,77
	3	-8,253	0,000			3	-3,879	0,016	
Pan	1	-9,089	0,000	96,45	Chile	1	-6,702	0,000	44,47
	2	-9,820	0,000	53,55		2	-6,669	0,000	22,05
	3	-10,346	0,000			3	-6,641	0,000	
Pasta	1	-6,154	0,000	51,95	Papa	1	-7,182	0,000	51,54
	2	-7,208	0,000	28,30		2	-7,170	0,000	27,54
	3	-7,526	0,002			3	-7,421	0,000	
Leche	1	-8,232	0,000	79,24	Frijol	1	-6,790	0,000	49,52
	2	-8,901	0,002	41,90		2	-7,037	0,000	25,36
	3	-9,152	0,007			3	-7,121	0,000	

Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

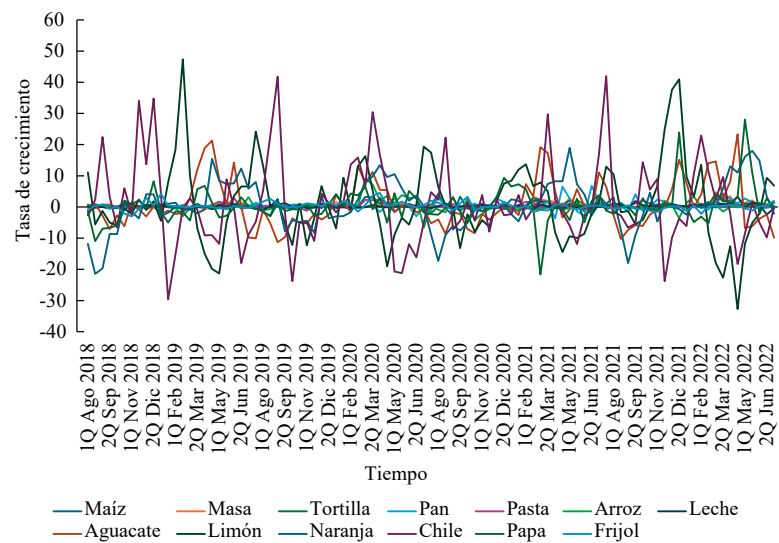
Nota: modelo 1 (sin intercepto ni tendencia), modelo 2 (con intercepto), modelo 3 (con intercepto y tendencia).

Figura 11.
Evolución del INPC para alimentos seleccionados en el estado de Puebla (agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

Figura 12.
Tasa de crecimiento del INPC para alimentos seleccionados en el estado de Puebla (agosto de 2018-julio de 2022)



Fuente: elaboración propia con datos del INPC del Inegi (2022).

RELACIÓN ENTRE EL NIVEL SOCIOECONÓMICO Y EL RENDIMIENTO ACADÉMICO ESCOLAR: EVIDENCIA DE LA EVALUACIÓN CENSAL DE ESTUDIANTES 2019

Erick Lahura
Jhakelinhe Gonzales-Sinche

Lahura E., & Gonzales-Sinche, J. (2025). Relación entre el nivel socioeconómico y el rendimiento académico escolar: evidencia de la Evaluación Censal de Estudiantes 2019. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 789-822.

El objetivo de este artículo es determinar si existe una relación causal entre el nivel socioeconómico (NSE) y el rendimiento académico de los estudiantes escolares en el Perú. Para ello, se utilizó la Evaluación Censal de Estudiantes 2019 (ECE 2019), aplicada por la Oficina de Medición de la Calidad de los Aprendizajes (UMC) del Ministerio de Educación a los alumnos de segundo grado de secundaria. Este censo contiene información de las notas de tres evaluaciones estandarizadas: Lectura, Matemáticas y Ciencia y Tecnología. Para medir el efecto causal del NSE del

E. Lahura

Universidad Científica del Sur, Pontificia Universidad Católica del Perú, Lima (Perú) Correo electrónico: elahura@cientifica.edu.pe

J. Gonzales-Sinche

Universidad Científica del Sur, Lima (Perú) Correo electrónico: jgonzaless@cientifica.edu.pe

Sugerencia de citación: Lahura E., & Gonzales-Sinche, J. (2025). Relación entre el nivel socioeconómico y el rendimiento académico escolar: evidencia de la Evaluación Censal de Estudiantes 2019. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 789-822. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n95.108561>

Este artículo fue recibido el 28 de abril de 2023, ajustado el 14 de julio de 2024 y su publicación aprobada el 1 de agosto de 2024.

alumno sobre el rendimiento académico en estas materias, se estimaron modelos de regresión para cada evaluación y se utilizó la variación exógena del NSE del resto del colegio como variable instrumental del NSE del alumno. Los resultados muestran que no existe una relación estadísticamente significativa entre el NSE del alumno y la nota de Matemáticas. En los casos de Lectura y Ciencia y Tecnología, el NSE del alumno ayuda a predecir el rendimiento académico, sin embargo, su efecto causal es muy pequeño.

Palabras clave: Nivel socioeconómico; rendimiento académico escolar; variable instrumental.

JEL: I21, I24, I28.

Lahura E., & Gonzales-Sinche, J. (2025). Relationship between socio-economic status and school academic performance: Evidence from the 2019 Census Student Assessment. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 789-822.

The objective of this research is to determine whether there is a causal relationship between socioeconomic level (SES) and the academic performance of school students in Peru. For this purpose, the 2019 Student Census Evaluation (ECE 2019), applied by the Office for the Measurement of the Quality of Learning (UMC) of the Ministry of Education to students in the second grade of secondary school, was used. This census contains information from the scores of three standardized assessments: Reading, Mathematics, and Science and Technology. To measure the causal effect of student SES on academic performance in these subjects, regression models were estimated for each assessment and the exogenous variation of the SES of the rest of the school was used as an instrumental variable of student SES. The results show that there is no statistically significant relationship between student SES and Mathematics score. In the cases of Reading and Science and Technology, student SES helps predict academic performance; however, its causal effect is very small.

Keywords: Socioeconomic level; school academic performance; instrumental variable.

JEL: I21, I24, I28.

INTRODUCCIÓN

Además de la habilidad, la literatura sugiere que uno de los factores fundamentales que explica las diferencias en el rendimiento académico de los estudiantes es su nivel socioeconómico (NSE). Esto ha impulsado el diseño y la implementación de programas que buscan reducir las brechas en el rendimiento académico a través mejoras en el NSE (United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization [Unesco], 2021), aunque la evidencia que sustenta dichos programas se basa principalmente en correlaciones. Sin embargo, como lo documenta Marks y O'Connell (2023), los estudios causales basados en componentes del NSE, como el ingreso y el nivel de educación de los padres, muestran que el efecto del NSE sobre las habilidades cognitivas y el rendimiento académico es modesto y mucho más débil que las correlaciones que usualmente se documentan en la literatura. En el caso del Perú, los estudios realizados se basan principalmente en correlaciones y sugieren que el NSE tiene un efecto importante sobre el rendimiento académico escolar.

El objetivo de esta investigación es determinar si existe una relación causal entre el NSE y el rendimiento académico de los estudiantes escolares en el Perú. Para ello, se utilizó la Evaluación Censal de Estudiantes 2019 (ECE 2019), aplicada por la Oficina de Medición de la Calidad de los Aprendizajes (UMC) del Ministerio de Educación a los alumnos de segundo grado de secundaria. Este censo contiene información sobre las características de los alumnos y de los colegios; además, incluye las notas de tres evaluaciones estandarizadas: Lectura, Matemáticas y Ciencia y Tecnología. Para medir el efecto causal del NSE del alumno sobre el rendimiento académico en estas materias, se estimaron modelos de regresión para cada evaluación y se utilizó la variación exógena del NSE del resto del colegio como variable instrumental del NSE del alumno.

Los resultados muestran que no existe una relación estadísticamente significativa entre el NSE del alumno y la nota de Matemáticas. En los casos de Lectura y Ciencia y Tecnología, el NSE del alumno ayuda a predecir el rendimiento académico, sin embargo, su efecto causal es muy pequeño. De esta manera, esta investigación proporciona evidencia que ayudará en el diseño de políticas que busquen mejorar el rendimiento académico de los escolares. A su vez, su mejora permitirá aumentar su productividad e ingresos cuando sean adultos, y así contribuir al crecimiento sostenido y a la generación de los recursos necesarios para financiar servicios públicos que aseguren el bienestar de la sociedad.

Hasta donde se tiene conocimiento, esta investigación es la primera que evalúa empíricamente la relación causal entre el NSE y el rendimiento académico de los alumnos de segundo grado de secundaria para el caso peruano utilizando la ECE 2019, contribuyendo de esta manera a la literatura sobre este tema.

El trabajo está estructurado de la siguiente manera. En primer lugar, se presenta el marco teórico y la revisión de la literatura sobre la relación entre el NSE y el rendimiento académico. En segundo lugar, se describe la información del censo, se

detallan los ajustes realizados a los datos y se analizan los principales estadísticos descriptivos. En tercer lugar, se describe la metodología empírica utilizada. En cuarto lugar, se presentan y analizan los resultados de las estimaciones para cada uno de los cursos (Matemáticas, Lectura y Ciencia y Tecnología), así como se discuten los alcances y las limitaciones de los hallazgos. Finalmente, se presentan las conclusiones.

MARCO CONCEPTUAL Y REVISIÓN DE LA LITERATURA

Marco conceptual

Los logros que se obtienen durante la educación escolar están asociados a la habilidad de los alumnos. Sin embargo, existen otros factores que determinan dichos logros, por ejemplo, las características del colegio (calidad de los profesores, calidad de la infraestructura del colegio), las características individuales (sexo y edad) y las características de la familia (ingresos, situación emocional, educación y ocupación de los padres, creencias y tradiciones).

El estatus o NSE de un alumno es una variable que resume varias características familiares y que según la literatura ayuda a predecir los logros académicos de los escolares. De acuerdo con los resultados iniciales de la quinta ronda de encuestas (2016) de Niños del Milenio, las diferencias del desempeño académico se explican a lo largo del tiempo por diferencias en el nivel socioeconómico. Además, se encuentra que la posición en el índice de riqueza cuando el niño tiene un año ayuda a predecir su desempeño educativo futuro (Sánchez *et al.*, 2018).

El NSE de un alumno se puede definir como la posición de su familia en la sociedad, la cual depende del ingreso familiar, el nivel de educación y la ocupación de los padres, el lugar de residencia, las características de la vivienda, entre otras variables. Para este estudio, se utilizará la definición del NSE dada por el Ministerio de Educación (2018), el cual indica que es aquel factor que considera características económicas y sociales de los individuos y permite realizar un ordenamiento relativo dentro de una estructura social jerárquica. Desde la ECE 2015, la UMC del Ministerio de Educación ha elaborado diversos indicadores socioeconómicos que acompañan a las evaluaciones, es decir, mide este estatus socioeconómico a través de un índice.

Este índice se construye a partir de un cuestionario dirigido a los padres (si la evaluación se realiza para primaria) y a los estudiantes (si la evaluación se realiza para secundaria), que incluye preguntas relacionadas con cinco dimensiones: a) nivel de educación de los padres, b) material de construcción del hogar (paredes, pisos y techos), c) acceso a servicios básicos (luz, agua y desagüe), d) activos de la vivienda (radio, televisión, celular) y e) otros servicios del hogar (telefonía, internet). A diferencia de otros índices contruidos en la literatura, este no incluye información sobre los ingresos o la ocupación de los padres. Según el Ministerio

de Educación (2018), estas variables se excluyeron porque los elevados niveles de informalidad en el mercado laboral peruano distorsionan la validez de las escalas ocupacionales internacionales y la información sobre los ingresos.

La literatura muestra que no existe una forma única de medir el NSE de los alumnos. Usualmente, el indicador del NSE incluye variables, como el ingreso familiar, la ocupación y el nivel de educación de los padres, las cuales se analizan por separado (Cheng y Kaplowitz, 2016; Sulaiman *et al.*, 2020; Won Kim, 2019; Zhang *et al.*, 2019) o agrupadas en un índice combinado de NSE que abarca diferentes dimensiones del hogar (Belfi *et al.*, 2016; Daniele, 2021; Krüger, 2019; Lui y Lu, 2008; Poon, 2020). En muchos casos, se observa que la variable “educación de los padres” es una de la más importantes para definir las condiciones socioeconómicas de los estudiantes (Benavides *et al.*, 2014; Coschiza *et al.*, 2016; De Paula Morais *et al.*, 2021). En el caso de la variable “ingreso familiar”, se identificaron trabajos que no la consideran debido a problemas de medición asociadas a la falta de confiabilidad de la información reportada (Caldas y Bankston, 1997; Coschiza *et al.*, 2016; Grupo de Análisis para el Desarrollo [GRADE], 2016); en algunos casos, se reemplaza con información de los recursos materiales del hogar (Benavides *et al.*, 2014; Fajardo Bullón *et al.*, 2017; Ministerio de Educación, 2021; Muelle, 2013; Murillo y Garrido Martínez, 2017; Rodríguez-Hernández *et al.*, 2020).

Teóricamente, se espera que un alumno con un NSE bajo también tenga un rendimiento académico bajo, pues es probable que no cuente con las oportunidades necesarias para desarrollar su potencial académico; por ejemplo, no acceder a un colegio y profesores de calidad, no contar con recursos para adquirir herramientas de estudio, no gozar de estabilidad económica o emocional, no contar con buena salud, ausencia de motivación y valoración del estudio por parte de los padres, de su entorno familiar y social, entre otros.

Hart y Risley (1995) proporcionan evidencia de cómo el NSE puede afectar las bases de la educación de los niños, en particular, encuentran que los niños con NSE alto escuchan más palabras por semana (215 000 palabras) que niños de familias de clase media (125 000 palabras) y de NSE bajo (62 000 palabras). Incluso, las habilidades cognitivas, las cuales finalmente impactan el rendimiento académico, pueden verse afectadas por el NSE. Por ejemplo, Xu *et al.* (2023) estudian el caso de China y encuentra que el NSE afecta positivamente las habilidades cognitivas de los niños, en particular, la educación de los padres más que los ingresos.

Duncan *et al.* (2017) identifican tres enfoques teóricos importantes que relacionan los diferentes componentes del NSE y el rendimiento académico: a) el estrés familiar y del entorno, b) los recursos y la inversión y c) la cultura. El enfoque del estrés familiar establece que los estudiantes con menor NSE enfrentan más fuentes de estrés en la familia y en su entorno, lo cual afecta su rendimiento académico. Según el enfoque de los recursos y la inversión, una familia con un NSE elevado tiene mayores recursos para invertir en la educación de los niños; de acuerdo con Becker (1991), estos recursos son el tiempo y el dinero. El enfoque de la cultura

establece que las familias con un bajo NSE tienden a sentirse marginalizadas y asumir que no es posible la movilidad social, lo cual se puede transmitir entre generaciones, y así afectar la percepción del valor de la educación y el rendimiento académico. En resumen, teóricamente se espera una relación positiva entre el nivel socioeconómico y el rendimiento académico.

Un enfoque alternativo sobre la relación entre NSE y rendimiento académico es utilizado por Marks y O'Connell (2023), el cual se denomina capacidad cognitiva/transmisión genética. Bajo este enfoque, el rendimiento académico es causado principalmente por la habilidad del alumno, la cual, a su vez, es transmitida genéticamente por los padres. El aparente efecto del NSE es, en realidad, consecuencia del efecto de la habilidad de los padres sobre el NSE (los padres con habilidades cognitivas tienen a tener mejor NSE). Así, el efecto puro del NSE sería muy pequeño, como lo demuestran estos autores al analizar el desarrollo cognitivo y el desempeño en Lectura y Matemáticas.

Revisión de la literatura

El estudio de la relación entre el NSE y el rendimiento académico se remonta al trabajo pionero de Coleman (1968), el cual examina el caso de Estados Unidos por medio de datos de una encuesta a colegios, implementada en 1965 por el Centro Nacional de Estadística Educativa del Ministerio de Educación de ese país, y encuentra evidencia de que las condiciones socioeconómicas de los padres están asociadas positivamente al rendimiento académico de sus hijos, mas no así las características de la escuela, es decir, los factores socioeconómicos son más importantes que las características de los colegios para predecir el rendimiento escolar.

La revisión de literatura se ha organizado en dos tópicos: a) estudios internacionales y b) estudios para el Perú. En los estudios internacionales, se diferencia entre metanálisis y otras técnicas estadísticas.

Estudios internacionales

Los diferentes estudios internacionales muestran que existe una relación positiva entre el NSE y el rendimiento escolar. En el caso de los metanálisis, se concluye que esta relación es débil, mientras las investigaciones que utilizan otras metodologías empíricas muestran resultados variados.

Los estudios basados en metanálisis muestran que la relación entre el NSE y el rendimiento académico es positiva pero débil. White (1982) realiza el primer metanálisis de los estudios publicados entre 1918 y 1975 sobre la relación entre el NSE y el rendimiento escolar, cuyo principal resultado es que existe una correlación positiva pero débil entre los indicadores tradicionales del NSE (ingresos, educación y ocupación de los padres) y el rendimiento académico del alumno ($cor = 0,343$); además, esta correlación depende del grado del alumno, el tipo de evaluación y el indicador del NSE. Sirin (2005) analiza los artículos publicados entre 1990 y 2000, y encuentra que la correlación es menor ($cor = 0,299$). Estos resultados se

confirman con el metanálisis realizado recientemente por Rodríguez-Hernández *et al.* (2020), con los estudios publicados entre 2000 y 2017.

Los estudios realizados para China muestran que existe una relación positiva entre el NSE y el rendimiento académico escolar. Lui y Lu (2008) encuentran que, ante un aumento unitario en el NSE, la nota de matemáticas aumenta en 0,29 unidades y el rendimiento en lengua china en 0,28 unidades. Xue *et al.* (2020), mediante un modelo de análisis multinivel, muestra que, si el NSE de la familia del alumno aumenta en un punto, las puntuaciones en matemáticas aumentan en 0,12 desviaciones estándar (DE). En el caso del curso de lengua china, la puntuación de los estudiantes aumenta 0,18 DE y 0,15 DE en las zonas urbanas y rurales, respectivamente. Además, encuentran que los estudiantes hombres obtienen mejores puntuaciones en matemáticas que las mujeres, como lo evidencia también Zhijun *et al.* (2015). Luego de controlar por el rendimiento que obtuvo años anteriores, Xue *et al.* (2020) evidencian que el tipo de escuela, el tamaño de la escuela y el NSE de la escuela también tienen una relación positiva con el rendimiento del alumno. Cheng y Kaplowitz (2016) y Poon (2020) estiman un sistema de ecuaciones estructurales y muestran que existe una relación débil entre el NSE de los padres y el rendimiento del estudiante en varias zonas de China occidental. Según Zhang *et al.* (2019), el vocabulario receptivo y la regulación del comportamiento del alumno en edad temprana actúan como mecanismos importantes para moderar la relación del NSE y el rendimiento académico en el tiempo.

Una explicación de la relación débil entre el NSE y el rendimiento académico es que existen factores no económicos, como la mentalidad, la pasión y la automotivación (asociados a la tradición confuciana) que son cruciales para rendimiento escolar y, sobre todo, para tener éxito en la vida (Sulaiman *et al.*, 2020). Las expectativas y la participación de los padres en la escuela también debilitan la relación entre el NSE y el rendimiento académico (Holloway *et al.*, 2016; Poon, 2020). Otro factor es la estandarización y centralización del sistema educativo, que implica planes de estudio escolares estandarizados a nivel nacional y en financiamiento estatal. Won Kim (2019) mediante un metanálisis encuentra que la correlación ponderada entre el NSE y el rendimiento es 0,22, menor de las correlaciones obtenidas por White (1982) y Sirin (2005).

Para el caso de Estados Unidos, las investigaciones también muestran una relación positiva entre factores socioeconómicos y los logros educativos escolares; además, de la influencia de los padres, compañeros y la propia escuela. Por un lado, Caldas y Bankston (1997) encuentran que el NSE de los compañeros de escuela tienen un efecto positivo sobre el rendimiento escolar; sin embargo, el nivel socioeconómico de la familia del alumno es más importante que el nivel socioeconómico de las familias del resto de los alumnos. Por otro lado, Lurie *et al.* (2021) evidencian que la relación entre NSE y el rendimiento escolar está afectado por la estimulación cognitiva temprana para el desarrollo cognitivo, siendo un predictor del rendimiento académico y mediador de la contribución del NSE al rendimiento académico.

Además de los factores socioeconómicos y la influencia de padres, compañeros y escuela en los logros educativos, el tamaño de la clase emerge como una variable significativa a considerar en la investigación educativa. El estudio realizado por Wang y Calvano (2022) destaca cómo el tamaño de la clase puede impactar la interacción estudiante-profesor, la satisfacción estudiantil y los resultados educativos. Por tanto, al igual que la estimulación cognitiva temprana y otros factores socioeconómicos que influyen en el rendimiento escolar, la inclusión del tamaño de la clase como variable puede enriquecer la comprensión de los diversos elementos que influyen en el éxito académico de los estudiantes. Lo anterior se complementa por lo indicado por Odom *et al.* (2021), quienes resaltan la importancia del tamaño de la clase, junto con otros factores, como el tipo de evaluación y la pedagogía, en la comprensión de las disparidades de rendimiento entre hombres y mujeres en entornos educativos universitarios en cursos de ciencias naturales. Específicamente, Odom *et al.* (2021) encuentran que las clases más numerosas, entre otros factores, se asocian con notas más bajas para las mujeres.

Von Stumm y Plomin (2015) y Von Stumm (2017) analizan la relación entre el NSE, las pruebas de inteligencia y el rendimiento académico con información del estudio de desarrollo temprano de gemelos (TEDS, por sus siglas en inglés) del Reino Unido. Von Stumm y Plomin (2015) encuentran que un mayor NSE está asociado a un mayor coeficiente intelectual de los niños (IQ, por sus siglas en inglés); además, las diferencias de IQ entre niños con NSE alto y bajo se triplica a la edad de 16 años. Von Stumm (2017) realiza un análisis de curva de crecimiento latente y halla que, luego de controlar por habilidad intelectual, el efecto del NSE sobre el rendimiento académico se reduce sustancialmente, pero sigue siendo significativo.

Para el caso de Alemania, Paulus *et al.* (2021) y Lenkeit *et al.* (2022) encuentran que el NSE está asociado a los resultados académicos escolares. Por un lado, Paulus *et al.* (2021) realizan un análisis multinivel con la información de Twinlife, un programa que incorpora aproximadamente 4100 familias alemanas con hijos gemelos del mismo sexo. Una de las principales conclusiones de su investigación es que no se está aprovechando el potencial académico de los niños de bajo NSE, pues evidencian que los niños de familias con NSE alto reciben una recomendación para estudiar secundaria superior, incluso, a pesar de tener bajo nivel de habilidad intelectual. Por otro lado, Lenkeit *et al.* (2022) aplican técnicas de análisis multinivel para analizar la información de 1711 estudiantes de primaria y secundaria de un estudio longitudinal del estado de Brandeburgo, y encuentran que el NSE ayuda a predecir el rendimiento en lectura y matemáticas.

Otros estudios realizados en Europa incluyen a Fajardo Bullón *et al.* (2017) y Belfi *et al.* (2016), los cuales analizan experiencias de España y Bélgica, respectivamente. Fajardo Bullón *et al.* (2017) utilizan una muestra de estudiantes de secundaria de una ciudad española y encuentran que el nivel de educación y la ocupación de los padres son buenos predictores del rendimiento académico escolar, los cuales son componentes importantes del NSE. Por su parte, Belfi *et al.*

(2016) usan la metodología de emparejamiento por puntaje de propensión (*propensity score matching*) para evaluar el efecto causal de la composición socioeconómica de la escuela en el rendimiento de los estudiantes y hallan que asistir a escuelas de NSE alto beneficia más el crecimiento del rendimiento académico de los estudiantes.

Por otro lado, Mostafa (2011) mediante un modelo econométrico multinivel analiza cinco países con sistemas escolares diferentes: Japón, el Reino Unido, Italia y Alemania, de los datos de PISA 2003, y encuentra que el estatus económico, cultural y social de la familia del alumno (ESCS, por sus siglas en inglés) tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo en las puntuaciones del rendimiento escolar en todos los países considerados, excepto en Japón. Sin embargo, los ESCS promedio de la escuela (DESCS, por sus siglas en inglés) son positivos y estadísticamente significativos para todos los países, excepto para Finlandia.

Los estudios realizados en América Latina también proporcionan evidencia de que existe una relación estadísticamente significativa entre el rendimiento académico escolar y el NSE del alumno (Benavides *et al.*, 2014; Cervini *et al.*, 2014; Coschiza *et al.*, 2016; Krüger, 2019; Murillo y Martínez Garrido, 2017). A la hora de evaluar los factores determinantes del rendimiento académico, no solo podemos considerar factores relacionados con las características de los alumnos. Arango-Londoño *et al.* (2022) en una investigación en Cali (Colombia) proporciona un ejemplo concreto de cómo los factores locales y contextuales pueden afectar la calidad educativa y, por extensión, el rendimiento académico de los estudiantes. Esto enriquece la comprensión de la relación entre el NSE y el rendimiento académico al considerar no solo aspectos individuales, sino también variables geográficas y de entorno. Sin embargo, la diferencia en los resultados académicos entre colegios públicos y privados en Colombia puede atribuirse, en gran medida, a las disparidades en la gestión escolar, las prácticas pedagógicas implementadas en cada tipo de institución, pero, sobre todo, a los recursos disponibles (Castro Aristizábal *et al.*, 2020).

Una reciente investigación de Castro-Aristizabal *et al.* (2024) proporciona una perspectiva actualizada y detallada sobre cómo los entornos de aprendizaje impactan el desempeño académico en América Latina, abordando específicamente cómo los entornos de aprendizaje influyen en el rendimiento académico de los estudiantes en la región, lo cual se relaciona directamente con la importancia de considerar tanto el nivel socioeconómico del alumno como la composición socioeconómica del colegio en el análisis del éxito escolar. Además, también existen trabajos en los que la composición socioeconómica del colegio puede tener un efecto mayor al del NSE del alumno (León y Collahua, 2016; Miranda, 2008; Muelle, 2019; Paredes Mamani, 2015).

Finalmente, es importante mencionar que existe una amplia literatura que estudia el efecto causal del ingreso de la familia, uno de los principales componentes del NSE, sobre el rendimiento escolar de niños. Cooper y Stewart (2021) realizan

una revisión de la literatura para países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) y encuentran que el ingreso tiene un efecto causal positivo sobre el rendimiento académico de niños. Esta revisión mide los efectos causales usando experimentos aleatorizado-controlados, cuasiexperimentos o estudios que aplican efectos fijos a datos longitudinales. Además, encuentran que los efectos causales estimados son mayores en los estudios que usan experimentos o cuasiexperimentos. Dahl y Lochner (2012) realizan un estudio cuasiexperimental en el cual estiman el efecto causal del ingreso familiar sobre el rendimiento en matemáticas y lectura usando variables instrumentales. Para esto, analizan los efectos del programa de crédito tributario (Earned Income Tax Credit [EITC]), cuyo objetivo es apoyar con dinero a las familias y los individuos de bajos ingresos. Específicamente, usan las extensiones del programa EITC de finales de las décadas de 1980 y 1990 como una fuente exógena de variación en el ingreso de las familias, y evidencian que un aumento de US\$1000 en el ingreso genera un aumento de la nota combinada de matemáticas y lectura del 6 % de una DE a corto plazo.

Estudios para el Perú

Los estudios realizados para el caso peruano también proporcionan evidencia de la existencia de una relación positiva y estadísticamente significativa entre el NSE familiar y el rendimiento académico escolar (Asencios, 2016; GRADE, 2016; León y Collahua, 2016; Miranda, 2008; Muelle, 2013; Paredes Mamani, 2015; Ministerio de Educación, 2021; Muelle, 2019). León y Collahua (2016) por medio de un metanálisis de 28 estudios publicados entre 2000 y 2014 muestran que la composición socioeconómica de la escuela tiene un efecto mayor que el nivel socioeconómico de los estudiantes.

Asencios (2016) identifica el efecto de diferentes variables que miden las condiciones socioeconómicas del estudiante y las características del colegio sobre el rendimiento escolar. Para ello, construye una base de datos que combina la información de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG 2011-2012), la ECE 2010 y el Censo Escolar 2010, y aplica un modelo secuencial y una función de logro educativo. Sus resultados muestran que las características familiares se encuentran muy asociadas a los resultados educativos escolares, pero difieren por tipo de examen; por ejemplo, la educación de la madre solo tiene efectos positivos en la prueba de matemáticas, mientras las condiciones deficientes de las viviendas tienen efectos negativos en matemáticas y lectura. Asimismo, Cueto *et al.* (2015), tomando como evidencia los datos del Niño del Milenio, señalan que las brechas en el acceso a la educación y los resultados educativos están estrechamente vinculados con variables, como la pobreza, la zona de residencia, la educación de la madre y el origen étnico.

Muelle (2018, 2019) y Paredes Mamani (2015) usan modelos multinivel o jerárquico y evidencian que el rendimiento promedio mejora ante un incremento en el índice socioeconómico. Por su lado, Muelle (2019) analiza los resultados de PISA

2015 y encuentra que, por cada unidad adicional en el índice del NSE, el alumno obtiene un beneficio de 44,4 puntos adicionales en lectura, 34,9 puntos adicionales en matemáticas y 33,9 puntos adicionales en ciencia, resultados muy similares a lo obtenido por Paredes Mamani (2015) al analizar los resultados de PISA 2012. Por otro lado, Muelle (2018) analiza la Evaluación Muestral 2013 y encuentra que el rendimiento promedio en lectura, matemáticas y ciudadanía aumenta en 24,1, 21,7 y 22,9 puntos, respectivamente, ante un aumento de una unidad en el índice del NSE.

Por último, el Ministerio de Educación (2021) identifica que las diferencias entre la educación pública y privada del Perú están asociadas a diferencias en la situación social y económica de los estudiantes. Una mayor segregación por nivel socioeconómico reduce la posibilidad de que los alumnos de bajos niveles socioeconómicos tengan iguales oportunidades de aprendizaje y una educación de buena calidad (Balarin y Escudero, 2019). Según la Evaluación Censal de Estudiantes 2018, una menor condición socioeconómica perjudica el rendimiento de los alumnos. Los niños con menores condiciones socioeconómicas tienen dificultades para aprender y acceder a la educación inicial y secundaria (León y Cueto, 2015).

En resumen, si bien la literatura muestra que existe una relación positiva entre el NSE y el rendimiento académico escolar, tal relación no es necesariamente causal. Sin embargo, aquellas que utilizan experimentos, cuasiexperimentos o efectos fijos y variables instrumentales muestran que el efecto causal del NSE o de algunos de sus componentes es pequeño. En el caso peruano, las metodologías utilizadas no necesariamente miden efectos causales y se concentran en estudiantes de primaria. De esta manera, esta investigación contribuye a la literatura al proporcionar estimados del efecto causal del NSE sobre el rendimiento escolar en el Perú para estudiantes de secundaria. Además, se están empleando los resultados de las evaluaciones censales 2019, que no han sido analizadas hasta el momento.

DATOS

Descripción de la base de datos

La UMC del Ministerio de Educación aplica regularmente evaluaciones estandarizadas nacionales a instituciones educativas públicas y privadas para medir el aprendizaje previsto en el Currículo Nacional de la Educación Básica (CNEB) para diferentes asignaturas y grados de estudio (Ministerio de Educación, 2019). Estas evaluaciones pueden tener un carácter muestral (evaluación muestral de estudiantes [EM]) o censal (evaluación censal de estudiantes [ECE]). En esta investigación, se analiza la información de la ECE 2019, la cual está disponible en la web de la UMC del Ministerio de Educación.¹

¹ La base de datos utilizada está disponible en formato SPSS en el siguiente enlace: <http://umc.minedu.gob.pe/resultadosnacionales2019/>. El análisis de los datos se realizó en Stata.

Se utiliza 2019 porque es la última ECE que se realizó en el Perú. Una alternativa sería analizar una base de datos de panel de las ECE; sin embargo, esta posibilidad es poco viable, pues, si bien se cuenta con información del censo para otros años (2018, 2016 y 2015), estos no son consecutivos y se aplica a diferentes alumnos (los que cursaron segundo grado de secundaria, en nuestro caso).² Otra opción sería utilizar cortes transversales para diferentes años; sin embargo, no se evalúan los mismos cursos para todos los años en que se realiza el censo.

La base de datos contiene información de los resultados de evaluaciones estandarizadas de los cursos de Lectura, Matemáticas y Ciencia y Tecnología, las cuales fueron aplicadas a 508 331 alumnos del segundo grado de educación secundaria de 13 436 colegios públicos y privados. En total, se cuenta con información de 24 variables. Por un lado, 12 variables contienen información que describe los colegios: el identificador de la institución educativa, la sección, el código de la Dirección Regional de Educación, el nombre de la Dirección Regional de Educación, el código de la Unidad de Gestión Educativa Local, el nombre de la Unidad de Gestión Educativa Local, el código geográfico, el departamento, la provincia, el distrito, el tipo de gestión del colegio (público o privado) y el área (urbana o rural).

Además, existen 11 variables que describen individualmente a los alumnos, tales como correlativo del estudiante, sexo, puntaje de cada curso evaluado, así como el nivel en el que se encuentra el alumno con el puntaje alcanzado y el ajuste por no respuesta por cada uno de los cursos (Lectura, Matemáticas y Ciencia y Tecnología). Finalmente, se cuenta con un índice que mide el NSE, el cual lo calcula la UMC del Ministerio de Educación. Este índice ha pasado un proceso de revisión y ajuste desde 2015, año en el que la UMC decide desarrollar indicadores socioeconómicos que acompañan a sus evaluaciones implementadas a nivel nacional e internacional (Ministerio de Educación, 2018).

A partir de la información de la base de datos, se crearon tres variables: a) número de alumnos de la clase a la que pertenece cada alumno, b) nivel socioeconómico del resto de la clase definido como el NSE promedio de la clase excepto el NSE del alumno y c) nivel socioeconómico del resto del colegio definido como el NSE promedio del colegio excepto el NSE del alumno.

Ajustes y transformaciones a los datos

Antes de proceder con las estimaciones, se realizaron algunos ajustes a la base de datos. El primer ajuste fue descartar clases con menos de siete alumnos (Ministerio de Educación, 2021, p. 7), lo cual implicó eliminar 5710 observaciones. Además, se eliminaron 349 observaciones que registraban un puntaje negativo en el examen de Ciencia y Tecnología.³ Finalmente, se eliminaron 19 064 observacio-

² En una próxima investigación, se podría explorar la posibilidad de utilizar la información de todos los ECE disponibles para analizar el efecto del NSE sobre las notas.

³ Los puntajes negativos son consecuencia de la transformación lineal que la UMC aplica a todas las pruebas.

nes que no contaban con información del NSE y 5065 observaciones adicionales que no tenían las tres notas. Todos estos ajustes resultaron en la eliminación de 30 188 (5,9 % del total), con lo cual la base final contiene 478 143 observaciones o alumnos. Con esta información, y siguiendo la práctica común de la literatura, se estandarizaron las notas de cada uno de los cursos.

Estadísticos descriptivos

La tabla 1 muestra los principales estadísticos descriptivos de las variables que se utilizan en el análisis empírico.

Tabla 1.
Estadísticos descriptivos (ECE 2019)

Variable	Media	DE	Mín.	p25	Media	p75	Máx.
Nota de Lectura	569,821	68,192	155,350	522,550	562,690	614,470	939,070
Nota de Matemáticas	570,986	96,757	122,260	504,510	562,220	629,650	939,110
Nota de Ciencia y Tecnología	504,549	98,795	52,150	439,560	506,640	567,740	1174,440
Lectura estandarizada	0,000	1,000	-6,078	-0,693	-0,105	0,655	5,415
Matemáticas estandarizada	0,000	1,000	-4,638	-0,687	-0,091	0,606	3,805
Ciencia y Tecnología estandarizada	0,000	1,000	-4,579	-0,658	0,021	0,640	6,781
NSE del alumno	0,007	0,997	-3,480	-0,726	0,120	0,817	8,674
NSE del resto de la clase	0,011	0,766	-3,234	-0,533	0,119	0,593	1,657
NSE del resto del colegio	0,011	0,755	-3,165	-0,520	0,115	0,579	1,557
Alumnos por clase	25,090	7,427	7	20	26	30	60
Sexo (1 = mujer, 0 = hombre)	0,491	0,500	0	0	0	1	1
Gestión (1 = privada, 0 = estatal)	0,241	0,428	0	0	0	0	1
Área (1 = rural, 0 = urbana)	0,101	0,301	0	0	0	0	1

Fuente: elaboración propia.

Para interpretar los estadísticos descriptivos de las notas, se utilizará la información de la tabla 2 en la que se relacionan las notas con cuatro niveles de logro de los estudiantes: “Previo al inicio”, “En inicio”, “En proceso” y “Satisfactorio” (Ministerio de Educación, 2019). En el caso del examen de Lectura, la nota

promedio es 569,8 puntos, lo cual indica que el alumno promedio en el Perú tiene un nivel logro igual a “En inicio” (entre 505 y 581 puntos). La nota mínima es 155,4 puntos y la máxima es 939,1 puntos, mientras la dispersión es 68,2 puntos según la DE y 91,92 según el rango intercuartil. El 25 % de los alumnos tienen notas menores o iguales a 522,6, mientras el 50 % y el 75 % registran notas menores o iguales a 562,7 y a 614,70, respectivamente; de esta forma, el 50 % de los alumnos tienen un nivel de logro equivalente a “En inicio” o menor y menos del 25 % tiene un nivel de logro “Satisfactorio”.

En los casos de Matemáticas y Ciencia y Tecnología, se observan resultados similares a los de Lectura: el alumno promedio en el Perú tiene un nivel de logro igual a “En inicio”, el 50 % de los alumnos tienen un nivel de logro equivalente a “En inicio” o menor y menos del 25 % tiene un nivel de logro “Satisfactorio”.

El NSE del alumno es una variable estandarizada (media igual a 0 y una DE igual a 1), que varía entre -3,48 (valor mínimo) y 8,67 puntos (valor máximo); sin embargo, este rango se reduce a 1,8 si no se toman en cuenta cuatro alumnos que registran un NSE mayor de dicho valor (valores extremos). Además, dado que la mediana es mayor que la media, se tiene que la distribución tiene sesgo negativo. La figura 1 ilustra la distribución del NSE con todas las observaciones (a) y excluyendo los cuatro valores extremos (b).⁴ El NSE del resto de la clase y el NSE del resto del colegio tienen una distribución similar.

Tabla 2.
Notas y niveles de logro (ECE 2019)

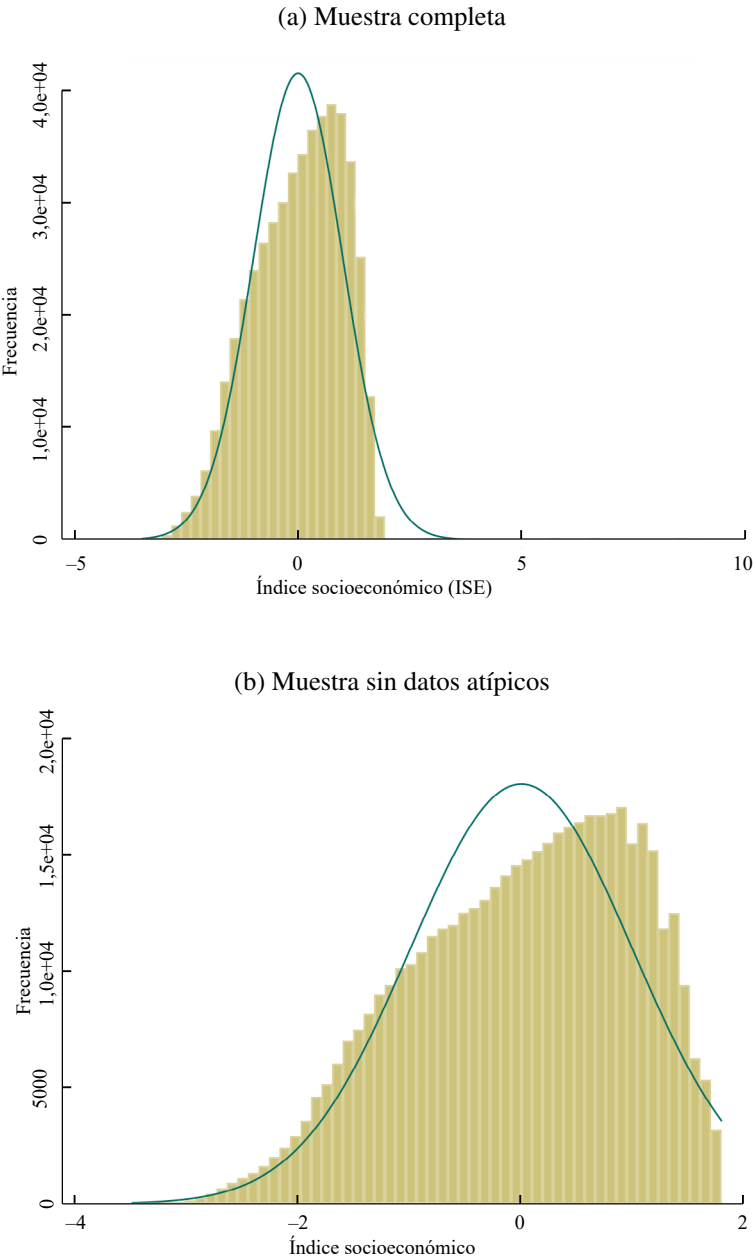
	Nivel Previo al inicio	Nivel En inicio	Nivel En proceso	Nivel Satisfactorio
Lectura	<505	>505 y <581	>581 y <641	> = 641
Matemática	<520	>520 y <596	>596 y <649	> = 649
Ciencia y Tecnología	<375	>375 y <510	>510 y <629	> = 629

Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la UMC del Ministerio de Educación.

La variable *alumnos por clase* indica que el tamaño promedio de clase es de 25 alumnos, con una DE de 7,4 alumnos y un rango de variación entre 7 (valor mínimo) y 60 (valor máximo); la variable *sexo* muestra que el 49,1 % de los alumnos son mujeres; la variable *gestión del colegio* que el 24,1 % de los colegios son privados, y la variable *área geográfica* que el 10,1 % de los colegios se ubican en el área rural.

⁴ Es importante señalar que, si se eliminan estas cuatro observaciones, los resultados posteriores no cambian.

Figura 1.
Índice socioeconómico: total y excluyendo valores extremos (ECE 2019)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la UMC del Ministerio de Educación.

La tabla 3 muestra las correlaciones entre las notas estandarizadas de los tres cursos evaluados (Lectura, Matemáticas y Ciencia y Tecnología) y el NSE de los alumnos. A nivel nacional, se observa que la correlación entre NSE del alumno y Lectura ($cor = 0,43$) es mayor que las correlaciones entre NSE y Matemáticas ($cor = 0,36$) y NSE y Ciencia y Tecnología ($cor = 0,34$). Además, se observa que en todos los departamentos las correlaciones son menores de 0,50, lo que indica que existe una relación lineal positiva y débil entre NSE y las notas de los cursos evaluados.

Tabla 3.
Correlación entre NSE y notas a nivel departamental (ECE 2019)

Departamento	Lectura	Matemáticas	Ciencia y Tecnología
Amazonas	0,49	0,44	0,42
Ancash	0,44	0,40	0,37
Apurímac	0,44	0,41	0,33
Arequipa	0,26	0,22	0,20
Ayacucho	0,43	0,35	0,33
Cajamarca	0,42	0,32	0,30
Callao	0,15	0,12	0,12
Cusco	0,46	0,38	0,38
Huancavelica	0,36	0,31	0,27
Huánuco	0,41	0,33	0,31
Ica	0,19	0,15	0,15
Junín	0,41	0,36	0,34
La Libertad	0,40	0,31	0,32
Lambayeque	0,38	0,32	0,30
Lima	0,26	0,22	0,21
Loreto	0,42	0,34	0,33
Madre de Dios	0,21	0,17	0,16
Moquegua	0,23	0,16	0,13
Pasco	0,37	0,33	0,29
Piura	0,34	0,26	0,26
Puno	0,37	0,31	0,30
San Martín	0,33	0,23	0,23
Tacna	0,20	0,16	0,15
Tumbes	0,22	0,18	0,16
Ucayali	0,33	0,30	0,26
Perú	0,43	0,36	0,34

Las figuras del anexo ilustran las correlaciones a nivel departamental.

METODOLOGÍA EMPÍRICA

Para analizar la relación entre el NSE y el rendimiento académico R de los estudiantes que participaron en el censo de 2019, se utilizó el siguiente modelo de regresión múltiple para un alumno i del colegio s :

$$R_{is}^h = \beta_1 + NSE_{is}\beta_2 + x_{is}'\gamma + c_s + u_{is} \quad (1)$$

Donde $i = 1, 2, \dots, N$, $s = 1, 2, \dots, S$ y $h =$ Matemáticas, Lectura, Ciencia y Tecnología. R_{is}^h representa la nota estandarizada del curso h (rendimiento académico en el curso h) del alumno i que estudia en el colegio s , NSE_{is} es el nivel socioeconómico del alumno i que estudia en el colegio s y c_s representa el efecto específico al colegio que no es observable (efecto colegio). El término x^i es un vector $(1 \times K)$ que contiene variables de control (que permiten capturar el efecto de otras variables que pueden afectar el rendimiento académico de los alumnos) disponibles en la base de datos. Estas variables incluyen a) características del alumno, como sexo, tamaño de la clase y tamaño del colegio donde estudia, y b) características del colegio, como tipo de gestión (estatal o no estatal), ámbito geográfico (urbano o rural) y ubicación geográfica (distrito, provincia y departamento). Sin embargo, dado que se incluyen efectos fijos por colegio, las características observables de los colegios se omiten para evitar el problema de multicolinealidad perfecta. Además, la ventaja de incluir efectos fijos es que posibilita capturar todas aquellas características no observables en colegios que pueden afectar el rendimiento de los alumnos, por ejemplo, la calidad de los profesores, la calidad de la infraestructura, entre otras.

Para estimar el efecto del NSE sobre el rendimiento académico, se utilizarán dos estrategias que permiten enfrentar el problema potencial de endogeneidad del regresor NSE, el cual surge debido a la omisión de variables relevantes que explican el rendimiento académico y que están correlacionadas con el NSE. La primera consiste en estimar (1) usando el estimador mínimo cuadrados ordinarios (OLS, por sus siglas en inglés) y controlando por la mayor cantidad de variables posibles para mitigar el sesgo potencial por omisión de variables. Para analizar la bondad de ajuste de los modelos, se usarían el R^2 y el R^2 ajustado. Además, se tomará en cuenta la significancia individual y conjunta de los regresores especificados. Dada la naturaleza de los datos, se utilizarán errores estándar robustos a la heterocedasticidad.

La segunda estrategia empírica consiste en utilizar el estimador de variables instrumentales (IV, por sus siglas en inglés) a través de mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS, por sus siglas en inglés), el cual requiere una variable Z_{is} que cumpla dos condiciones para ser considerada un instrumento válido: relevancia y exogeneidad. Z_{is} es un instrumento relevante si Z_{is} provee información sobre X_{is} que no es proporcionada por el resto de los regresores del modelo, es decir, la correlación entre Z_{is} y el regresor endógeno NSE_i condicional a la información del resto de

regresores es diferente de cero: $\text{Corr}(Z_{is}, NSE_{is} | x_{is}) \neq 0$. Esta condición se cumple, por ejemplo, cuando Z_{is} tiene un efecto causal sobre NSE_{is} . La condición de exogeneidad implica que, condicional a la información de las variables de control x_{is} y del instrumento Z_{is} , el valor esperado de u_i no depende del instrumento, es decir, $E[u_{is} | x_{is}, Z_{is}] = E[u_{is} | x_{is}]$. Esto asegura que el estimador IV de β_2 es consistente; sin embargo, el estimador de γ no es consistente y, por tanto, no puede interpretarse como causal. Si Z_{is} es un instrumento válido, entonces puede capturar el componente exógeno de NSE_{is} .

En esta investigación, se utiliza como instrumento el nivel socioeconómico del resto del colegio, $NSEC_{is}$, definido como el nivel socioeconómico promedio de todos los alumnos del colegio excepto el alumno analizado. De manera teórica, este instrumento satisface razonablemente las dos condiciones de validez. Por un lado, el instrumento es relevante, pues se espera que, en promedio, el NSE de un alumno esté positivamente correlacionado con el NSE del resto de los alumnos del mismo colegio. Por otro lado, luego de controlar por variables relevantes que pueden afectar el rendimiento académico de cada alumno, como la habilidad, se espera que el $NSEC_{is}$ no esté correlacionado con otros factores individuales omitidos y contenidos en u_{is} . Por ejemplo, el estado emocional, que es una característica personal, no necesariamente está correlacionado con el NSE del resto de los alumnos (entorno).

Para evaluar empíricamente la relevancia de $NSEC_{is}$ como instrumento, se estimará por OLS el siguiente modelo de regresión (primera etapa):

$$NSE_{is} = \theta_1 + NSEC_{is} \theta_2 + x'_{is} \phi + \alpha_s + v_{is} \quad (2)$$

Si θ_2 es estadísticamente significativo y el estadístico F correspondiente es mayor de 10, entonces se concluye que el instrumento es relevante. Además, es importante analizar si el regresor NSE es endógeno. Para ello, aplicamos la prueba Durbin-Wu-Hausman, la cual se basa en la estimación del siguiente modelo:

$$R^h_{is} = \beta_1 + NSE_{is} \beta_2 + x'_{is} \gamma + \hat{v}_{is} \delta + c_s + u_{is} \quad (3)$$

Donde $\hat{v}_{is}$ es el residuo OLS del modelo (2). La hipótesis nula de la prueba Durbin-Wu-Hausman es que $\delta = 0$ equivale a que el regresor NSE es exógeno. De esta manera, si no se rechaza la hipótesis nula, se concluye que el regresor es exógeno y, por ende, el estimador OLS es consistente; sin embargo, si se rechaza la hipótesis nula, se concluye que el regresor es endógeno y que el estimador VI es consistente. Finalmente, debido a que solo se utiliza un instrumento, la exogeneidad de $NSEC_{is}$ no puede ser evaluada estadísticamente.

Es importante señalar que el instrumento utilizado no está libre de limitaciones.⁵ Por ejemplo, si un alumno de NSE bajo estudia en una clase en la que la mayoría de los alumnos tiene un NSE alto, existe la posibilidad de que el denominado efecto de pares (*peer effects*) incentive al alumno a tener mejor preparación. Sin embargo, esta situación es poco común. Al respecto, Sacerdote (2011) concluye que el efecto de pares en el caso de estudiantes de primaria y secundaria no es único y su efecto es muy variado. Señala que varios estudios encuentran que, si se reduce la heterogeneidad de los pares, los resultados mejoran; además, los estudiantes con elevadas habilidades se benefician más de pares que también tienen una capacidad elevada. Por otro lado, como señala Angrist (2014), no es sencillo identificar el efecto de pares sobre resultados individuales.

RESULTADOS⁶

En esta sección, se presentan y analizan los resultados de la estimación OLS del modelo (1) para cada materia usando variables de control. En cada caso, se estimó un modelo base que solo incluye NSE y luego tres modelos adicionales que incorporan progresivamente las siguientes variables de control: a) sexo y tamaño de clase, b) notas de los dos cursos restantes que permitirán controlar por habilidad (a mayor habilidad, mayor la nota en los demás cursos) y c) efectos de interacción entre sexo y tamaño de clase. Finalmente, se estimó el mejor modelo usando variables instrumentales. Los modelos estimados se basan en la información de $N = 478\,143$ alumnos y $S = 12\,321$ colegios.

Resultados para Lectura

La tabla 4 muestra los resultados para la evaluación de Lectura. En general, se observa que el efecto del NSE sobre la nota estandarizada de lectura es positivo y estadísticamente significativo en todos los modelos considerados. Además, todas las variables de control también son estadísticamente significativas.

Se observa que el efecto estimado del NSE es 0,129 cuando no se incluyen variables de control (modelo 1). Al controlar por el sexo del alumno y el tamaño de la clase (modelo 2), el efecto estimado no se altera significativamente y es igual a 0,130. Sin embargo, cuando se controla por la habilidad de los estudiantes usando las notas de las evaluaciones de Matemáticas y Ciencia y Tecnología (modelo 3), el efecto estimado del NSE se reduce a 0,054 (menos de la mitad del efecto inicial) y se mantiene igual luego de controlar por posibles efectos de interacción entre sexo y tamaño de clase de los alumnos (modelo 4). Estos resultados sugieren que el estimado 0,054 sería una buena aproximación del efecto causal del NSE sobre el rendimiento en Lectura. De esta manera, la evidencia de la ECE indica que, si

⁵ Los autores agradecen al evaluador anónimo por la sugerencia.

⁶ Los códigos utilizados para obtener los resultados presentados en esta sección pueden ser solicitados a los autores por correo electrónico.

Tabla 4.
Resultados para la evaluación de Lectura

	Modelo 1		OLS			Modelo 4		VI	
	0,129	***	Modelo 2	Modelo 3		Modelo 4	Modelo 5		
NSE	0,00		0,130 0,00	*** 0,00	*** 0,00	0,054 0,00	0,052 0,00	*** 0,00	***
Mujer			0,077 0,00	*** 0,00	*** 0,00	0,148 0,01	0,150 0,01	*** 0,01	***
Tamaño de clase			0,023 0,00	*** 0,00	*** 0,00	0,006 0,00	0,006 0,00	*** 0,00	***
Nota de Matemáticas					***	0,476	0,476	***	***
					0,00	0,00	0,00	0,00	
Nota de Ciencia y Tecnología					***	0,285	0,286	***	***
					0,00	0,00	0,00	0,00	
Mujer*Tamaño de clase						0,002	0,002	***	***
						0,00	0,00	0,00	
Constante	-0,009	***	-0,629	***	***	-0,273	-0,685	***	***
¿Efectos fijos?	Sí		Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	
Observaciones	478 143		478 143	478 143	478 143	478 143	478 143		
R ²	0,3462		0,3494	0,6692	0,6692	0,6693	0,6693		
R ² ajustado	0,3289		0,3322	0,6605	0,6605	0,6605			
Instrumento débil								F = 1.4056,7	
Prueba de endogeneidad Durbin-Wu-Hausman								p valor = 0,27	
***p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1									
Se incluyen efectos fijos por colegios.									

Fuente: elaboración propia.

el nivel socioeconómico del alumno fuera mayor en una unidad (que equivale a una DE del índice), la nota estandarizada aumentaría en 0,054 DE. Al comparar los R^2 ajustados de los modelos, se observa que los modelos 3 y 4 son los que se ajustan mejor a los datos.

El efecto positivo estimado del NSE sobre el rendimiento en la evaluación de Lectura es consistente con los hallazgos de estudios previos para el Perú donde se encuentra que existe una relación positiva entre el rendimiento escolar y el NSE (Cueto *et al.*, 2015; León y Cueto, 2015; Sánchez *et al.*, 2018; Balarin y Escudero, 2019). Sin embargo, el efecto es relativamente pequeño en comparación con los estimados obtenidos en estudios previos. Por ejemplo, Muelle (2018) encuentra que el efecto del NSE sobre la nota de Lectura es 0,241 DE, es decir, 4,5 veces mayor que el estimado de esta investigación. Esta diferencia se puede explicar por factores que no son considerados por este autor: los efectos fijos por colegio y uso de la nota de las dos evaluaciones restantes para controlar por la habilidad de los estudiantes.

Si bien los estimados de las variables de control miden correlaciones y no necesariamente efectos causales, es interesante analizar su contribución en la predicción del rendimiento académico. Por un lado, se observa que las mujeres registran un mejor rendimiento en Lectura que los hombres, pues su nota promedio es mayor en 0,148 DE (según el modelo 4), resultados consistentes con los hallazgos de Lui y Lu (2008) y Van Zwieten *et al.* (2021); además, este efecto es mayor en 0,002 DE (según el modelo 4) por cada alumno adicional en la clase. Por otro lado, el rendimiento en Lectura tiende a ser mayor en clases con más alumnos; así, el efecto de un alumno adicional es 0,006 DE (según el modelo 4) y dicho efecto es mayor en 0,002 DE (según el modelo 4) para las mujeres. Además, los resultados indican que, por cada unidad estándar adicional en la nota de Matemáticas y Ciencia y Tecnología, la nota de Lectura tiende a ser mayor en 0,476 y 0,285 DE, respectivamente.

El modelo 5 muestra los resultados de la estimación del modelo 4 usando el estimador de variables instrumentales y $NSEC_{is}$ como variable instrumental. Se observa que el efecto causal del NSE se reduce de 0,054 a 0,052, lo cual significa que el instrumento ayuda a reducir el sesgo por omisión de variables luego de controlar por sexo, tamaño de clase y habilidad. Además, la última fila de la tabla 4 indica que el instrumento utilizado no es débil ($F = 14056,7$), lo cual refuerza la consistencia del estimador VI. Sin embargo, el efecto causal es muy similar al obtenido usando OLS y variables de control. De esta forma, se puede afirmar que un estimado robusto del efecto causal del NSE sobre el rendimiento en Lectura es igual a 0,05, lo cual implica que el NSE tiene un efecto positivo, pero relativamente pequeño.

Resultados para Matemáticas

La tabla 5 muestra los resultados para la evaluación de Matemáticas, los cuales indican que el NSE no afecta la nota estandarizada de dicha evaluación. Por un

Tabla 5.
Resultados para la evaluación de Matemáticas

	OLS				VI	
	Modelo 1	Modelo 2		Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
NSE	0,108 <i>0,00</i>	*** <i>0,00</i>	0,097 <i>0,00</i>	*** <i>0,00</i>	0,005 <i>0,00</i>	*** <i>0,00</i>
Mujer			-0,167 <i>0,00</i>	*** <i>0,00</i>	-0,125 <i>0,01</i>	*** <i>0,01</i>
Tamaño de clase			0,023 <i>0,00</i>	*** <i>0,00</i>	0,007 <i>0,00</i>	*** <i>0,00</i>
Nota de Lectura				*** <i>0,00</i>	0,524 <i>0,00</i>	*** <i>0,00</i>
Nota de Ciencia y Tecnología				*** <i>0,00</i>	0,235 <i>0,00</i>	*** <i>0,00</i>
Mujer*Tamaño de clase					-0,002 <i>0,00</i>	*** <i>0,00</i>
Constante	-0,009 Sí	*** Sí	-0,501 Sí	*** Sí	-0,101 Sí	*** Sí
¿Efectos fijos?						
Observaciones	478 143	478 143	478 143	478 143	478 143	
<i>R</i> ²	0,3090	0,3168	0,3168	0,6353	0,6353	
<i>R</i> ² ajustado	0,2907	0,2988	0,2988	0,6256	0,6257	
Instrumento débil						F = 1,4048,62
Prueba de endogeneidad Durbin-Wu-Hausman						<i>p</i> valor = 0,01
*** <i>p</i> < 0,01, ** <i>p</i> < 0,05, * <i>p</i> < 0,1						
Se incluyen efectos fijos por colegios.						

Fuente: elaboración propia.

lado, los cuatro primeros modelos indican que el efecto del NSE es positivo y estadísticamente significativo, aunque muy pequeño en magnitud (0,005 DE según el modelo 4). Este hallazgo es similar a lo que reporta Muelle (2018), quien encuentra que el efecto del NSE sobre la nota de Matemáticas es positivo, aunque mayor (0,217 DE). Por otro lado, los resultados de la estimación con VI (modelo 5) también muestran que el efecto es positivo pero muy pequeño (0,0004 DE) y estadísticamente no significativo. Este resultado puede estar asociado a que se analizan estudiantes de secundaria cuyo rendimiento en Matemáticas no estarían relacionados con el NSE.

Al igual que en el caso de Lectura, los estimados de las variables de control miden correlaciones y no necesariamente efectos causales; sin embargo, muestran resultados interesantes sobre su contribución en la predicción del rendimiento académico en Matemáticas. A diferencia del caso de la evaluación de Lectura, se observa que las mujeres tienen, en promedio, un menor rendimiento en la evaluación de Matemáticas que los hombres, pues su nota promedio es menor en 0,125 DE (según el modelo 4); además, este efecto se hace más negativo en 0,002 DE (según el modelo 4) por cada alumno adicional en la clase, consistente con los resultados de Odom *et al.* (2024). Por otro lado, el rendimiento tiende a ser mayor en clases con más alumnos; así, por cada alumno adicional, la nota aumenta en 0,007 DE (según el modelo 4); sin embargo, esta diferencia se reduce para las mujeres en 0,002 DE (según el modelo 4). Además, por cada unidad estándar adicional en la nota de Lectura y Ciencia y Tecnología, la nota de Matemáticas tiende a ser mayor en 0,524 y 0,235 DE, respectivamente.

Resultados para Ciencia y Tecnología

La tabla 6 muestra los resultados para la evaluación de Ciencia y Tecnología. Al igual que en el caso de la evaluación de Lectura, se observa que el efecto del NSE sobre la nota estandarizada es positivo y estadísticamente significativo en todos los modelos considerados. En particular, los resultados de la estimación con OLS y variables de control (modelo 4) indican que, si el nivel socioeconómico del alumno fuera mayor en una unidad (que equivale a 1 DE del índice), la nota estandarizada aumentaría en 0,021 DE. Este resultado es robusto, pues es similar al que se obtiene utilizando el estimador VI (0,020 DE) y se basa en un instrumento que no es débil ($F = 1.3937,31$), como se observa en la última fila de la tabla 6.

Al igual que en los casos previos, es importante mencionar que los estimados de las variables de control miden correlaciones y no necesariamente efectos causales. Al igual que en el caso de la evaluación de Matemáticas, se observa que las mujeres tienen, en promedio, un menor rendimiento que los hombres en la evaluación de Ciencia y Tecnología, pues su nota promedio es menor en 0,100 DE (según el modelo 4). Por otro lado, por cada alumno adicional la nota de Ciencia y Tecnología aumenta en 0,002 DE (según el modelo 4). Además, por cada unidad estándar adicional en la nota de Matemáticas y Lectura, la nota de Ciencia y Tecnología tiende a ser mayor en 0,305 y 0,407 DE, respectivamente.

Tabla 6.
Resultados para la evaluación de Ciencia y Tecnología

	Modelo 1		OLS			Modelo 4		VI	
	0,111	***	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 5	Modelo 5	Modelo 5
NSE	0,00		0,103	***	0,021	***	0,021	***	0,020
Mujer			0,00		0,00		0,00		0,00
			-0,116	***	-0,097	***	-0,100	***	-0,101
			0,00		0,00		0,01		0,01
Tamaño de clase			0,018	***	0,002	***	0,002	***	0,002
			0,00		0,00		0,00		0,00
Nota de Matemáticas					0,305	***	0,305	***	0,304
					0,00		0,00		0,00
Nota de Lectura					0,407	***	0,407	***	0,408
					0,00		0,00		0,00
Mujer*Tamaño de clase							0,000		0,000
							0,00		0,00
Constante	-0,009	***	-0,413	***	-0,005		-0,004		-0,002
¿Efectos fijos?	Sí		Sí		Sí		Sí		Sí
Observaciones	478 143		478 143		478 143		478 143		
R ²	0,2237		0,2478		0,5269		0,5269		
R ² ajustado	0,2907		0,2280		0,5143		0,5143		
Instrumento débil									F = 1,3937,31
Prueba de endogeneidad Durbin-Wu-Hausman									p valor = 0,46
***p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1									
Se incluyen efectos fijos por colegios.									

Fuente: elaboración propia.

Limitaciones y agenda de investigación

En esta sección, se detallan dos limitaciones importantes de este estudio, las cuales podrían ser abordadas en investigaciones futuras, y así evaluar la validez y el alcance de los resultados obtenidos.

La primera limitación es que los datos utilizados corresponden a una evaluación censal estandarizada para 2019 y para un año académico específico (segundo de secundaria). Debido a esto, los resultados no necesariamente pueden generalizarse a otros grados u otros años. Por un lado, es posible que el NSE pueda afectar de manera más importante el rendimiento académico en los primeros años de colegio, mientras su efecto podría disminuir hacia el final de la vida escolar. Por otro lado, los resultados podrían ser consecuencia de la aplicación de reformas escolares u otro tipo de intervenciones o fenómenos que no pueden identificarse con datos de corte transversal y que hayan afectado el rendimiento académico, por ejemplo, la pandemia de covid-19. Por tanto, los resultados solo son válidos para la población y el año analizados; sin embargo, son informativos sobre la situación reciente del rendimiento académico de los estudiantes en el Perú.

La segunda limitación es la posibilidad de errores en la medición del NSE, el cual se aproxima a través de un índice elaborado por la UMC del Ministerio de Educación (2018). Este índice se construye a partir de un cuestionario dirigido a los estudiantes que incluye preguntas relacionadas con el nivel de educación de los padres, el material con el que está construida su vivienda, los servicios básicos con los que cuenta su hogar, los activos del hogar u otros servicios propios del hogar. Dado que el cuestionario se basa en las respuestas de los alumnos, es posible que la información no sea precisa. Otra desventaja del índice es que no incluye información del ingreso familiar o de la ocupación de los padres. Según el Ministerio de Educación (2018), estas variables se excluyeron porque los elevados niveles de informalidad en el mercado laboral peruano distorsionan la validez de las escalas ocupacionales internacionales y la información sobre los ingresos. La principal consecuencia de posibles errores de medición del NSE sería la subestimación de efectos causales. Por ello, sería importante que las futuras investigaciones puedan evaluar la validez de los resultados a través de indicadores alternativos del NSE.

CONCLUSIONES

Los resultados del análisis de la ECE 2019 indican que el NSE de los alumnos tiene un efecto significativo solo en las notas de Lectura y Ciencia y Tecnología; sin embargo, dicho efecto es relativamente pequeño, pues, ante un aumento de unidad estándar adicional en el NSE, el rendimiento académico aumenta solo en 0,052 y 0,020 DE, respectivamente. En el caso de Matemáticas, no se encontró evidencia de un efecto causal del NSE. En resumen, el NSE solo explica una pequeña parte del rendimiento académico de los alumnos de segundo de secundaria en el Perú en 2019.

La principal contribución de esta investigación es que proporciona estimados del efecto causal del NSE sobre el rendimiento académico, a diferencia de gran parte de la literatura para el Perú y a nivel internacional, que se centra en el análisis de correlaciones. Finalmente, es necesario mencionar que una limitación importante de esta investigación es la posible presencia de errores de medición en el indicador del NSE elaborado por la UMC del Ministerio de Educación, lo cual implicaría que los efectos causales estimados podrían estar subestimados. Por ello, será importante que otras investigaciones puedan evaluar la validez de los resultados a través de indicadores alternativos de nivel socioeconómico. Asimismo, será interesante explorar la posibilidad de ajustar e incluir la información de las ECE previas para confirmar los resultados obtenidos.

FUENTE DE FINANCIAMIENTO

Estudio financiado por la Universidad Científica del Sur a través del concurso de fondos para proyectos de tesis (N.º 010-DGIDI-CIENTIFICA-2022).

REFERENCIAS

1. Angrist, J. D. (2014). The perils of peer effects. *Labour Economics*, 30, 98-108. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2014.05.008>
2. Arango-Londoño, D., Sanchez, V. F., Castillo, M., & Castro-Aristizabal, G. (2022). Georeferencing educational quality in Cali, Colombia in 2018, with a focus on academic agglomeration and segregation. *Cuadernos de Economía*, 41(86), 109-128. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v41n86.85723>
3. Aristizabal, G. C., Acosta-Ortega, F., & Moreno-Charris, A. V. (2024). Los entornos de aprendizaje y el éxito escolar en Latinoamérica. *Lecturas de Economía*, 101, 7-46. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n101a353923>
4. Asencios, R. (2016). *Rendimiento escolar en el Perú: Análisis secuencial de los resultados de la Evaluación Censal de Estudiantes*. Banco Central de Reserva del Perú. <https://www.bcrp.gob.pe/docs/Publicaciones/Documentos-de-Trabajo/2016/documento-de-trabajo-05-2016.pdf>
5. Balarin, M., & Escudero, A. (2019). *El desgobierno del mercado educativo y la intensificación de la segregación escolar socioeconómica en el Perú*. Grupo de Análisis para el Desarrollo. <https://repositorio.grade.org.pe/bitstream/handle/20.500.12820/508/DI%20101%20web.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
6. Becker, G. S. (1991). *A treatise on the family*. Harvard University Press.
7. Belfi, B., Haelermans, C., & De Fraine, B. (2016). The long-term differential achievement effects of school socioeconomic composition in primary education: A propensity score matching approach. *British Journal of Educational Psychology*, 86(4), 501-525. <https://doi.org/10.1111/bjep.12120>

8. Benavides, M., León, J., & Etesse, M. (2014). *Desigualdades educativas y segregación en el sistema educativo peruano: Una mirada comparativa de las pruebas PISA 2000 y 2009*. Grupo de Análisis para el Desarrollo. <https://www.grade.org.pe/wp-content/uploads/AI15.pdf>
9. Caldas, S. J., & Bankston, C. (1997). Effect of school population socioeconomic status on individual academic achievement. *The Journal of Educational Research*, 90(5), 269-277. <https://doi.org/10.1080/00220671.1997.10544583>
10. Castro Aristizábal, G., Díaz Rosero, M., & Tobar Bedoya, J. (2020). ¿Por qué los colegios privados en Colombia obtienen mejores resultados académicos? *Revista Lumen Gentium*, 3(1), 9-31. <https://doi.org/10.52525/lg.v3n1a1>
11. Cervini, R., Dari, N., & Quiroz, S. (2014). Estructura familiar y rendimiento académico en países de América Latina: Los datos del Segundo Estudio Regional Comparativo y Explicativo. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 19(61), 569-597. <https://www.scielo.org.mx/pdf/rmie/v19n61/v19n61a10.pdf>
12. Cheng, S. T., & Kaplowitz, S. A. (2016). Family economic status, cultural capital, and academic achievement: The case of Taiwan. *International Journal of Educational Development*, 49, 271-278. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2016.04.002>
13. Coleman, J. S. (1968). Equality of educational opportunity. *Integrated Education*, 6(5), 19-28. <https://doi.org/10.1080/0020486680060504>
14. Cooper, K., & Stewart, K. (2021). Does household income affect children's outcomes? A systematic review of the evidence. *Child Indicators Research*, 14(3), 981-1005. <https://doi.org/10.1007/s12187-020-09782-0>
15. Coschiza, C. C., Fernández, J. M., Redcozub, G. G., Nievas, M. E., & Ruiz, H. E. (2016). Características socioeconómicas y rendimiento académico: El caso de una universidad argentina. *Reice: Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 14(3), 51-76. <https://doi.org/10.15366/reice2016.14.3.003>
16. Cueto, S., León, J., & Miranda, A. (2015). Características socioeconómicas y rendimiento de los estudiantes en el Perú. *Análisis & Propuestas*, 28. <https://repositorio.grade.org.pe/bitstream/handle/20.500.12820/313/boletin28.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
17. Dahl, G. B., & Lochner, L. (2012). The impact of family income on child achievement: Evidence from the earned income tax credit. *American Economic Review*, 102(5), 1927-1956. <https://doi.org/10.1257/aer.102.5.1927>
18. Daniele, V. (2021). Socioeconomic inequality and regional disparities in educational achievement: The role of relative poverty. *Intelligence*, 84, 101515. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2020.101515>

19. De Paula Morais, A. M., Junior, A. A. B., Vasconcelos, S. P., & de Toledo Vieira, M. (2021). Universities, socioeconomic standards and inclusion policies: Assessing the effects on the performance of Brazilian undergraduates. *Studies in Educational Evaluation*, 70, 100996. <https://doi.org/10.1016/j.stueduc.2021.100996>
20. Duncan, G. J., Magnuson, K., & Votruba-Drzal, E. (2017). Moving beyond correlations in assessing the consequences of poverty. *Annual Review of Psychology*, 68(1), 413-434. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010416-044224>
21. Fajardo Bullón, F., Maestre Campos, M.^a, Felipe Castaño, E., León del Barco, B., & Polo del Río, M.^a I. (2017). Análisis del rendimiento académico de los alumnos de educación secundaria obligatoria según las variables familiares. *Educación XX1*, 20(1), 209-232. <https://doi.org/10.5944/educxx1.17509>
22. Grupo de Análisis para el Desarrollo. (2016). *El contexto importa: Reflexiones acerca de cómo los contextos y la composición escolar afectan el rendimiento y la experiencia educativa de los estudiantes*. https://www.grade.org.pe/wp-content/uploads/contextoimporta_mba_35.pdf
23. Hart, B., & Risley, T. R. (1995). *Meaningful differences in the everyday experience of young american children*. Paul H Brookes Publishing.
24. Holloway, S. D., Campbell, E. J., Nagase, A., Kim, S., Suzuki, S., Wang, Q., ... & Baak, S. Y. (2016). Parenting self-efficacy and parental involvement: Mediators or moderators between socioeconomic status and children's academic competence in Japan and Korea? *Research in Human Development*, 13(3), 258-272. <https://doi.org/10.1080/15427609.2016.1194710>
25. Krüger, N. (2019). Socioeconomic school segregation as a dimension of educational exclusion: Fifteen years of evolution in Latin America. *Education Policy Analysis Archives*, 27(8), 1-33. <https://doi.org/10.14507/epaa.27.3577>
26. Lenkeit, J., Hartmann, A., Ehlert, A., Knigge, M., & Spörer, N. (2022). Effects of special educational needs and socioeconomic status on academic achievement. Separate or confounded? *International Journal of Educational Research*, 113, 101957. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2022.101957>
27. León, J., & Collahua, Y. (2016). El efecto del nivel socioeconómico en el rendimiento de los estudiantes peruanos: Un balance de los últimos 15 años. En *Investigación para el desarrollo en el Perú: Once balances* (pp. 109-162). Grupo de Análisis para el Desarrollo. https://repositorio.grade.org.pe/bitstream/handle/20.500.12820/189/nserendimiento_JL_35.pdf
28. León, J., & Cueto, S. (2015). *Perú: Asociación de las brechas socioeconómicas en los resultados educativos*. Niños del Milenio.

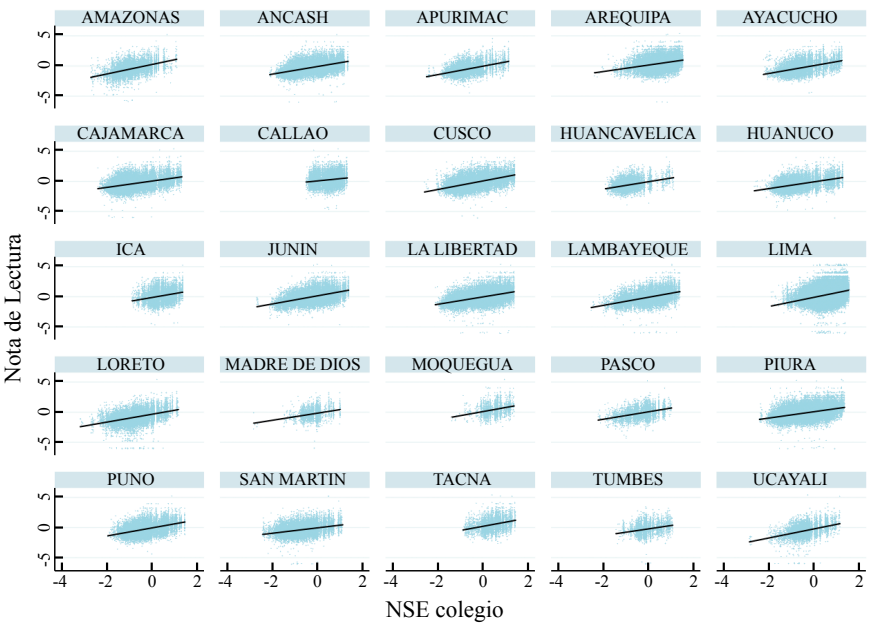
29. Liu, X., & Lu, K. (2008). Student performance and family socioeconomic status: Results from a survey of compulsory education in Western China. *Chinese Education & Society*, 41(5), 70-83. <https://doi.org/10.2753/CED1061-1932410505>
30. Lurie, L. A., Hagen, M. P., McLaughlin, K. A., Sheridan, M. A., Meltzoff, A. N., & Rosen, M. L. (2021). Mechanisms linking socioeconomic status and academic achievement in early childhood: Cognitive stimulation and language. *Cognitive Development*, 58, 101045. <https://doi.org/10.1016/j.cogdev.2021.101045>
31. Marks, G. N., & O'Connell, M. (2023). The importance of parental ability for cognitive ability and student achievement: Implications for social stratification theory and practice. *Research in Social Stratification and Mobility*, 83, 100762. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2023.100762>
32. Ministerio de Educación. (2018). *Desafíos en la medición y el análisis del estatus socioeconómico de los estudiantes peruanos*. <https://repositorio.minedu.gob.pe/handle/20.500.12799/5862>
33. Ministerio de Educación. (2019). *¿Qué aprendizajes logran nuestros estudiantes?* <https://umc.minedu.gob.pe/wp-content/uploads/2020/06/Reporte-Nacional-2019.pdf>
34. Ministerio de Educación. (2021). *Caracterización de la segregación socioeconómica escolar y su relación con los logros de aprendizaje: Evidencia desde la ECE 2018*. <https://umc.minedu.gob.pe/wp-content/uploads/2021/12/EB06-final.pdf>
35. Miranda, L. (2008). *Factores asociados al rendimiento escolar y sus implicancias para la política educativa del Perú*. Grupo de Análisis para el Desarrollo. <http://www.grade.org.pe/upload/publicaciones/archivo/download/pubs/analisis0.pdf>
36. Mostafa, T. (2011). Decomposing inequalities in performance scores: The role of student background, peer effects and school characteristics. *International Review of Education*, 56, 567-589. <https://doi.org/10.1007/s11159-010-9184-6>
37. Muelle, L. (2013). Efectos de la composición social y la repetición sobre el rendimiento escolar en competencia lectora. *Revista Peruana de Investigación Educativa*, 5(5), 124-155. <https://doi.org/10.34236/rpie.v5i5.36>
38. Muelle, L. (2018). Desigualdades regionales y sociales del rendimiento escolar al término de la educación primaria en el Perú. *Revista Peruana de Investigación Educativa*, 10(10), 127-157. <https://doi.org/10.34236/rpie.v10i10.106>
39. Muelle, L. (2019). Factores socioeconómicos y contextuales asociados al bajo rendimiento académico de alumnos peruanos en PISA 2015. *Apuntes: Revista de Ciencias Sociales*, 47(86), 117-154. <https://doi.org/10.21678/apuntes.86.943>

40. Murillo, F. J., & Martínez Garrido, C. (2017). Segregación social en las escuelas públicas y privadas en América Latina. *Educação & Sociedade*, 38, 727-750. <https://doi.org/10.1590/ES0101-73302017167714>
41. Odom, S., Boso, H., Bowling, S., Brownell, S., Cotner, S., Creech, C., Grace, A., Eddy, S., Odom, S., Boso, H., Bowling, S., Brownell, S., Cotner, S., Creech, C., ... & Ballen, C. J. (2021). Meta-analysis of gender performance gaps in undergraduate natural science courses. *CBE-Life Sciences Education*, 20(3), ar40. <https://doi.org/10.1187/cbe.20-11-0260>
42. Paredes Mamani, R. P. (2015). *Nivel socioeconómico, tipo de escuela y resultados educativos en el Perú: El caso de PISA 2012*. Grupo de Análisis para el Desarrollo. <https://repositorio.grade.org.pe/handle/20.500.12820/385>
43. Paulus, L., Spinath, F. M., & Hahn, E. (2021). How do educational inequalities develop? The role of socioeconomic status, cognitive ability, home environment, and self-efficacy along the educational path. *Intelligence*, 86, 101528. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2021.101528>
44. Poon, K. (2020). The impact of socioeconomic status on parental factors in promoting academic achievement in Chinese children. *International Journal of Educational Development*, 75, 102175. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2020.102175>
45. Rodríguez-Hernández, C., Castallar, E., & Kyndt, E. (2020). Socio-economic status and academic performance in higher education: A systematic review. *Educational Research Review*, 29, 100305. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2019.100305>
46. Sacerdote, B. (2011). Peer effects in education: How might they work, how big are they and how much do we know thus far? En *Handbook of the economics of education* (vol. 3, pp. 249-277). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53429-3.00004-1>
47. Sánchez, A., Felipe, C., Penny, M., Pazos, N., & Cueto, S. (2018). *Quinta Ronda: Resultados iniciales del estudio Niños del Milenio*. Niños del Milenio.
48. Sirin, S. (2005). Socioeconomic status and academic achievement: A meta-analytic review of research. *Review of Educational Research*, 75(3), 417-453. <https://doi.org/10.3102/00346543075003417>
49. Sulaiman, N. F. C., Akhir, N. H. M., Hussain, N. E., Jamin, R. M., & Ramli, N. H. (2020). Data on the impact of socioeconomic status on academic achievement among students in Malaysian public universities. *Data in Brief*, 31, 106018. <https://doi.org/10.1016/j.dib.2020.106018>
50. United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization. (2021, 13 de agosto). *Socioeconomic inequalities and learning*. <https://learningportal.iiep.unesco.org/en/issue-briefs/improve-learning/socioeconomic-inequalities-and-learning>

51. Van Zwieten, A., Teixeira-Pinto, A., Lah, S., Nassar, N., Craig, J. C., & Wong, G. (2021). Socioeconomic status during childhood and academic achievement in secondary school. *Academic Pediatrics, 21*(5), 838-848. <https://doi.org/10.1016/j.acap.2020.10.013>
52. Von Stumm, S. (2017). Socioeconomic status amplifies the achievement gap throughout compulsory education independent of intelligence. *Intelligence, 60*, 57-62. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2016.11.006>
53. Von Stumm, S., & Plomin, R. (2015). Socioeconomic status and the growth of intelligence from infancy through adolescence. *Intelligence, 48*, 30-36. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2014.10.002>
54. Wang, L., & Calvano, L. (2022). Class size, student behaviors and educational outcomes. *Organization Management Journal, 19*(4), 126-142. <https://doi.org/10.1108/OMJ-01-2021-1139>
55. White, K. R. (1982). The relation between socioeconomic status and academic achievement. *Psychological Bulletin, 91*(3), 461-481. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.91.3.461>
56. Won Kim, S. (2019). Is socioeconomic status less predictive of achievement in East Asian countries? A systematic and meta-analytic review. *International Journal of Educational Research, 97*, 29-42. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2019.05.009>
57. Xu, H., Zhang, Z., & Zhao, Z. (2023). Parental socioeconomic status and children's cognitive ability in China. *Journal of Asian Economics, 84*, 101579. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2022.101579>
58. Xue, Y., Xuan, X., Zhang, M., Li, M., Jiang, W., & Wang, Y. (2020). Links of family-and school-level socioeconomic status to academic achievement among Chinese middle school students: A multilevel analysis of a national study. *International Journal of Educational Research, 101*, 101560. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2020.101560>
59. Zhang, X., Hu, B. Y., Ren, L., & Zhang, L. (2019). Family socioeconomic status and Chinese children's early academic development: Examining child-level mechanisms. *Contemporary Educational Psychology, 59*, 101792. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2019.101792>
60. Zhijun, S., Zeyun, L., & Baicai, S. (2015). Families, schools, and children's school achievement: A study based on rural regions in China Gansu Province. *Chinese Education & Society, 48*(6), 464-482. <https://doi.org/10.1080/10611932.2015.1119515>

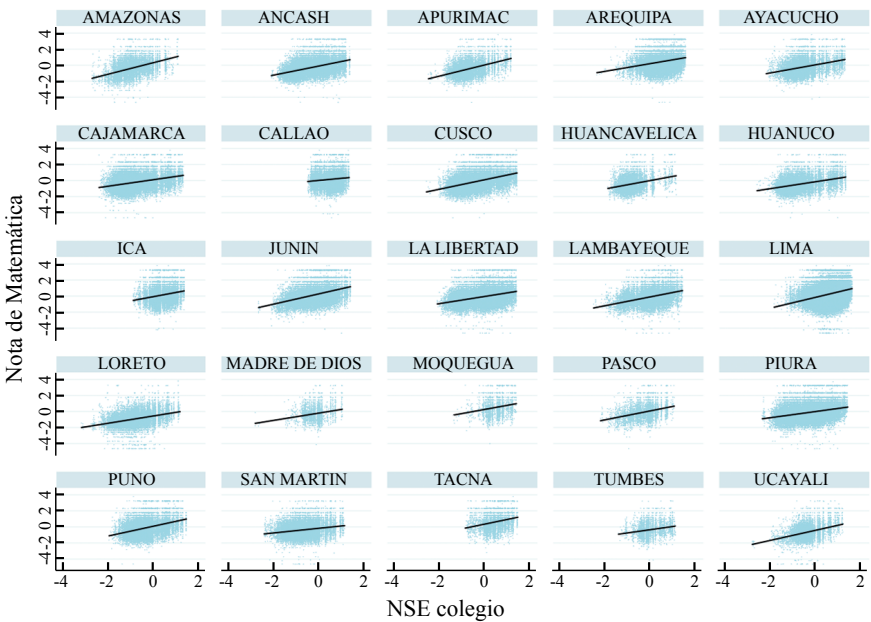
ANEXOS

Figura A.1.
Correlación entre NSE y nota de Lectura por departamentos (ECE 2019)



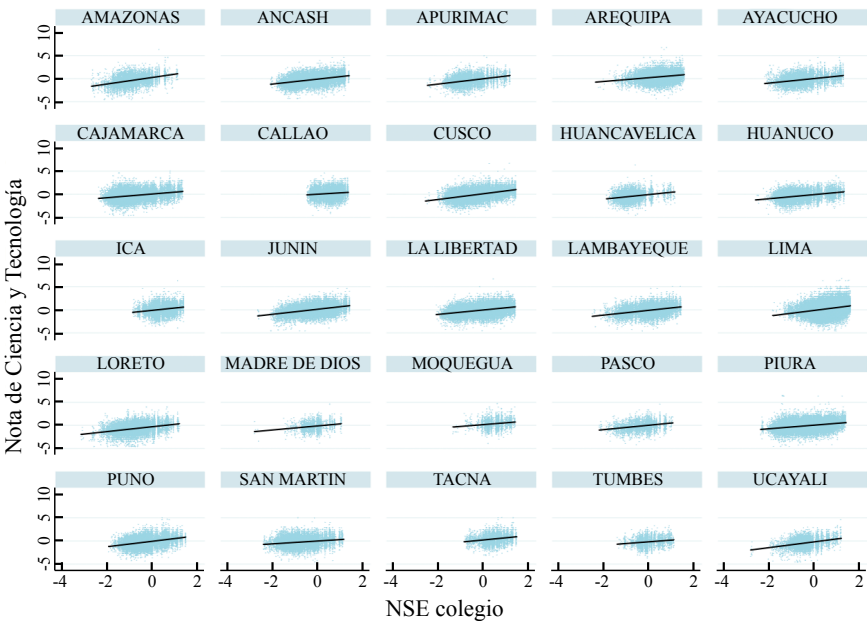
Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la UMC del Ministerio de Educación.

Figura A.2.
Correlación entre NSE y nota de Matemática por departamentos (ECE 2019)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la UMC del Ministerio de Educación.

Figura A.3.
Correlación entre NSE y nota de Ciencia y Tecnología por departamentos (ECE 2019)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la UMC del Ministerio de Educación.

THE COORDINATION OF MONETARY AND FISCAL POLICIES IN BRAZIL AND THE NEW MACROECONOMIC MATRIX

Raphael José Pereira Freitas
Cleomar Gomes da Silva

Pereira Freitas, R. J., & Gomes da Silva, C. (2025). The coordination of monetary and fiscal policies in Brazil and the New Macroeconomic Matrix. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 823-856.

This article aims to analyse Brazil's economic performance, particularly focusing on the coordination between monetary and fiscal policies from 2003Q1 to 2020Q4, with a special emphasis on the period known as the "New Macroeconomic Matrix" (NMM), from 2011Q1 to 2018Q2. To this end, the study employs a DSGE model, examining observed variables such as the nominal interest rate, the GDP, CPI inflation, and primary surplus. The main empirical results indicate a lack of coordination between monetary and fiscal policies. For instance: i) During the NMM period, increases in the Selic interest rate were not able to mitigate eco-

R. J. Pereira Freitas

University of Brasília, Department of Economics, Brasília (Brazil). Email: rjpfreitas@gmail.com.
<https://orcid.org/0000-0001-5331-2719>

C. Gomes da Silva

Federal University of Uberlândia, Institute of Economics and CNPq Associate Researcher, Uberlândia (Brazil). Email: cleomargomes@ufu.br. <https://orcid.org/0000-0002-1543-9097>

Suggested citation: Pereira Freitas, R. J., & Gomes da Silva, C. (2025). The coordination of monetary and fiscal policies in Brazil and the New Macroeconomic Matrix. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 823-856.
<https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n95.109041>

Este artículo fue recibido 21 de mayo de 2023, ajustado el 29 de mayo de 2024 y su publicación aprobada el 1 de agosto de 2024.

conomic activity, at the beginning of a cycle, indicating that other forces (mainly fiscal policy) were acting in the opposite direction; and ii) A decline in Fiscal Results and an increase in Government Spending also indicate a discoordination of economic policies during the NMM period.

Keywords: DSGE model; economic performance; fiscal policy; monetary policy; New Macroeconomic Matrix.

JEL: C68, E52, E62.

Pereira Freitas, R. J., & Gomes da Silva, C. (2025). La coordinación de las políticas monetaria y fiscal en Brasil y la nueva matriz macroeconómica. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 823-856.

Este artículo tiene como objetivo analizar el desempeño económico de Brasil, enfocándose particularmente en la coordinación entre las políticas monetaria y fiscal desde el primer trimestre de 2003 hasta el cuarto trimestre de 2020, con especial énfasis en el período conocido como la “Nueva Matriz Macroeconómica” (NMM), desde el primer trimestre de 2011 hasta el segundo trimestre de 2018. Para ello, el estudio emplea un modelo DSGE, examinando variables observadas como la tasa de interés nominal, el producto interno bruto (PIB), la inflación del índice de precios al consumidor (IPC) y el superávit primario. Los principales resultados empíricos indican una falta de coordinación entre las políticas monetaria y fiscal. Por ejemplo: 1) Durante el período NMM, los aumentos en la tasa de interés Selic no lograron mitigar la actividad económica al inicio de un ciclo, lo que indica que otras fuerzas (principalmente la política fiscal) actuaban en la dirección opuesta y 2) Una disminución en los resultados fiscales y un aumento en el gasto público también indican una descoordinación de las políticas económicas durante el período NMM.

Palabras clave: modelo DSGE; resultados económicos; política fiscal; política monetaria; Nueva Matriz Macroeconómica.

JEL: C68, E52, E62.

INTRODUCTION

The Brazilian economy has faced several challenges in the last two decades, especially regarding its monetary and fiscal policies stance even thirty years after the “Real Plan” was adopted, in 1994. The Brazilian economic agents still see, in the rear-view mirror, the turbulent periods of high inflation. As a result, the Brazilian monetary and fiscal authorities must deal with this scenario when they try to coordinate their monetary and fiscal policies, actions and decisions.

In fact, after the adoption of the Inflation Targeting System, in 1999, the Brazilian economic authorities implicitly adopted the so-called “Macroeconomic Tripod”, which consisted of three important approaches: a primary surplus target, a floating exchange rate, and an inflation target. This was an effort to coordinate monetary and fiscal policy decisions from the start. To reach the “Macroeconomic Tripod’s” goal, the country started to implement various fiscal rules, starting with the Fiscal Responsibility Law, in 2000, and worked hard with its fiscal policies to generate positive fiscal results.

Over the last twenty years or so, the Brazilian economy has been hit by some downturns worth mentioning. There is no doubt that these economic cycles have been challenging, especially regarding the performance of economic activity and inflation. Several of them are related to external shocks and international crises, such as the 2008-2009 global financial crisis and the 2020 Covid-19 outbreak. However, the 2014 recession is more related to domestic problems, especially political instabilities and erratic economic decisions made before 2014, which became known as the “New Macroeconomic Matrix” (NMM) period.

Even with this inconsistent performance of the Brazilian economy, from a methodological standpoint, Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) models are useful for a thorough macroeconomic analysis of the country’s economy. For instance, in their stochastic part, they can account for the important downturns faced by the Brazilian economy over the last years. As will be detailed in the literature reviews, central bank DSGE models are very useful for monetary authorities, but also for academic purposes, as researchers can replicate the models and try to simulate nuances and specific periods and variables not considered previously. The Brazilian SAMBA Model (Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach) can be used in the same way. Therefore, its adaptation is useful to explore the peculiarities of macroeconomic policies in the last two decades, especially during the deep recession faced by the country’s economy, during the NMM period. This approach allows for a more detailed assessment of the effectiveness of these policies in a context of intense economic transformations and substantial challenges. In this way, this study captures insights that contribute to the understanding and formulation of policies in similar situations of instability. It is not easy to coordinate monetary and fiscal policies in this scenario of a myriad of domestic and external shocks.

This article seeks to evaluate Brazil's economic performance, focusing on the coordination between monetary and fiscal policies from 2003Q1 to 2020Q4, with particular emphasis on the NMM period from 2011Q1 to 2018Q2. The study utilises a DSGE model to analyse observed variables such as the nominal interest rate, the GDP, CPI inflation, and primary surplus. The main empirical findings reveal a lack of coordination between monetary and fiscal policies. For instance, during the NMM period, increases in the Selic interest rate failed to mitigate economic activity at the start of a cycle, suggesting that other forces, mainly fiscal policy, were working in the opposite direction. Additionally, a decline in Fiscal Results combined with increased Government Spending further highlights the discoordination of economic policies during the NMM period.

In addition to this introduction, the paper is organised into six additional sections. The second section reviews the relevant literature. The third section describes the Brazilian economy over the last two decades. Sections four and five present the macroeconomic model and the econometric methodology adopted, respectively. The sixth section discusses the results, and the last section concludes.

THE LITERATURE: A BRIEF REVIEW

The advent of research on the efficient behaviour of monetary authorities in the pursuit of credibility, such as the investigations related to i) rules versus discretion (Kydland & Prescott, 1977); ii) reputation (Barro & Gordon 1983a, 1983b); and iii) delegation (Rogoff, 1985), led to the development of a monetary policy institutional framework used by several central banks around the world.

Credible monetary policy actions call for a central bank reaction function, such as a Taylor Rule (Taylor, 1993). Interest rate rules should be credible enough to anchor the expectations of economic agents and, consequently, neutralise the time inconsistency of optimal plans. However, over the years, it became clear that neglecting the fiscal side of the economy would not yield optimal results in terms of social welfare. The advent of monetary rules was linked to the increasing importance given to fiscal policy as a crucial factor in achieving monetary policy objectives. This means that both monetary and fiscal rules would not be successful without an efficient coordination process between them.

Coordination between monetary and fiscal policies, as approached by Sargent and Wallace (1981) in their discussion related to monetary and fiscal dominance, and by authors such as Leeper (1991), Sims (1994), Woodford (1995, 2003), Cochrane (2001), among others, leading to the emergence of the Fiscal Theory of the Price Level.

With the theoretical advancement of research on the subject, the New Keynesian approach additionally emerges to articulate the role of optimal coordination between monetary and fiscal policies under the same objective function. This means that both policy rules would respect the same intertemporal government

budget constraint, as discussed in Bénassy (2003), Benigno and Woodford (2003), Muscatelli *et al.* (2004), Schmitt-Grohé and Uribe (2004, 2007), Persson *et al.* (2006) and Çebi (2012).

This discussion has also advanced in the quest for a better understanding of the interaction between monetary and fiscal policies in Brazil. Hillbrecht (2001) argues that the adoption of an efficient inflation targeting regime is necessarily linked to the joint coordination of monetary and fiscal policies. Mendonça (2003) views the coordination between monetary and fiscal policies in Brazil as a better framework for achieving Brazilian macroeconomic objectives. Afonso *et al.* (2016) analyse the origins and evolution of monetary and fiscal institutions in Brazil, with a focus on the framework for inflation control in the country. The conclusion is that along with the implementation of the “Real Plan”, other institutional reforms were also decisive in the process of monetary stabilisation of the Brazilian economy.

Barros and Lima (2018) use DSGE models to analyse the impacts of fiscal stimulus on Brazilian macroeconomic variables from 1999 to 2017. These authors find evidence of an active monetary policy in Brazil, but one that undergoes significant transformations over time. Melo and Gomes da Silva (2019) examine the interaction between monetary and fiscal policies in Brazil ranging from 2003 to 2017 using the GMM System. They find evidence of a countercyclical monetary policy, but full coordination between monetary and fiscal policies is not fully assured.

De Paula *et al.* (2015) analyse the contagion of the 2008 international financial crisis and the Eurozone crisis from 2011 to 2012 in Brazil, as well as the potential coordination between economic policies. The conclusion is that policy coordination was more harmonious during the first crisis, whereas it was not assured during the second one. Carvalho *et al.* (2016) estimate the fiscal costs, both direct and indirect, of positive interest rate shocks in the Brazilian economy. To do so, the authors employ Vector Autoregressive (VAR) models using data spanning from 2003 to 2013. The findings indicate that given the perception of a significant stock of international reserves, fiscal costs arise from a more restrictive fiscal policy through the exchange rate transmission channel. Moreover, it is suggested that effective policy coordination is necessary, rather than merely a slower accumulation of international reserves. Lastly, Fialho and Portugal (2005) analyse the existence of a monetary or fiscal dominance regime in Brazil. The methodology employed is based on VAR models, focusing on the period after the implementation of the “Real Plan”. The conclusion is that there was coordination between monetary and fiscal policies in the country during the examined period. However, this coordination was sustained by a substitution between the respective policies, with the monetary regime being predominant for most of the period.

In the Latin American context, Sánchez *et al.* (2018) analysed the impact of fiscal and monetary policies on inflation and public debt in Mexico, from 1981 to 2016, using a Markov-switching DSGE model. They argued that if monetary dominance

had prevailed throughout the entire period, the average inflation rate would have been 13.2%, lower than the observed rate. Conversely, complete fiscal dominance would have resulted in an average inflation rate of 42% and an average debt level five times higher than observed.

As for the central banks' DSGE, they have been highly used around the globe. This is the case of the Canadian Central Bank ToTEM III Model (Terms-of-Trade Economic Model), the Swedish RAMSES II Model, the Norwegian NEMO (Norwegian Economy Model), the Chilean XMAS (The Extended Model for Analysis and Simulations), the Colombian PATACON (Policy Analysis Tool Applied to Colombian Needs), New Zealand's NZSIM DSGE model and the Brazilian SAMBA (Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach).

These models are very useful for central bankers, but also academic researchers. For instance, Cateau *et al.* (2009) make use of the Canadian ToTEM to evaluate welfare gains of moving from an inflation targeting regime to price-level targeting under imperfect credibility. The authors find that the welfare gains enter the presence of persisting imperfect credibility. After 13 years the gain turns into a loss.

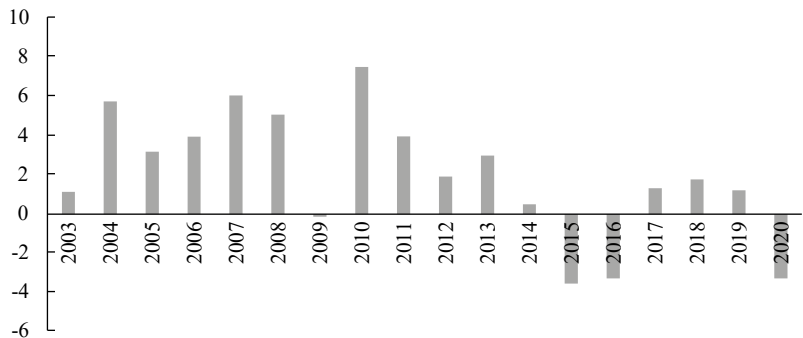
Adolfson *et al.* (2011) make use of Riksbank's open-economy DSGE RAMSES model to build optimal policy projections. The authors also use the model to "assess the recent Great Recession in the world economy and how its impact on the economic development in Sweden depends on the conduct of monetary policy". Adolfson *et al.* (2014) also use the RAMSES model, but now to evaluate the trade-off of inflation stabilisation and alternative measures of the Swedish output gap. The main result shows that "the trade-off between stabilising CPI inflation and the output gap strongly depends on which concept of potential output in the output gap between output and potential output is used in the loss function".

Kamber *et al.* (2016) estimate New Zealand's NZSIM DSGE model, for the period covering most of the country's Inflation Targeting era. The authors find that foreign shocks account for more than a third of New Zealand's GDP growth and that a "model with "adaptive" expectations is preferred by the data relative to the version of the model with "rational" expectations".

The Brazilian economy over the last two decades

The Brazilian economy experienced reasonable economic growth in the early 2000s. The annual GDP increased by 5.7% in 2004 and 3.20% in 2005 (figure 1), and the country's CPI inflation rate was experiencing a declining trend (figure 2).

Figure 1.
GDP (% per year)



Source: Brazilian Institute of Geography and Statistics.

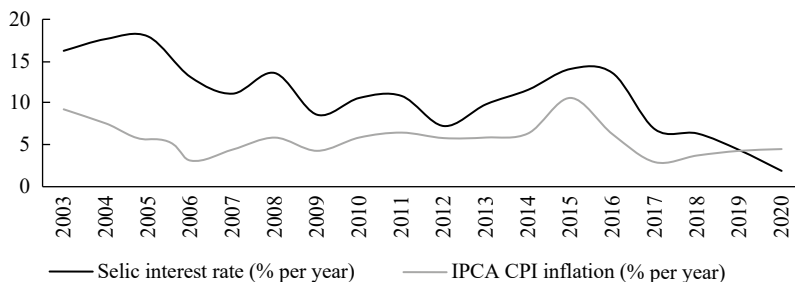
The 2008/2009 global financial crisis in 2008 had clear consequences for the country’s economic activity, with a -0.13% decline in the GDP in 2009. Several countercyclical measures were adopted, between 2008 and 2010, such as tax relief measures, economic stimulus initiatives, credit incentives, and a reduction of the benchmark interest rate (Secretaria de Política Econômica [SPE], 2010).

Although the economic initiatives of the period were wide-ranging, coordination between monetary and fiscal policies proved challenging. During the 2008 global financial crisis and in subsequent years, the Brazilian government adopted a series of expansionary fiscal measures, while the Central Bank of Brazil tried to control inflation and stabilise the exchange rate. These actions sometimes operated in opposite directions, reflecting a lack of strategic alignment by policymakers. For example, while the federal government increased public spending, which in turn meant higher public debt (figure 3), the Central Bank had to deal with the resulting inflationary pressures by increasing interest rates (Melo & Gomes da Silva, 2019).

Certainly, actions had to be taken, as many countries did. However, the exacerbation of certain measures can be considered one of the origins of the period known as the “New Macroeconomic Matrix”. This mismatch between fiscal and monetary policies was one of the reasons why the economic recovery after the 2008 crisis was inconsistent, leading to fluctuations in GDP growth and inflation in the following years. Following a rapid recovery from the 2008 financial crisis, the GDP experienced a significant increase, reaching a growth rate of 7.5% per year in 2010 (Gomes da Silva & Fishlow, 2021).

Figure 2.

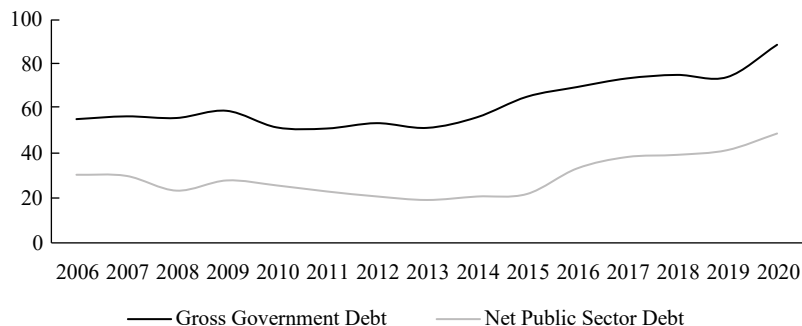
Selic interest rate (% per year) and IPCA CPI inflation (% per year)



Sources: Central Bank of Brazil and Brazilian Institute of Geography and Statistics.

Figure 3.

Public debt (% of GDP)



Source: Central Bank of Brazil.

Faced with growing budgetary problems, the government began to employ “fiscal maneuvers” and creative accounting to comply with the country’s Fiscal Responsibility Law. However, these actions were taken to the Court, which decided that they were irregular. The National Treasury had to issue more public debt to solve the legal problem, which led to a sharp increase in the series (figure 3).

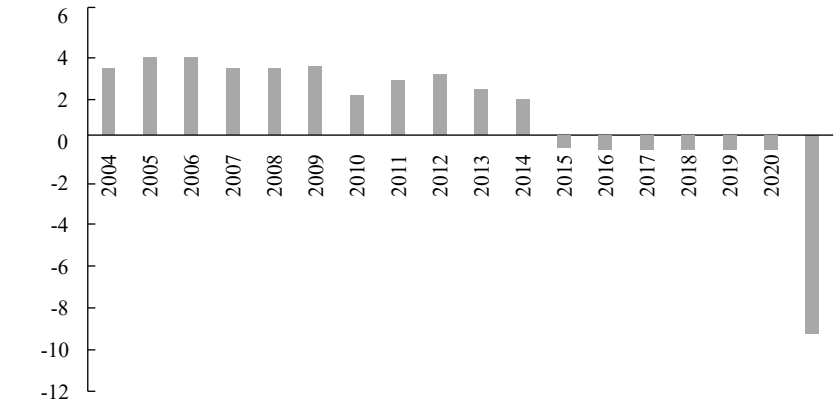
In 2016, political instabilities, which led to the impeachment of the President, had profound repercussions on economic stability and contributed to the recession process already in place due to other external and internal factors. All of these contributed to an increased perception of risk among economic agents. Besides, the “Operation Car Wash” corruption investigation intensified the distrust of economic agents.

In 2016, the Brazilian National Congress passed a new fiscal rule, called “Spending Ceiling Law”, with the main objective of limiting the trajectory of public spending for at least a decade. The expectation was that, in parallel, a

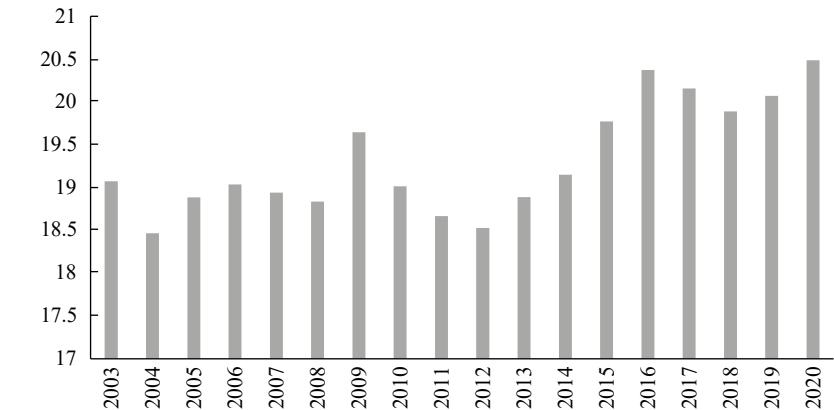
pension reform would also be approved, but this did not happen at that time. The pension reform was approved only after the inauguration of a new government, in 2019. In fact, the new government’s promise was a new model of economic development, primarily based on economic reforms. Regarding monetary policy, the objective was to anchor inflation expectations to their effective values. This intention coincided with the growing concern for the spending ceiling as the guiding principle for fiscal policy (Giambiagi & Tinoco, 2021).

Like the rest of the world, Brazil experienced a significant decline in economic activity, due to the coronavirus pandemic outbreak in early 2020, leading to

Figure 4.
Primary result (% of GDP, 12-month basis) and government consumption (% of GDP)



a) Primary Result (% of GDP, 12-month basis)



b) Government Consumption (% of GDP)

Source: Central Bank of Brazil.

another year of economic recession (figure 1). As part of the response to the crisis, the fiscal solution involved the approval of a new budget, which allowed the government to increase the public deficit (figure 4) without committing any fiscal wrongdoing. The reopening of the economy after a few months and the disbursement of emergency financial aid to families provided some relief to economic activity but also had a considerable inflationary impact (figure 2).

Finally, to illustrate the correlation between the main variables in this study, a Granger Causality Test (with 2 lags) was applied to give us a hint of a precedence between the variables of interest (Table 1). The main results show precedence (Granger Causality) from the Brazilian Primary Result to inflation and the GDP, but not in the opposite direction from inflation. There is also Granger Causality from inflation to the GDP and interest rate, but not in the opposite direction.

Table 1.
Pairwise Granger causality tests (Null hypothesis: No Granger causality - 2 lags)

Null Hypothesis	Prob.	Null Hypothesis	Prob.
Primary Result → Inflation	0.0521*	Inflation → Primary Result	0.0841
Primary Result → GDP	0.0011*	GDP → Primary Result	0.0287*
Primary Result → Interest Rate	0.1497	Interest Rate → Primary Result	0.3937
Inflation → GDP	0.0046*	GDP → Inflation	0.9254
Inflation → Interest Rate	3.E-05*	Interest Rate → Inflation	0.3126
Interest Rate → GDP	0.0268*	GDP → Interest Rate	0.0692

Notes: “→” means does not Granger Cause; “*” means rejection of the null hypothesis.

Therefore, it seems that some type of coordination between monetary and fiscal policy is necessary as there is a connection between the main macroeconomic variables related to monetary and fiscal conditions in Brazil.

New Keynesian DSGE model

As mentioned previously, our research is based on the equations of the Brazilian Central Bank’s DSGE SAMBA model [see Gouvea *et al.* (2008) and Castro *et al.* (2011, 2015) for a complete description of the model]. The article’s contribution is on the specification and estimation of the parameters related to the model’s monetary and fiscal policy rules. Also, the paper will emphasise the NMM, allowing for the incorporation of an important analysis of a highly critical economic scenario in Brazil.

The main log-linearised equations of the model are [see MMB (2021) for a basic script]: i) GDP equation; ii) CPI equation; iii) a monetary rule; iv) a fiscal rule; and v) an equation for government consumption.

The GDP equation is represented by:

$$y_t = s_C C_t + s_I I_t + s_G G_t + s_X X_t - s_M M_t \quad (1)$$

where y_t : GDP; s_C : private consumption parameter ($s_C = 0.62$); C_t : private consumption; s_I : investment parameter ($s_I = 0.17$); I_t : investment; s_G : government consumption parameter ($s_G = 0.20$); G_t : government consumption, s_X : exports parameter ($s_X = 0.13$); X_t : exports, s_M : imports parameter ($s_M = 0.12$), and M_t : imports.

The CPI inflation equation is represented by:

$$\pi_t = \omega A \pi_t^A + (1 - \omega A) \pi_t^F \quad (2)$$

where π_t : CPI inflation; ωA : administered prices parameter ($\omega A = 0.30$); π_t^A : inflation rate (administered prices), and π_t^F : inflation rate (free prices).

The monetary policy rule is represented by the following Taylor Rule:

$$i_t = (i_{t-1})^{\gamma i} \left[\left(i_t^n \frac{\pi_t}{\pi_t^*} \right)^{\gamma \pi} (y_t - y_t^n)^{\gamma y} \right]^{1 - \gamma i} + \epsilon_t^i \quad (3)$$

where i_t : nominal interest rate; i_{t-1} : lagged nominal interest rate; γi : interest rate smoothing parameter ($\gamma i = 0.60$); i_t^n : natural interest rate; π_t : CPI inflation; π_t^* : inflation target; $\gamma \pi$: inflation rate parameter ($\gamma \pi = 2.00$); y_t : GDP; y_t^n : potential GDP, γy : GDP parameter ($\gamma y = 0.25$), and ϵ_t^i captures monetary shocks.

The fiscal rule is given by the following equation for the primary surplus:

$$S_t^y = \bar{S}^y + \phi_S (S_{t-1}^y - \bar{S}^y) + \phi_{\bar{S}} (\bar{S}_t^y - \bar{S}^y) + S_G Z_t^G \quad (4)$$

where S_t^y : primary surplus/GDP; $\bar{S}^y$: long-run primary deficit/GDP; ϕ_S : primary surplus parameter ($\phi_S = 0.40$); S_{t-1}^y : lagged primary surplus/GDP, $\phi_{\bar{S}}$: primary surplus/GDP target parameter; $\bar{S}_t^y$: primary surplus/GDP target; S_G : steady-state government consumption; and Z_t^G captures shocks to the primary surplus/GDP, which result from government consumption.

The government consumption equation is given by:

$$G_t = \gamma_G G_{t-1} + (1 - \gamma_G) (\gamma_S S_{t-1}^* - \gamma_B B_{t-1}^y + \epsilon_t^G) \quad (5)$$

where G_t : government consumption; γ_G : government consumption smoothing parameter ($\gamma_G = 0.50$); G_{t-1} : lagged government consumption; γ_S : primary surplus

parameter ($\gamma_S = 0.40$); S_{t-1}^* : lagged deviation of the primary surplus from its target; γ_B : public debt parameter ($\gamma_B = 0.05$), B_{t-1}^y : lagged public debt/GDP, and ϵ_t^G captures fiscal shocks.

Finally, the law of motion for public debt is given by:

$$B_{t-1}^y = i_t \left(\frac{B_t^y}{\Pi_T^y} \frac{y_{t-1}}{y_t} - S_t^y \right) \quad (6)$$

where B_{t-1}^y : leading public debt/GDP; i_t : the nominal interest rate; B_t^y : public debt/GDP; Π_T^y : gross GDP deflator inflation, y_{t-1} : lagged GDP; y_t is the GDP, and S_t^y is the primary surplus/GDP. Appendix C summarizes the key equations of the model.

Data and Econometric Approach

The methodological approach to be implemented is based on New Keynesian DSGE models with a Bayesian approach, commonly used by researchers and central banks. These models work with micro foundations, allowing for a broader range of analyses with a more in-depth economic theory framework. In this methodology, parameter values can be either calibrated or estimated, enabling a more reliable relationship regarding the results of a particular economic policy adopted.

Concerning Bayesian estimations, their use has advanced in macroeconomic analysis due to the advantage of allowing the use of a prior distribution that brings additional information to the estimation process. Prior distributions are assigned to structural parameters and are updated by likelihood functions. Then, posteriors are generated using Bayesian simulation techniques, such as the commonly used Metropolis-Hastings algorithm (Metropolis *et al.*, 1953, An & Schorfheide, 2007).

Our specific model will use a data set to estimate the parameters of interest for monetary and fiscal policy rules, and this will help to analyse the propagation and relative importance of structural shocks through Impulse Response Functions. Specifically, the emphasis will be on how important economic variables respond to interest rates and government consumption shocks. Therefore, the procedure will involve investigating the log-linearised macroeconomic model, with a focus on the estimated parameters of the monetary and fiscal rules.

For quarterly data ranging from 2003Q1 to 2020Q4, for the complete model, and from 2011Q1 to 2018Q2, for the specific NMM period, the following variables will be used:

- Selic interest rate (i_t): quarterly interest rate, deviation from its mean, seasonally adjusted. Source: Central Bank of Brazil.
- GDP (y_t): quarterly GDP log index, first difference, seasonally adjusted. Source: Brazilian Institute of Geography and Statistics.

- CPI inflation (π_t): quarterly accumulated IPCA, deviation from its mean, seasonally adjusted. Source: Brazilian Institute of Geography and Statistics.
- Primary Surplus (S_t^y): Public sector financing requirement (% GDP) with primary surplus, excluding currency devaluation, as a percentage of the GDP, from its mean, accumulated over twelve months, obtained quarterly, with the numeric sign reversed, seasonally adjusted. Source: Central Bank of Brazil.

As mentioned previously, we will only estimate the Taylor Rule and the Fiscal Rule. The other parameters of the model will be calibrated (Table 2), following Castro *et al.* (2015):

Table 2.
Main calibrated parameters

Symbol	Parameter	Value
S_G	Government consumption (% of GDP)	0.20
S_X	Export of goods and services (% of GDP)	0.13
S_M	Import of goods and services (% of GDP)	0.12
ωA	Administered price inflation	0.30
χ_A	Free price inflation	0.80
v_1^A	Real effective exchange rate	0.05
S^{B*}	Country risk index: EMBI Brazil	1.014
ρ_M^*	World demand for imports	0.50
$\Pi^* t$	World inflation (FED)	1.0064
R^*	World nominal interest rate (FED)	1.0074

Source: Castro *et al.* (2015).

This study is based on the Metropolis-Hastings algorithm, with 100,000 probabilistic responses. In addition, specifications are defined for the density distributions of the structural parameters to ensure that the estimated models are dynamically stable, with non-negativity constraints. Table 3 reports the Bayesian estimation results of the priors and posteriors related to both rules (equations 3 and 4). The observed data plays a significant role in helping improve the estimations, particularly those related to the primary surplus, which show priors and posteriors that are almost symmetrical. As in Sánchez *et al.* (2018), our CPI inflation parameters were greater than one in both cases analysed, which is an indication of monetary dominance. In this context, it is argued that the coordination between monetary and fiscal policies in Brazil became more complex during the NMM period. Although monetary dominance was present, it became more fragile and difficult to achieve, indicating a weaker form of monetary dominance.

Graphical representations of these priors and posteriors can be found in Appendices A and B.

Table 3.
Parameters: Monetary rule and fiscal policy rule

Parameter	Distribution	Prior mean	NMM		2003-2020		Post SD
			Post mean	Prior SD	Post mean	Prior SD	
i) Monetary rule							
Interest rate smoothing	Beta	0.60	0.7899	0.0641	0.8109	0.0329	0.15
CPI inflation	Normal	2.00	2.3086	0.2500	1.9587	0.2389	0.35
GDP	Gamma	0.25	0.3301	0.112	0.7179	0.1457	0.10
ii) Fiscal rule							
Primary surplus	Beta	0.40	0.3987	0.0507	0.3959	0.052	0.05
Public debt	Inverse Gamma	0.05	0.0475	0.0115	0.0909	0.0186	0.15

Note. 90% confidence interval.
Source: Data obtained from the performed estimations.

RESULTS

Figures 5 and 6 depict the Impulse Response Functions related to the model’s Bayesian estimations of the proposed monetary and fiscal rules, considering the whole sample, from 2003Q1 to 2020Q4, and the specific NMM, from 2011Q1 to 2018Q2. For each graph, the vertical axis represents the magnitude of the response, and the horizontal axis indicates the quarterly period. The 100 basis-point monetary policy and fiscal shocks are equivalent to 0.25% per quarter, and the responses to these disturbances come from the GDP, IPCA CPI inflation, primary surplus, investment, private consumption, government consumption (specifically for interest rate shocks), and the interest rate (specifically for government consumption shocks).

Figure 5 reports the response of selected variables to a positive interest rate shock. The solid line refers to the NMM period (2011Q1 -2018Q2), while the dashed line refers to the whole period analysed (2003Q1 - 2020Q4). For the whole period, the initial positive response of the GDP to an interest rate positive shock is in negative territory all the way through (chart ‘a’), indicating a typical reaction in which higher interest rates slow down economic activity by increasing borrowing costs and reducing consumption and investment. Specifically, in the NMM period, there is an initial positive response, possibly indicating that other forces were trying to expand economic activity. The divergent responses during these periods could be reflective of different macroeconomic conditions, policy environments, and external factors. The NMM period was marked by aggressive macroeconomic policies that might have temporarily mitigated the typical negative impacts of higher interest rates, leading to a lack of coordination between monetary and fiscal policies (figure 5, chart ‘a’).

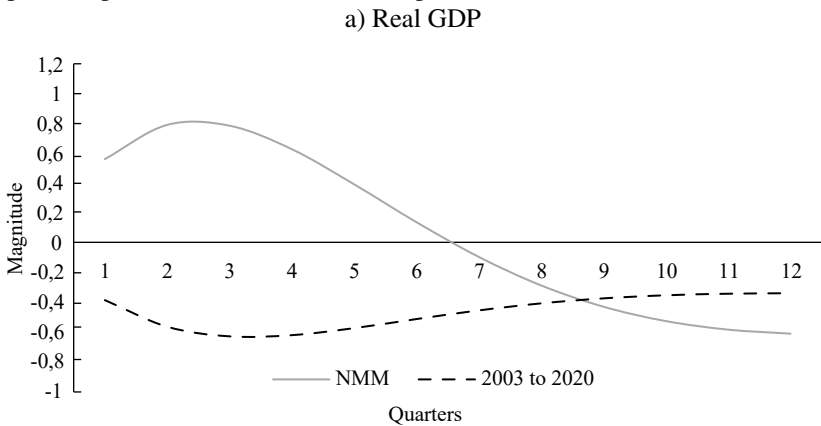
Figure 5 (chart ‘b’) shows the inflation responses based on interest rate perturbations. For the whole period, from 2003 to 2020, a restrictive monetary policy

was able to control inflation (dashed line). Nevertheless, the responses related to the NMM period (solid line) show the result of a more volatile economic environment where monetary policy adjustments were more immediately reflected in price movements.

As for the responses of the primary surplus to a positive interest rate shock (figure 5, chart ‘c’) the pattern is similar, with a rapid decline of both lines, but more prominent in the NMM period. In fact, fiscal policy after 2011 may have been less austerity-oriented or more focused on fiscal stimuli and this graph shows some lack of coordination between monetary and fiscal policy in the whole period, but mainly during the NMM period. On one side, the Central Bank of Brazil tried to use its Taylor Rule to control economic activity and inflation, but the Federal Government responded with more government spending, trying to boost aggregate demand. Again, this is another example of uncoordinated economic policies.

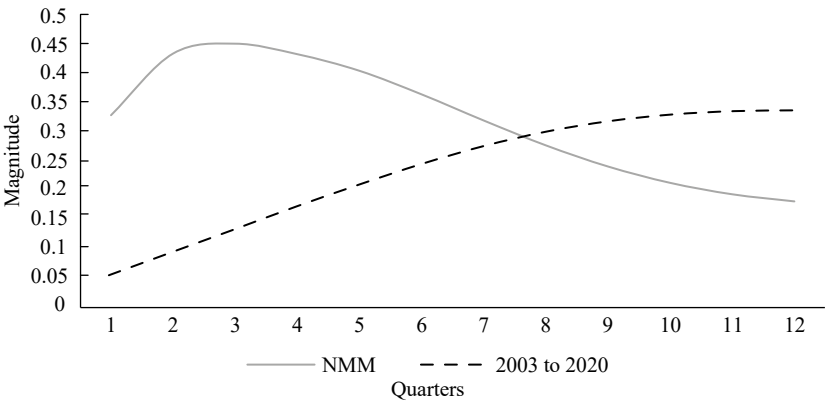
This divergent pattern is even clearer shown by figure 5 (chart ‘d’), which shows the responses of government spending based on disturbances coming from the interest rate. The NMM period is marked by a continuous and significant increase in government consumption (solid line), as the main fiscal policy instrument to stimulate the domestic economy. On the other hand, when one looks at a broader range, from 2003 to 2020, it seems that a fiscal consolidation process was more prominent and more in line with one of the pillars of the Macroeconomic Tripod, related to positive fiscal results (figure 5, chart ‘d’).

Figure 5.
Impulse response functions: interest rate positive shocks

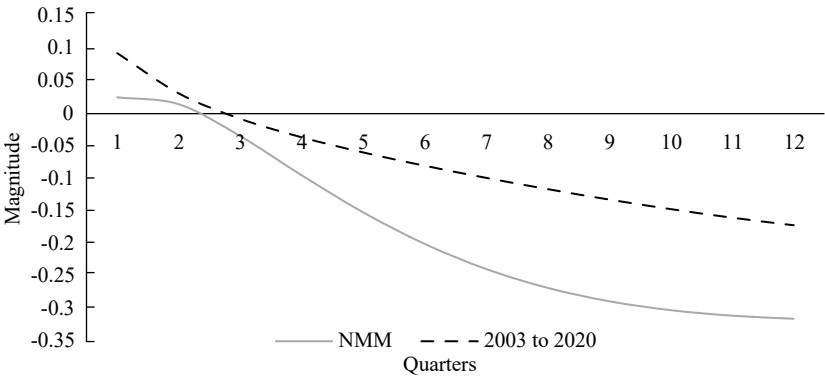


b) IPCA CPI inflation

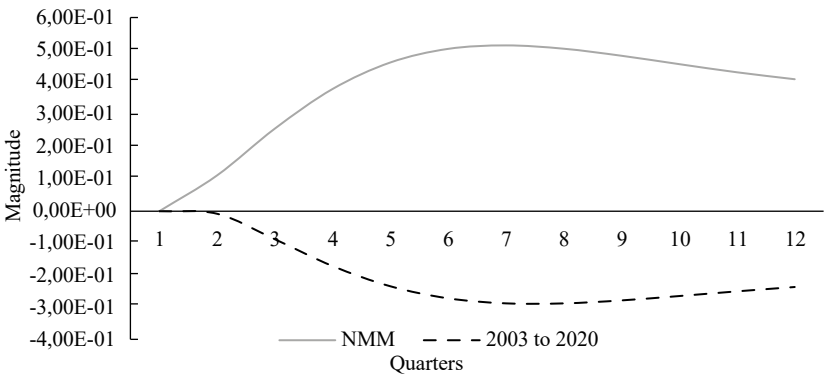
(continued)



c) Primary surplus

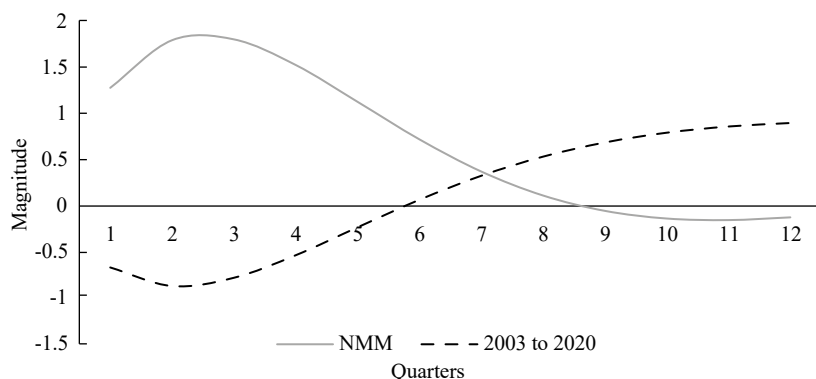


d) Government consumption

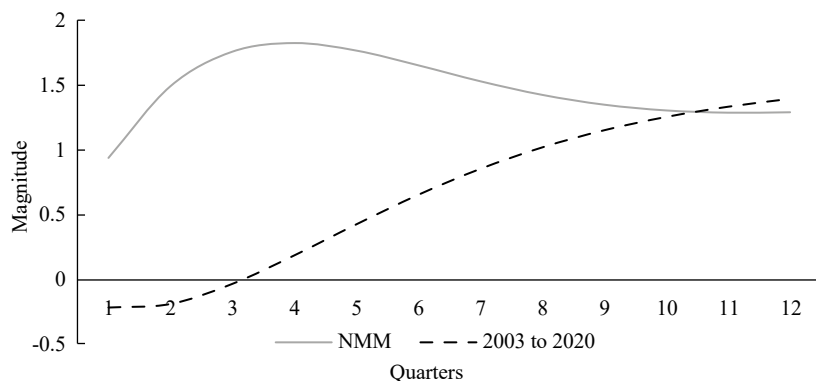


e) Investment

(Continued)



f) Private consumption



Notes. i) Dashed line: whole period (2003Q1 - 2020Q4); Solid line: NMM period (2011Q1 - 2018Q2); ii) 90% confidence interval. Source: Graphs generated from the conducted estimates.

Investment and private consumption (figure 5, charts 'e' and 'f') show a similar pattern when the whole period response (dashed line) is compared to the NMM period response (solid line). Even though the initial response is negative for the whole period (dashed line) the final result is in positive territory. As expected, from 2003 to 2020, investment and private consumption show an initial negative reaction to interest rate increases, i.e., to a more restrictive monetary policy. In other words, interest rates discourage investment, due to a higher cost of capital, for instance, and discourage consumption, due to higher credit cost. However, as time goes by, investment and consumption pick up. On the other hand, in the NMM period (solid line) both responses were always in positive territory, showing that monetary policy was not able to control consumption and curb investments, not even at the beginning. In other words, the main monetary policy instrument, the interest rate, seemed to be impotent (figure 5, charts 'e' and 'f').

These initial findings depicted in figure 5 illustrate some predictable responses to interest rate shocks over a broader period but reveal an intensified complexity during the NMM period. This shows that the dynamics of monetary and fiscal policies can be significantly influenced by the volatile economic and political environment, in which the confidence of economic agents is crucial to shaping macroeconomic outcomes (figure 5).

To go further into the analysis of the coordination of monetary and fiscal policies in Brazil, it is important to look at the response of important macroeconomic variables in the face of positive shocks to government consumption, within the framework of a DSGE macroeconomic model (figure 6). As the Brazilian economic history is marked by varied scenarios in the implementation of fiscal policy, accurately modelling a single fiscal rule that reflects economic reality in different periods is a significant challenge. For example, the adoption of a ceiling on federal expenditures marked an important change in the country's fiscal structure and may affect the parameters of a specific fiscal rule. Considering that our analysis focuses on two periods, we adopted a generalised approach that uses shocks to government consumption as a proxy for fiscal shocks. This method is also employed by other researchers, such as Castro *et al.* (2015), and ensures that the model, despite its generalisation, remains balanced and understandable, providing valuable information on the monetary-fiscal policies interaction in Brazil.

Figure 6 (chart 'a') depicts the GDP responses to a positive government consumption disturbance. No matter what period of analysis we focus on, the result is clear: government spending seems not to have been effective in promoting GDP growth in Brazil. However, when responses are compared, the NMM period (solid line) shows a less negative response, indicating a change in the use of fiscal policy, characterised by a greater state intervention in the economy. This could be interpreted as an attempt to stimulate the economy through government spending, although the long-term effectiveness of this strategy is debated among economists. As for the whole period, from 2003 to 2020, on the other hand, the decrease in economic activity was more intense (figure 6, chart "a").

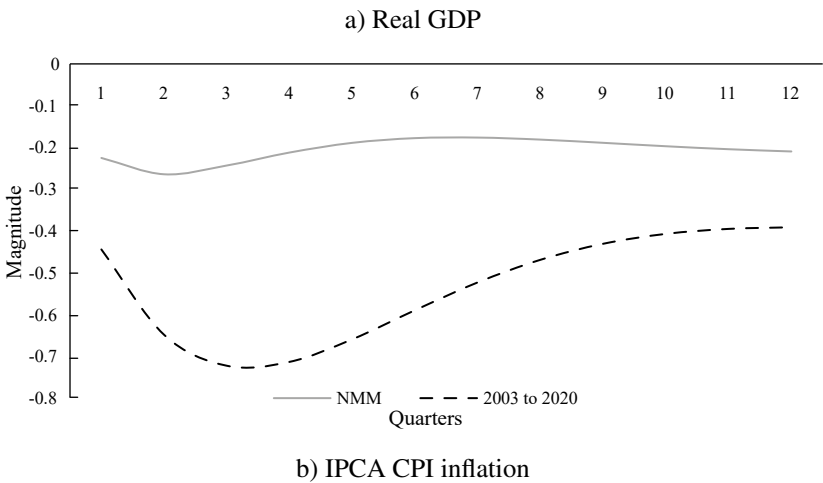
Figure 6 (chart "b") shows the inflation responses based on government spending disturbances. Both lines show that an expansionary fiscal policy leads to an inflationary process. For the whole period, from 2003 to 2020, there is a much sharper and faster response of inflation to the shock, indicating a significantly greater sensitivity of inflation to fiscal stimuli in this period. For the NMM, the response is softer, but still positive. Therefore, in any period the inflation response reflects fiscal stimuli that would lead to higher inflation, tighter monetary policy in the future, or a reaction to perceived fiscal deterioration, increasing uncertainties about macroeconomic stability (figure 6, chart "b").

As for the responses of the primary surplus to a positive government spending perturbation (figure 6, chart "c") there is a certain similarity in the pattern related to both periods analysed, with a rapid decline of both lines, but more prominent for

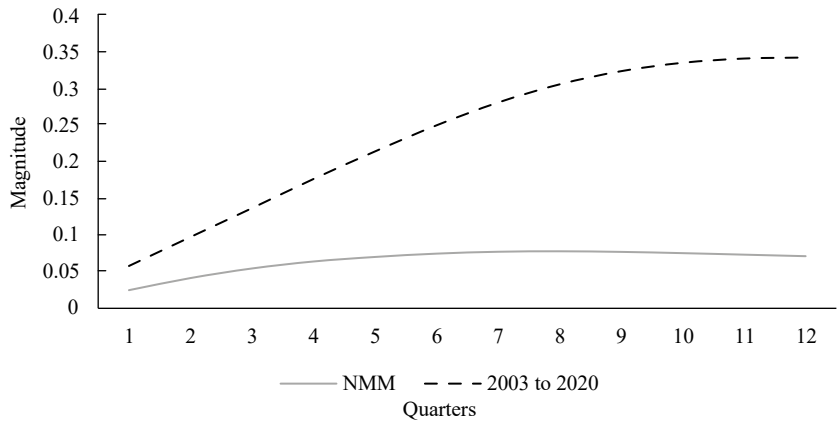
the whole period. The dynamics of the responses shows that during the NMM, the primary surplus starts at higher levels and gradually declines over time, getting into negative territory after 9 quarters. This indicates a deterioration in public accounts, reflecting a more expansionary fiscal policy aimed at stimulating the economy through greater public spending, despite the consequences for fiscal sustainability. On the other hand, in the period from 2003 to 2020, the primary surplus starts at a lower level and shows a downward trend but begins to show deficits as early as the third quarter. This trajectory suggests that, even before the implementation of the NMM period, Brazil was already facing fiscal challenges that worsened with the economic crisis and subsequent fiscal adjustments (figure 6, chart “c”).

Regarding the interest rate responses, from shocks coming from government spending (figure 6, chart ‘d’), the analysis of the whole period, from 2003 to 2020 (dashed line), shows a declining interest rate response, meaning that fiscal policy was more coordinated with monetary policy. In other words, government spending perturbations were not so strong and did not cause inflation, leaving space for a decrease in interest rates. On the hand, the NMM period (solid line) is characterised by a continuous and gradual increasing interest rate response. This increase can be interpreted as a response by the Central Bank of Brazil to the fiscal expansion resulting from increased government consumption, trying to control inflationary pressures that a fiscal policy could generate. In other words, a clear lack of coordination between monetary and fiscal policies (figure 6, chart ‘d’).

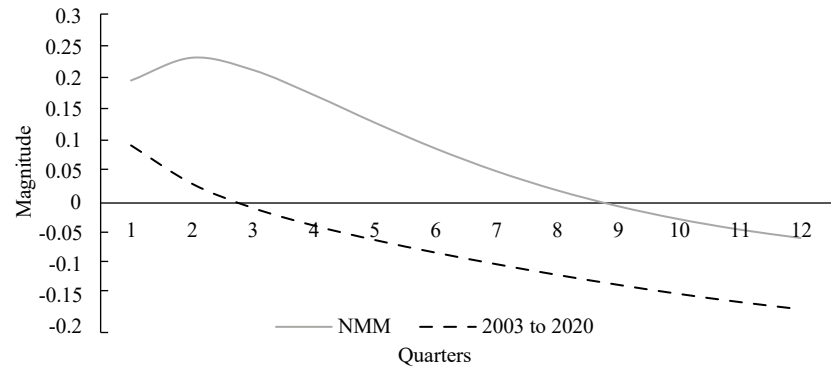
Figure 6.
Impulse response functions: Government consumption positive shocks



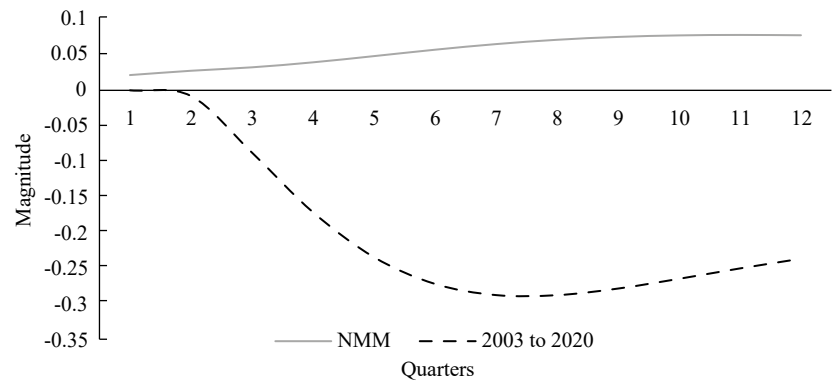
(Continued)



c) Primary surplus

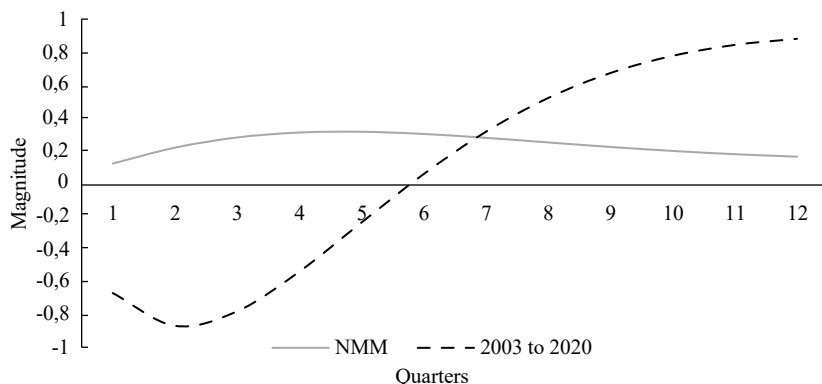


d) Selic nominal interest

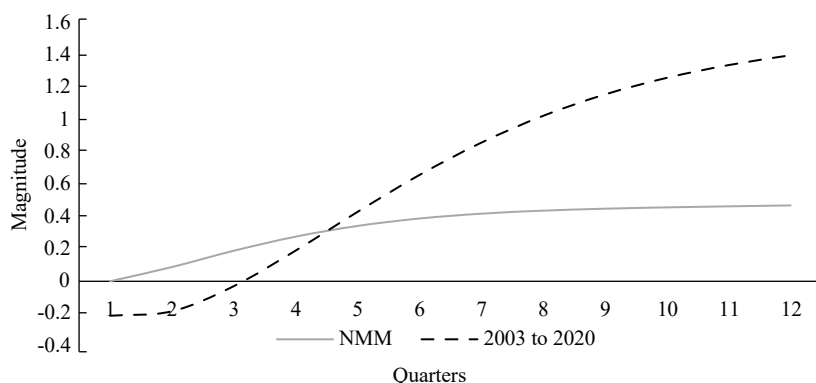


e) Investment

(Continued)



f) Private consumption



Notes. i) Dashed line: whole period (2003Q1 - 2020Q4); Solid line: NMM period (2011Q1 - 2018Q2); ii) 90% confidence interval. Source: Graphs generated from the conducted estimates.

As in figure 5, investment and private consumption show similar responses, based on shocks coming from government consumption (figure 6, charts 'e' and 'f'). For the whole period (dashed line) both initial responses are negative, and the final response is in positive territory. It means that an expansionary fiscal policy is deleterious to investment and privation consumption, at the beginning of the cycle, with a gradual recovery over time. The initial negative reaction might reflect a high political and economic uncertainty. The subsequent recovery in investment suggests companies and economic agents are adapting to a new economic environment. For the NMM period (solid line), private consumption and investment responses are in positive territory. This behaviour may indicate that the measures adopted during the period, possibly including policies to stimulate consumption through easy credit, subsidies, and fiscal expansion, had a positive impact on private consumption. As for investment in the NMM period (solid line), despite being

in positive territory, the final response shows a declining trend, meaning that even with a series of expansionary policies, investment may have been perceived as risky by economic agents and enterprises, discouraging investment due to instability and negative expectations.

CONCLUDING REMARKS

This article aimed to analyse Brazil's economic performance, particularly focusing on the coordination between monetary and fiscal policies from 2003Q1 to 2020Q4, with special emphasis on the "New Macroeconomic Matrix" period, from 2011Q1 to 2018Q2. To this end, the study employed a DSGE model, examining observed variables such as the nominal interest rate, the GDP, CPI inflation, and primary surplus. This paper provides a detailed assessment of the effectiveness of these policies during a period of intense economic transformations and substantial challenges.

The results shown in figures 5 and 6 illustrate a clear dichotomy in the responses of economic variables to monetary and fiscal policies between the periods of the NMM and from 2003 to 2020. During the NMM period, there was a trend towards positive initial responses to fiscal and monetary stimulus policies, possibly reflecting a greater tolerance for inflation and an economic policy environment aimed at stimulating domestic demand. These policies included direct intervention in the markets, stimulus to consumption and investment, resulting in a moderate appreciation of the currency and gradual increases in interest rates to contain inflationary pressures. In contrast, the period from 2003 to 2020 is characterised by a more conservative and reactive approach to market conditions, with initially negative responses to the government's consumption shock, reflecting a policy more focused on fiscal sustainability and economic stability.

Finally, for future research, it would be beneficial to explore the long-term impacts of these policy changes, especially how the structural changes implemented in recent years will affect Brazil's economic resilience and growth trajectory. In addition, examining the interaction between fiscal policy, monetary policy and other economic policies in a more interconnected global economy will provide deeper insights into the effectiveness of the country's macroeconomic dynamics.

ACKNOWLEDGMENTS

The authors thanks CNPq, CAPES and FAPEMIG for their financial support.

REFERENCES

1. Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., & Svensson, L. E. (2011). Optimal monetary policy in an operational medium-sized DSGE Model. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(7), 1287-1331. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2011.00426.x>
2. Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., & Svensson, L. E. (2014). Monetary policy trade-offs in an estimated open-economy DSGE model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 42, 33-49. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2014.02.012>
3. Afonso, J. R., Araújo, E. C., & Fajardo, B. G. (2016). The role of fiscal and monetary policies in the Brazilian economy: Understanding recent institutional reforms and economic changes. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 62, 41-55. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2016.07.005>
4. An, S., & Schorfheide, F. (2007). Bayesian analysis of DSGE models. *Econometric Reviews*, 26(2-4), 113-172. <https://doi.org/10.1080/07474930701220071>
5. Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983a). A positive theory of monetary policy in a natural rate model. *Journal of Political Economy*, 91(4), 589-610. <https://doi.org/10.1086/261167>
6. Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983b). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 12(1), 101-121. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90051-x](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90051-x)
7. Barros, J. M., & Lima, E. C. R. (2018). Estímulos fiscais e a interação entre as políticas monetária e fiscal no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 48(2), 163-220.
8. Bénassy, J. P. (2003). Fiscal policy and optimal monetary rules in a non-Ricardian economy. *Review of Economic Dynamics*, 6(3), 498-512. [https://doi.org/10.1016/s1094-2025\(03\)00017-6](https://doi.org/10.1016/s1094-2025(03)00017-6)
9. Benigno, P., & Woodford, M. (2003). Optimal monetary and fiscal policy: A linear-quadratic approach. *NBER Macroeconomics Annual*, 18, 271-333.
10. Carvalho, L., Diniz, Pedrosa, & Rossi. (2016). Fiscal costs of monetary policy: indirect effects of an interest rate shock on Brazilian public net debt. *Revista de Economía Política*, 36(3), 557-579. <https://doi.org/10.1590/0101-31572015v36n03a06>
11. Castro, M. R., Gouvea, S. N., Minella, A., Santos, R. C., & Souza-Sobrinho, N. F. (2011). *SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach* (Working Paper 239). Central Bank of Brazil. <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps239.pdf>

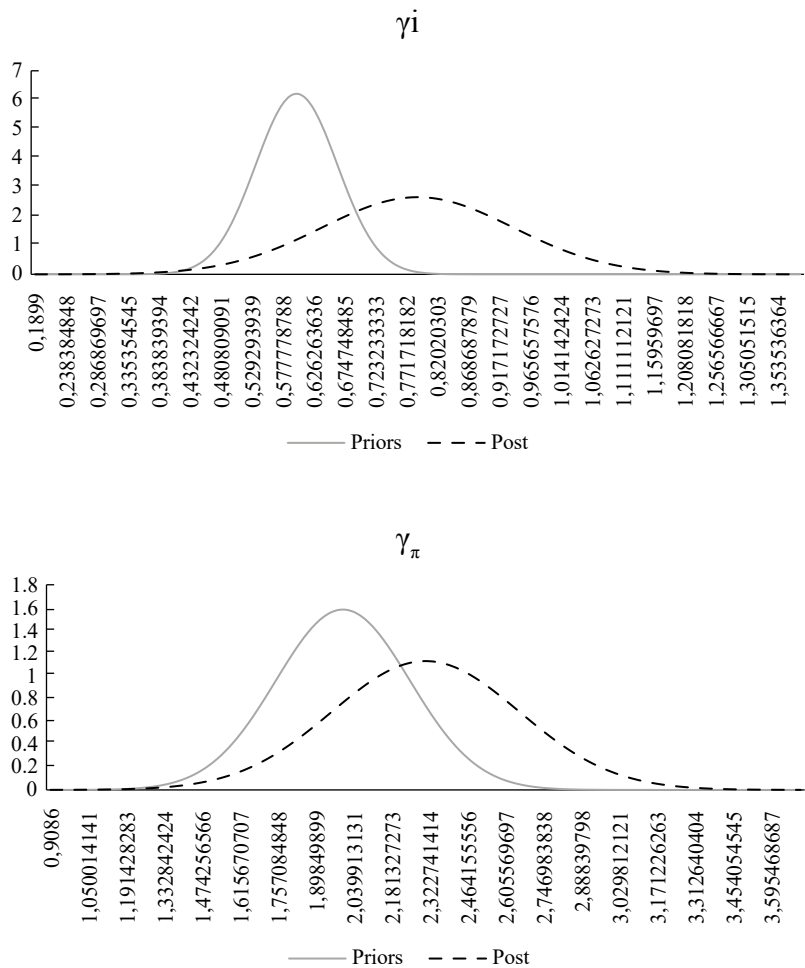
12. Castro, M. R., Gouvea, S. N., Minella, A., Santos, R. C., & Souza-Sobrinho, N. F. (2015). SAMBA: Stochastic analytical model with a Bayesian approach. *Brazilian Review of Econometrics*, 35(1). <https://doi.org/10.12660/bre.v35n22015.57573>
13. Cateau, G., Kryvtsov, O., Shukayev, M., & Ueberfeldt, A. (2009). *Adopting price-level targeting under imperfect credibility in ToTEM*. Bank of Canada. <https://www.banqueducanada.ca/wp-content/uploads/2010/02/wp09-17.pdf>
14. Çebi, C. (2012). The interaction between monetary and fiscal policies in Turkey: An estimated New Keynesian DSGE model. *Economic Modelling*, 29(4), 1258-1267. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.04.014>
15. Cochrane, J. H. (2001). Long-term debt and optimal policy in the fiscal theory of the price level. *Econometrica*, 69(1), 69-116. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00179>
16. De Paula, L. F., Modenesi, A. D. M., & Pires, M. C. C. (2015). The tale of the contagion of two crises and policy responses in Brazil: A case of (Keynesian) policy coordination? *Journal of Post Keynesian Economics*, 37(3), 408-435. <https://doi.org/10.1080/01603477.2015.1000118>
17. Fialho, M. L., & Portugal, M. S. (2005). Monetary and fiscal policy interactions in Brazil: An application of the fiscal theory of the price level. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 35(4), 657-685. <https://doi.org/10.1590/s0101-41612005000400003>
18. Giambiagi, F., & Tinoco, G. (2021). *O teto do gasto público: Mudar para preservar*. BNDES. https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/bitstream/1408/18620/1/PRFol_Teto%20do%20gasto%20publico_BD.pdf
19. Gomes da Silva, C., & Fishlow, A. (2021). The New Macroeconomic Matrix and the Great Brazilian Recession. *Challenge*, 64(2), 138-155. <https://doi.org/10.1080/05775132.2020.1866906>
20. Gouvea, S. N., Minella, A., Santos, R. C., Souza-Sobrinho, N. F., & Sugahara, T. (2008). *SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach*. Central Bank of Brazil. https://www.bcb.gov.br/Pec/Depep/Seminarios/2008_XSemAnnualMetasInflBCB/Arquivos/2008_XSemAnnualMetasInflBCB_AndreMinella.pdf
21. Hillbrecht, R. (2001). Metas de inflação e política fiscal. *Revista Brasileira De Economia*, 55(3), 407-425. <https://doi.org/10.1590/s0034-71402001000300004>
22. Kamber, G., McDonald, C., Sander, N., & Theodoridis, K. (2016). Modelling the business cycle of a small open economy: The Reserve Bank of New Zealand's DSGE model. *Economic Modelling*, 59, 546-569. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.08.013>

23. Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85(3), 473-491. <https://doi.org/10.1086/260580>
24. Leeper, E. M. (1991). Equilibria under 'active' and 'passive' monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, 27(1), 129-147. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(91\)90007-b](https://doi.org/10.1016/0304-3932(91)90007-b)
25. Melo, L. C. M., & Gomes da Silva, C. (2019). An analysis of the interaction between monetary and fiscal policies in Brazil. *PSL Quarterly Review*, 72(288), 53-71.
26. Mendonça, H. F. D. (2003). Independência do Banco Central e coordenação de políticas: Vantagens e desvantagens de duas estruturas para estabilização. *Brazilian Journal of Political Economy*, 23(1), 112-123. <https://doi.org/10.1590/0101-31572003-7012>
27. Metropolis, N., Rosenbluth, A. W., Rosenbluth, M. N., Teller, A. H., & Teller, E. (1953). Equation of state calculations by fast computing machines. *The Journal of Chemical Physics*, 21(6), 1087-1092. <https://doi.org/10.1063/1.1699114>
28. MMB - Macroeconomic Model Data Base (Ed.). (2021). Replication Package. MMB - Macroeconomic Model Data Base. <https://github.com/imfs-mmb/mmb-rep/archive/master.zip>
29. Muscatelli, V. A., Tirelli, P., & Trecroci, C. (2004). The interaction of fiscal and monetary policies: Some evidence using structural econometric models. *Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference*. <http://repec.org/mmfc03/Tirelli.pdf>
30. Persson, M., Persson, T., & Svensson, L. E. O. (2006). Time consistency of fiscal and monetary policy: A solution. *Econometrica*, 74(1), 193-212. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00653.x>
31. Rogoff, K. (1985). The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(4), 1169. <https://doi.org/10.2307/1885679>
32. Sánchez, S. C., Fritscher, A. C. M., & Bolaños, A. O. (2018, March). Monetary and fiscal policy interactions in Mexico, 1981-2016. https://albertoortiz.net/wp-content/uploads/2018/03/monetary_and_fiscal_policies_interactions_in_mexico_1981_-_2016__march022018.pdf
33. Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5, 1-17. <https://doi.org/10.21034/qv.531>
34. Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2004). Optimal fiscal and monetary policy under imperfect competition. *Journal of Macroeconomics*, 26(2), 183-209. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2003.11.002>

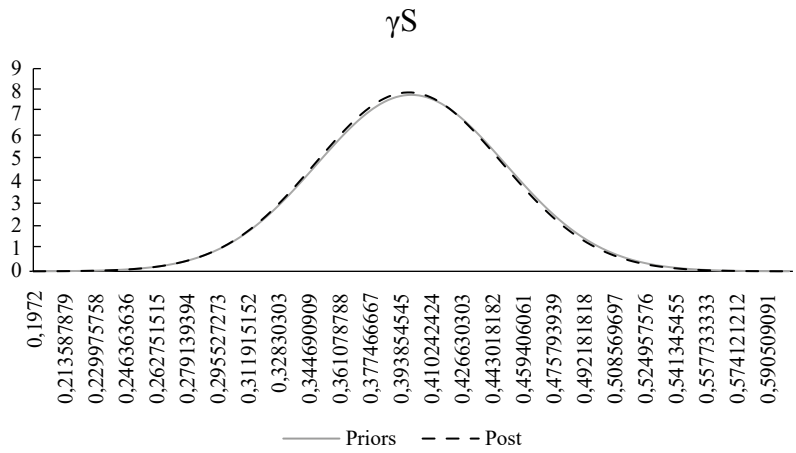
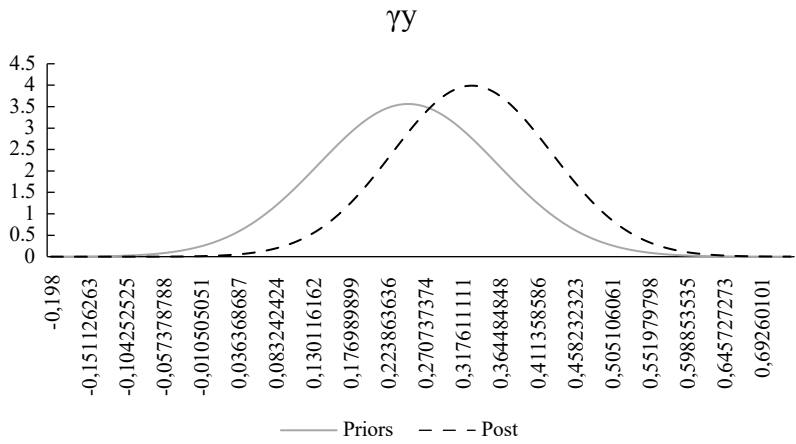
35. Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2007). Optimal simple and implementable monetary and fiscal rules. *Journal of Monetary Economics*, 54(6), 1702-1725. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2006.07.002>
36. Secretaria de Política Econômica [SPE] (2010) (Ed.). *Economia brasileira em perspectiva*. SPE - Secretaria de Política Econômica.
37. Sims, C. A. (1994). A simple model for study of the determination of the price level and the interaction of monetary and fiscal policy. *Economic Theory*, 4(3), 381-399. <https://doi.org/10.1007/bf01215378>
38. Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(93\)90009-1](https://doi.org/10.1016/0167-2231(93)90009-1)
39. Woodford, M. (1995). Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 43, 1-46. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(95\)90033-0](https://doi.org/10.1016/0167-2231(95)90033-0)
40. Woodford, M. (2003). *Interest and prices: Foundations of a theory of monetary policy*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9781400830169>

APPENDIX A

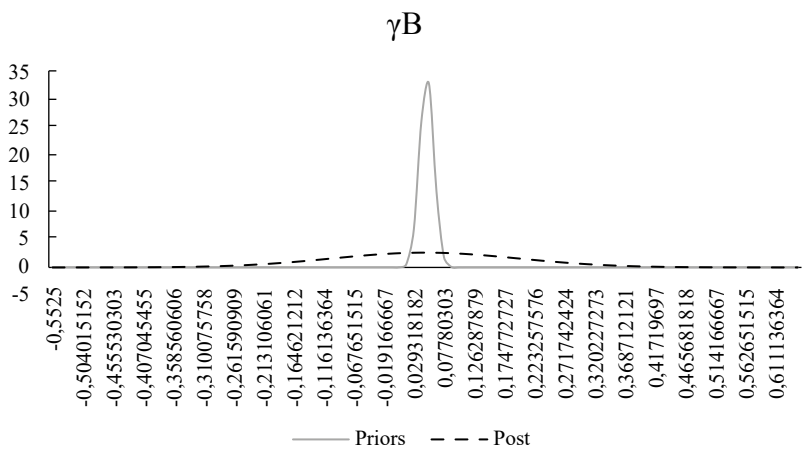
Figure 7.
Priors and posteriors of the parameters (NMM)



(Continued)



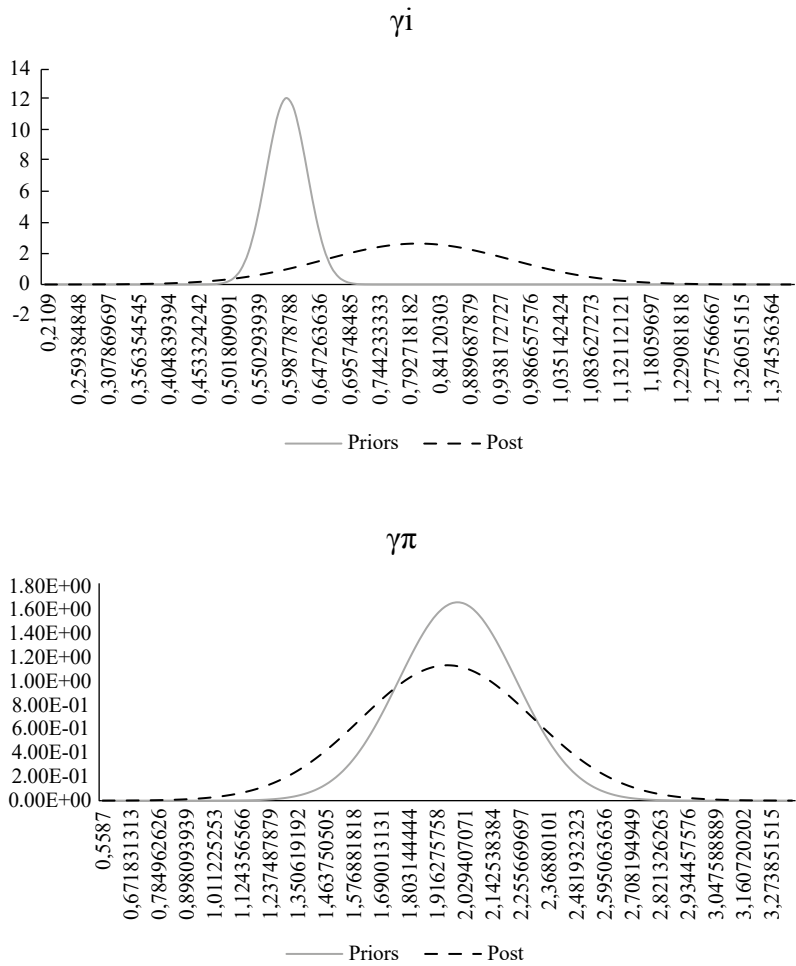
(Continued)



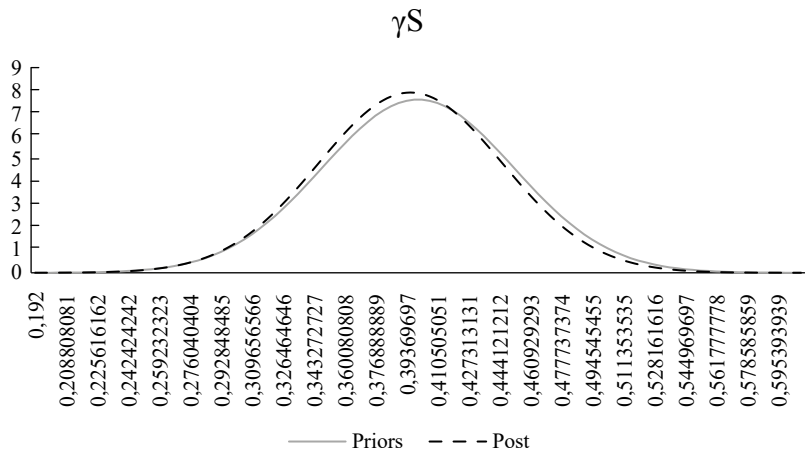
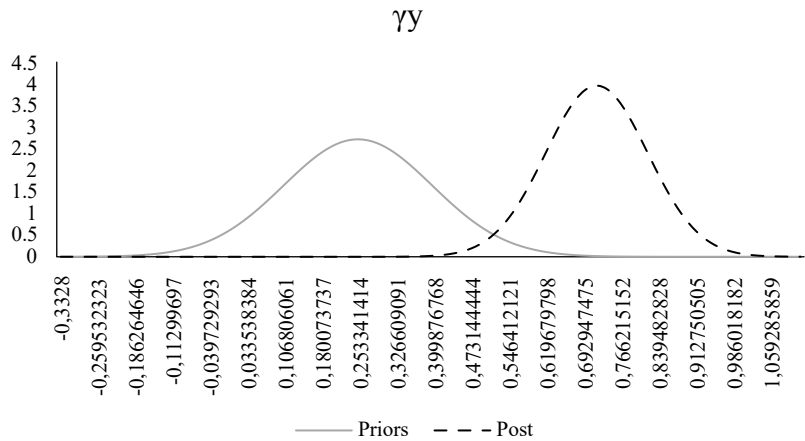
Notes. Normal probability distribution function based on 100 points. The solid line refers to the priors, while the dashed line refers to the posteriors. Source: Graphs generated from the conducted estimates.

APPENDIX B

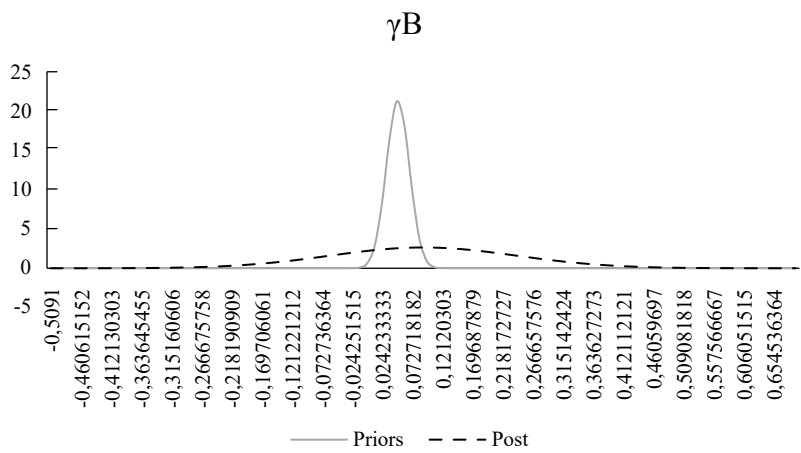
Figure 8.
Priors and posteriors of the parameters (2003 to 2020)



(Continued)



(Continued)



Notes. Normal probability distribution function based on 100 points. The solid line refers to the priors, while the dashed line refers to the posteriors. Source: Graphs generated from the conducted estimates.

APPENDIX C

Box 1.

DSGE model equations

i) Equation for GDP:

$$y_t = s_C C_t + s_I I_t + s_G G_t + s_X X_t - s_M M_t$$

where y_t represents GDP, s_C is a parameter related to private consumption ($s_C = 0.62$), C_t represents private consumption, s_I is a parameter related to investment ($s_I = 0.17$), I_t represents investment, s_G is a parameter related to government consumption ($s_G = 0.20$), G_t represents government consumption, s_X is a parameter for exports ($s_X = 0.13$), X_t represents exports, s_M is a parameter for imports ($s_M = 0.12$), and M_t represents imports.

ii) Equation for CPI inflation:

$$\pi_t = \omega A \pi_t^A + (1 - \omega A) \pi_t^F$$

where π_t represents the CPI inflation, ωA is the parameter for administered prices ($\omega A = 0.30$), π_t^A refers to the inflation rate of administered prices, and π_t^F represents the inflation rate of free prices.

iii) Taylor Rule:

$$i_t = (i_{t-1})^{\gamma i} \left[\left(i_t^n \frac{\pi_t}{\pi_t^*} \right)^{\gamma \pi} (y_t - y_t^n)^{\gamma y} \right]^{1-\gamma i} + \epsilon_t^i$$

where i_t is the nominal interest rate, i_{t-1} is the lagged nominal Selic interest rate, γi is the interest rate smoothing parameter ($\gamma i = 0.60$), i_t^n is the natural interest rate, π_t is the CPI inflation, π_t^* is the inflation target, $\gamma \pi$ is the inflation rate parameter ($\gamma \pi = 2.00$), y_t is the GDP, y_t^n is the potential GDP, γy is the GDP parameter ($\gamma y = 0.25$), and ϵ_t^i captures monetary shocks.

iv) Fiscal rule:

$$S_t^y = \bar{S}^y + \phi_S (S_{t-1}^y - \bar{S}^y) + \phi_{\bar{S}} (\bar{S}_t^y - \bar{S}^y) + S_G Z_t^G$$

where S_t^y is the primary surplus/GDP, $\bar{S}^y$ is the long-term value of the primary deficit/GDP, ϕ_S is the primary surplus parameter ($\phi_S = 0.40$), S_{t-1}^y is the lagged primary surplus/GDP, $\phi_{\bar{S}}$ is the parameter for the primary surplus/GDP target, $\bar{S}_t^y$ is the target for the primary surplus/GDP, S_G represents the steady-state government consumption, and Z_t^G captures shocks to the primary surplus/GDP, which result from government consumption.

v) Government consumption:

$$G_t = \gamma_G G_{t-1} + (1 - \gamma_G) \cdot (\gamma_S S_{t-1}^* - \gamma_B B_{t-1}^y) + \epsilon_t^G$$

where G_t is government consumption, γ_G is the government consumption smoothing parameter ($\gamma_G = 0.50$), G_{t-1} is the lagged government consumption value, γ_S is the primary surplus parameter ($\gamma_S = 0.40$), S_{t-1}^* is the lagged deviation of the primary surplus from its target, γ_B is the public debt parameter ($\gamma_B = 0.05$), B_{t-1}^y is the lagged public debt/GDP, and ϵ_t^G captures fiscal shocks.

vi) Law of motion of government debt:

$$B_{t+1}^y = i_t \left(\frac{B_t^y}{\Pi_t^y} \frac{y_{t-1}}{y_t} - S_t^y \right)$$

where B_{t+1}^y is the public debt/GDP in the subsequent period, i_t is the nominal interest rate, B_t^y is the public debt/GDP, Π_t^y is the gross GDP deflator inflation, y_{t-1} is the lagged GDP, y_t is the GDP, and S_t^y is the primary surplus/GDP.

ANÁLISIS DEL COMOVIMIENTO ENTRE LOS BONOS VERDES CERTIFICADOS, LOS BONOS VERDES AUTOETIQUETADOS Y LOS BONOS CONVENCIONALES (2018-2023)

Oscar Darío Quiroz Mendoza
Nini Johana Marín Rodríguez
Fabián Hernando Ramírez Atehortúa

Quiroz Mendoza, O. D., Marín Rodríguez, N. J., & Ramírez Atehortúa, F. H. (2025). Análisis del comovimiento entre los bonos verdes certificados, los bonos verdes autoetiquetados y los bonos convencionales (2018-2023). *Cuadernos de Economía*, 44(95), 857-892.

Un análisis de índices de bonos verdes certificados, bonos verdes autoetiquetados y bonos convencionales del tesoro público norteamericano de 2018 a 2023 con 1250 observaciones diarias. Se utilizaron DCC-GARCH (por sus siglas en inglés),

O. D. Quiroz Mendoza
Universidad de Medellín, Medellín (Colombia). Correo electrónico: oscarq9007@gmail.com

N. J. Marín Rodríguez
Universidad de Medellín, Medellín (Colombia). Correo electrónico: njmarin@udemedellin.edu.co

F. H. Ramírez Atehortúa
Universidad de Medellín, Medellín (Colombia). Correo electrónico: framirez@udemedellin.edu.co

Sugerencia de citación: Quiroz Mendoza, O. D., Marín Rodríguez, N. J., & Ramírez Atehortúa, F. H. (2025). Análisis del comovimiento entre los bonos verdes certificados, los bonos verdes autoetiquetados y los bonos convencionales (2018-2023). *Cuadernos de Economía*, 44(95), 857-892. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n95.111425>

Este artículo fue recibido el 4 de octubre de 2023, ajustado el 7 de agosto de 2024 y su publicación aprobada el 16 de agosto de 2024.

espectros de potencia y coherencia *wavelet* para estudiar su relación dinámica. Los resultados revelan correlación positiva entre bonos convencionales y verdes en estos años, aunque hubo periodos de bajo comovimiento debido al covid-19 y la situación política norteamericana. Se observó influencia significativa de bonos convencionales sobre bonos verdes certificados, especialmente en 2020 y 2022. Además, se encontró causalidad positiva de bonos verdes certificados a los autoetiquetados en todas las frecuencias y plazos.

Palabras clave: bonos verdes; comovimientos; volatilidad; mercados financieros; finanzas sostenibles.

JEL: G11, G12, G31.

Quiroz Mendoza, O. D., Marín Rodríguez, N. J., & Ramírez Atehortúa, F. H. (2025). Analysis of the comovement between certified green bonds, self-labelled green bonds and conventional bonds (2018-2023). *Cuadernos de Economía*, 44(95), 857-892.

An analysis of certified green bond indices, self-labeled green bonds, and conventional US Treasury bonds from 2018 to 2023, comprising 1250 daily observations. DCC-GARCH, *wavelet* power spectra, and *wavelet* coherence methodologies were employed to scrutinize their dynamic relationship. Results reveal a positive correlation between conventional and green bonds during these years, although there were periods of low co-movement due to the covid-19 pandemic and the US political situation. A significant influence of conventional bonds on certified green bonds was observed, particularly in 2020 and 2022. Furthermore, a positive causality from certified green bonds to self-labeled green bonds was found across all frequencies and time frames.

Keywords: Green bonds; co-movements; volatility; financial markets; sustainable finance.

JEL: G11, G12, G31.

INTRODUCCIÓN

El cambio climático está generando serios impactos en el medio ambiente a nivel mundial, evidenciados por aumento de temperaturas, derretimiento de casquetes polares, acidificación de los océanos, alteraciones de ecosistemas y pérdida de biodiversidad, además de afectar aspectos sociales, como la disponibilidad de agua, la seguridad alimentaria, la infraestructura y la salud humana. Para hacer frente a estos desafíos, se requieren nuevas alternativas de inversión con criterios de sostenibilidad, en línea con los compromisos de los acuerdos de París, que buscan mitigar el cambio climático.

Los bonos verdes surgen como solución financiera para promover la inversión responsable, especialmente entre inversionistas institucionales como fondos de pensiones, compañías de seguros y fondos mutuos. Estos bonos financian proyectos con bajo impacto ambiental o alta eficiencia en el uso de recursos naturales, contribuyendo a la transición hacia una economía baja en carbono. Desde su inicio en 2007, han movilizado más de 1 billón de dólares a nivel mundial, fomentando la inversión en infraestructura sostenible (Banga, 2019).

Aunque similares a los bonos convencionales en aspectos como riesgo y rendimiento, los bonos verdes solo pueden financiar proyectos verdes. Se enfocan en actividades como transporte limpio, eficiencia energética y energías renovables. Su crecimiento se debe a la creciente conciencia sobre la crisis ambiental y el efecto invernadero.

El estudio examina los bonos verdes como innovación destacada en finanzas sostenibles, analizando el desempeño y la contribución a la movilidad de capital hacia una actividad económica más sostenible. También considera su impacto en la forma en que empresas y Gobiernos adoptan prácticas de gestión sostenible.

A nivel global, diversas iniciativas, como los Principios para la Inversión Responsable de las Naciones Unidas y el Grupo de Trabajo sobre Divulgaciones Financieras Relacionadas con el Clima, buscan que el sector financiero contribuya a la sostenibilidad y el cumplimiento de los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS).

El estudio se centra en el desempeño de los bonos verdes en Estados Unidos, dirigido a agentes interesados en los nuevos mercados de inversión de renta fija con un enfoque social y ambiental. Los bonos verdes, como vehículos financieros, propagan productos financieros con un enfoque en los ODS.

El análisis emplea técnicas como la modelación *wavelet* y los modelos de correlación dinámica condicional para examinar las fluctuaciones en la relación entre los bonos verdes y otras variables financieras. Esto amplía la discusión sobre los bonos verdes y ofrece perspectiva innovadora para su análisis.

El esquema del artículo incluye una revisión de literatura sobre características y desempeño de los bonos verdes, análisis de datos y resultados, y conclusiones sobre las implicaciones de estos activos financieros en la promoción de inversiones sostenibles.

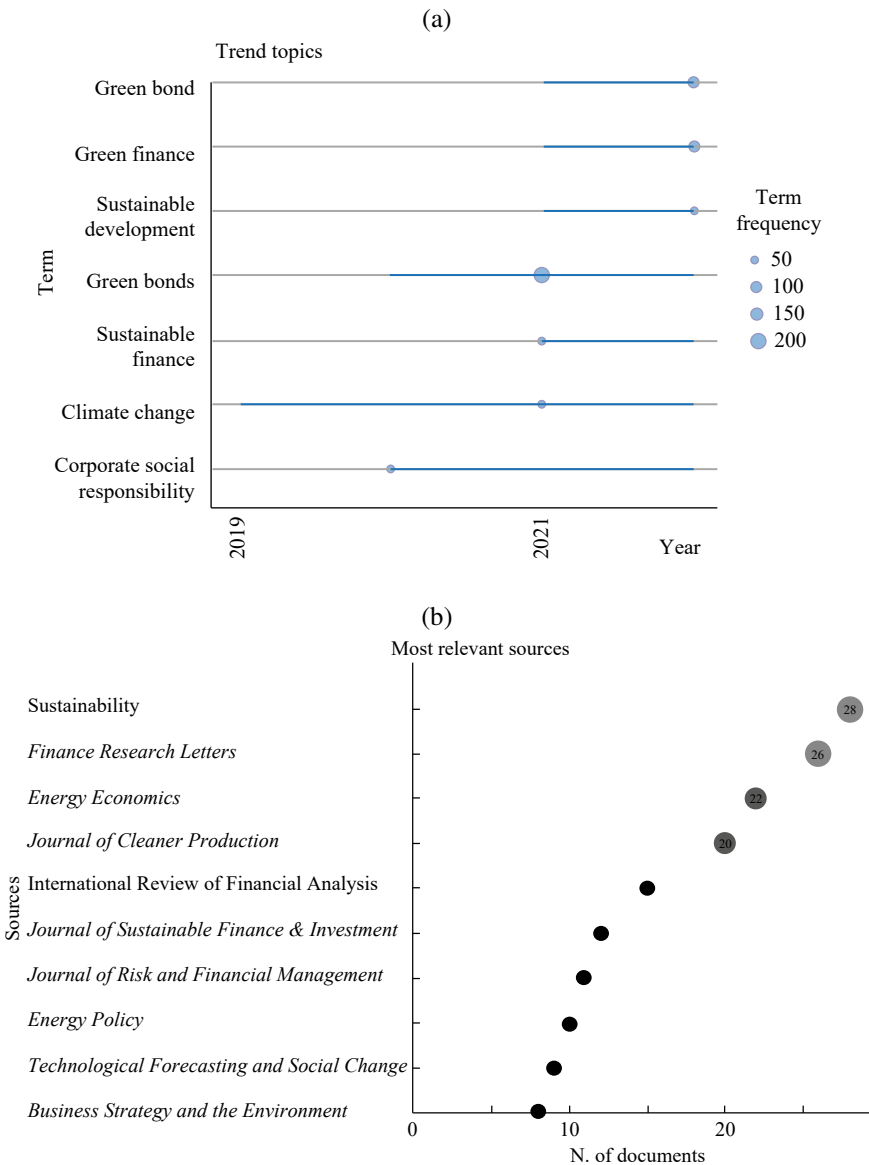
REVISIÓN DE LA LITERATURA

Para esta investigación, se incluye revisión tipo cienciometría de los principales estudios sobre las relaciones en movimiento de los índices seleccionados. Lo anterior dado que se acudirá a información de las series de tiempo de dos índices de bonos verdes globales certificados y los autoetiquetados en comparación con los bonos ordinarios, acudiendo a fuentes primarias del S&P U.S. Aggregate Bond Index (índice AB), S&P Green Bond Index (índice GB) y S&P Green Bond Select Index (índice GPB). Los estudios revisados se encontraron en las bases de datos bibliográficas Scopus y Web of Science (WoS), usando los *softwares* VOSviewer versión 1.6.19 desarrollada por Van Eck y Waltman (2017) y el paquete de R-Bibliometrix de Aria y Cuccurullo (2017). A partir de la ecuación de búsqueda: (TITLE-ABS-KEY (“Green bond*”) OR TITLE-ABS-KEY (“Green investment*”) AND TITLE-ABS-KEY (co-movement*)), estos estudios se agregaron y descargaron en Mendeley Reference Manager para la referenciación y el análisis cienciométrico. En la figura 1, pueden observarse las tendencias en las investigaciones del mismo tópico y las fuentes más relevantes que ayudan a establecer las bases de datos bibliográficas de esta investigación.

La figura 1a evidencia las palabras clave más frecuentes, además de los enfoques más importantes encontrados en otros trabajos de similar área de investigación y la frecuencia con la que aparecen, destacándose las palabras *bonos verdes*, *finanzas verdes* y *desarrollo sostenible* en este ítem. Además, la figura 1b presenta las principales fuentes en las que se han publicado estudios relacionadas con este tema, encabezando *Journal Sustainability*, *Finance Research Letters* y *Energy Economics*. Esta propuesta de investigación se fundamenta, por un lado, en el marco teórico de las finanzas e inversiones socialmente responsables (Carvalho Ferreira y Kimura, 2016; El Ghoul *et al.*, 2011; Maltais y Nykvist, 2021; Marín-Rodríguez *et al.*, 2022; Nikolakis *et al.*, 2012; Vandekerckhove y Lewis, 2012) y los marcos institucionales, normativos e inversionistas en el mercado de bonos verdes (Alm y Sievänen, 2013; Akomea-Frimpong *et al.*, 2021; Flammer, 2020). Por otro lado, se cimienta en la teoría de valoración de activos de renta fija (Kolb, 2008; Chapman y Pearson, 2001; Mascareñas, 2017) y los conceptos asociados de *rentabilidad* y *volatilidad* o *riesgo* abordados en el análisis de series de tiempo (Amado y Teräs-virta, 2014; Billio *et al.*, 2006; Engle, 2004; Zivot, 2006).

Una de las brechas en la literatura existente sobre las finanzas socialmente sostenibles es la falta de investigación empírica sobre el impacto de los bonos verdes en el desempeño y la causalidad entre bonos verdes y bonos convencionales. Aunque varios estudios han examinado el desempeño de los bonos verdes en general (El Ghoul *et al.*, 2011; Vandekerckhove y Lewis, 2012), pocos han analizado cómo se comparan los bonos verdes con los bonos convencionales tanto en rendimiento como en causalidad entre índices. Este vacío de conocimiento es significativo porque los inversores necesitan información precisa sobre el desempeño de los bonos verdes en contraste con los bonos convencionales y su posible causalidad.

Figura 1.
Tendencias de investigación (a) y fuentes más relevantes (b)



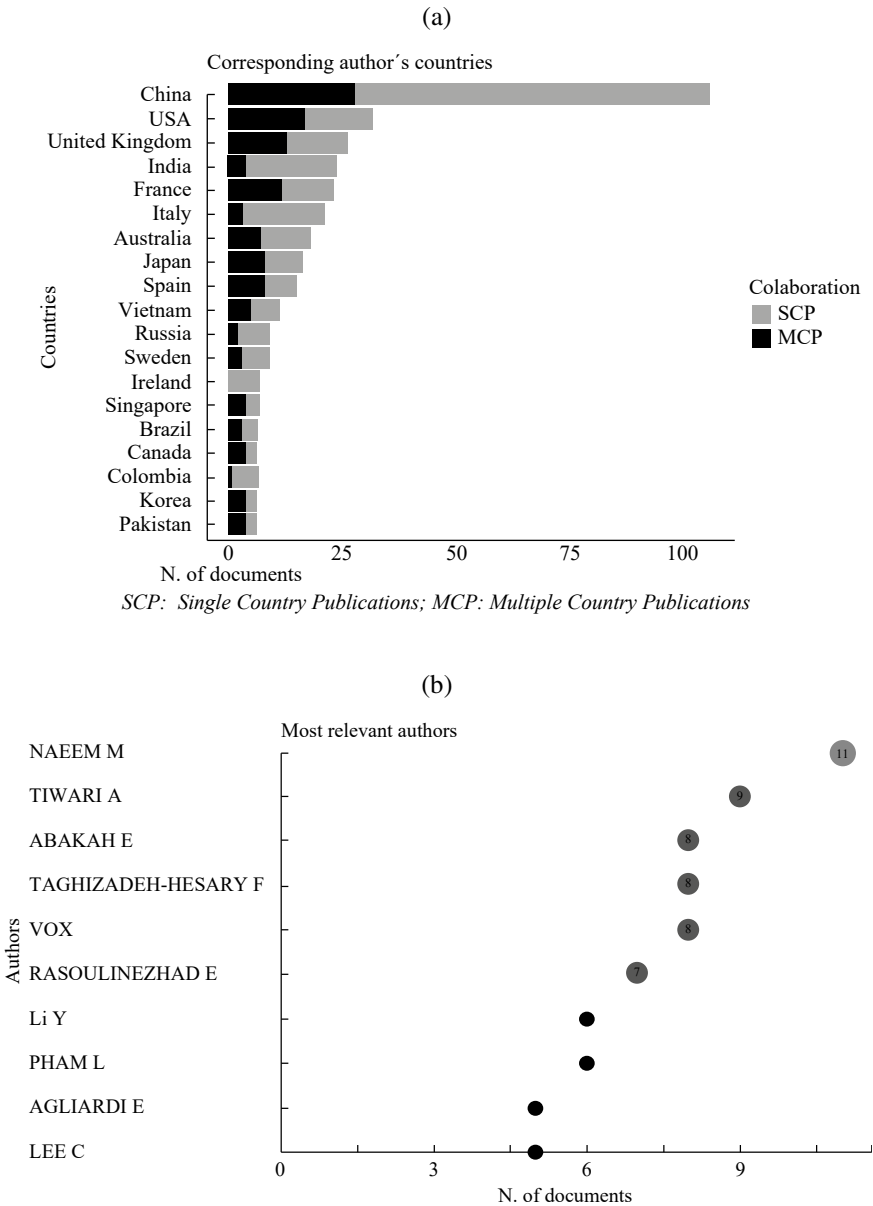
Fuente: elaboración propia.

A su vez, como puede observarse en la figura 2, los autores más relevantes y los países de su procedencia, de los cuales se pueden destacar China como referencia investigativa y como primeros exponentes a Naeem *et al.* (2021) y a Pham (2016). A continuación, la figura 2 presenta la relación de países y respectivos autores que tienen mayor participación en trabajos similares.

La figura 2 presenta los países y autores más relevantes en la producción científica sobre el tópico. Como se puede ver en la figura 2a, el país de origen de los autores que predomina en la investigación de este artículo es China, muy por encima del segundo lugar que es Estados Unidos; y la figura 2b muestra los autores más relevantes y las respectivas apariciones en estudios que tratan este, en que se destacan Naeem, Tiwari y Abakah. Por último, pero de gran importancia, se usa el modelo de coherencia y potencia *wavelet*, los cuales ya han sido abordados para la investigación de temas similares (Marín-Rodríguez *et al.*, 2023; Reboredo *et al.*, 2017). Esta metodología permite encontrar la causalidad entre los índices a revisar en frecuencias de tiempo y la correlación que pueda existir entre estos activos (Reboredo, 2018). Asimismo, se emplea el análisis DCC-GARCH (por sus siglas en inglés) (Gao *et al.*, 2023; Marín-Rodríguez *et al.*, 2022; Sadorsky, 2012), que determina la correlación entre las volatilidades de los activos analizados (Hachenberg y Schiereck, 2018a; Reboredo y Ugolini, 2020).

Los resultados de la revisión bibliográfica indican que las áreas de investigación más prometedoras sobre comovimientos dinámicos entre los precios y los mercados financieros son aquellos relacionados con el análisis *wavelet* (Marín-Rodríguez *et al.*, 2023), la correlación dinámica (Gao *et al.*, 2023; Marín-Rodríguez *et al.*, 2022) y el análisis de volatilidad (Engle, 2004). El lineamiento de estos estudios previos y los resultados de la revisión bibliográfica son la metodología *wavelet* (Marín-Rodríguez *et al.*, 2023) para realizar un análisis de frecuencia/tiempo que busca la conexión entre los precios de S&P U.S. Aggregate Bond Index (índice AB), S&P Green Bond Index (índice GB) y S&P Green Bond Select Index (índice GPB) a corto, mediano y largo plazo en relación con los precios del mercado financiero convencional. Estos modelos permiten mejor comprensión de la relación entre los precios de los bonos verdes y los bonos convencionales, lo que puede contribuir a una evaluación más precisa del desempeño de estos índices y su posible causalidad. Además, estos modelos pueden ayudar a identificar patrones o tendencias en el mercado de bonos verdes, que puede ser útil para inversiones u otras entidades interesadas en el mercado de valores sostenibles.

Figura 2.
a) Países de autores más relevantes b) Autores más relevantes



Fuente: elaboración propia.

Tabla 1.
Tabla de variables utilizadas

Variable	Activo	Descripción
S&P U.S. Aggregate Bond Index	AB	El S&P US Aggregate Bond Index está diseñado para medir el rendimiento de deuda de grado de inversión en dólares estadounidenses emitida públicamente. El índice es parte de la familia S&P Aggregate TM Bond Index, incluye bonos del tesoro de Estados Unidos, cuasi gubernamentales, corporativos, bonos municipales imponibles, agencias extranjeras, supranacionales, agencias federales y obligaciones no estadounidenses, bonos garantizados y traspasos de hipotecas residenciales. • Universo: Los componentes deben estar incluidos en, al menos, uno de los siete índices siguientes: - Índice de bonos del tesoro de Estados Unidos S&P - Índice de bonos cubiertos de Estados Unidos S&P - Index S&P U.S. Dollar Global Investment Grade Corporate Bond - Índice de valores respaldados por hipotecas de Estados Unidos S&P - Índice de bonos de Gobiernos extranjeros y supranacionales de Estados Unidos S&P • Madurez: Cada bono debe tener un vencimiento mayor o igual a un mes a partir de la fecha de rebalanceo. No vencen bonos en el índice. • Tamaño: El monto nominal mínimo requerido se detalla en la respectiva metodología de cada uno de los siete índices (www.spdji.com). • Precios: La fuente de precios para los siete índices se detalla en el documento de metodología respectivo de cada índice (www.spdji.com). • Calificación: La calificación crediticia mínima es BBB-/Baa3/BBB-. Si una emisión está calificada por S&P Ratings Services, Moody's y Fitch, la más baja de las tres calificaciones se utiliza como calificación crediticia de la emisión. Si hay dos calificaciones, la más baja debe ser grado de inversión. Si una emisión tiene una calificación, debe ser de grado de inversión.

(Continúa)

Variable	Activo	Descripción
S&P Green Bond Index	GB	El S&P Green Bond Index está diseñado para rastrear el mercado mundial de bonos verdes. Este índice pionero mantiene estándares estrictos para incluir solo aquellos bonos cuyos ingresos se utilizan para financiar proyectos amigables con el medio ambiente. • Divulgación del emisor: Para que un bono sea elegible, el emisor debe indicar claramente etiqueta “verde” del bono y el fundamento en él, como el uso previsto de ingresos. Dicha divulgación debe hacerse en fuentes que sean creíbles y relacionadas con la empresa. • Bandera verde: Los bonos deben estar marcados como “verdes” por la Iniciativa de Bonos Climáticos (CBI, por sus siglas en inglés). • País/moneda: Son elegibles bonos verdes emitidos desde cualquier país y cualquier moneda. • Madurez: Cada bono debe tener vencimiento mayor o igual a un mes a partir de la fecha de rebalanceo. Ningún bono vence en el índice. • Tipo de cupón: Se pueden incluir los siguientes tipos de cupones: fijo, cero, incremental (con calendario predeterminado), fijo a flotante (siempre que sean fijos y un mes antes de su fecha de flotación) y flotantes. • Opcionalidad: Podrán incluirse <i>bullet</i>, <i>callable</i>, <i>puttable</i> y <i>callable-perpetuos</i> (siempre que sean, al menos, un mes desde la primera convocatoria). • Asentamiento: Pueden incluirse bonos emitidos, pero no liquidados antes del reequilibrio de fin de mes.
S&P Green Bond Select Index	GPB	El S&P Green Bond Select Index es un subconjunto ponderado por valor de mercado del S&P Green Bond Index, busca medir el rendimiento de los bonos con etiqueta verde emitidos a nivel mundial, sujeto a estrictos criterios de elegibilidad financieros y extra financieros. • Universo: Todos los componentes del índice deben ser componentes del S&P Green Bond Index. • Esquema de ponderación: Valor de mercado modificado ponderado. • Tapado: Los emisores primero tienen un tope del 10 %. Si la parte de alto rendimiento del índice supera el 20 % después del primer paso, se aplica un tope del 20 %. El exceso de peso se redistribuye proporcionalmente a todos los valores sin tope que no tienen una calificación de alto rendimiento. • Cálculo de la rentabilidad total: El rendimiento total se calcula sumando el rendimiento de los intereses, que refleja el rendimiento debido a los intereses pagados y devengados, así como el rendimiento del precio, que refleja las ganancias o pérdidas debidas a los cambios en el precio al final del día y los reembolsos del principal.

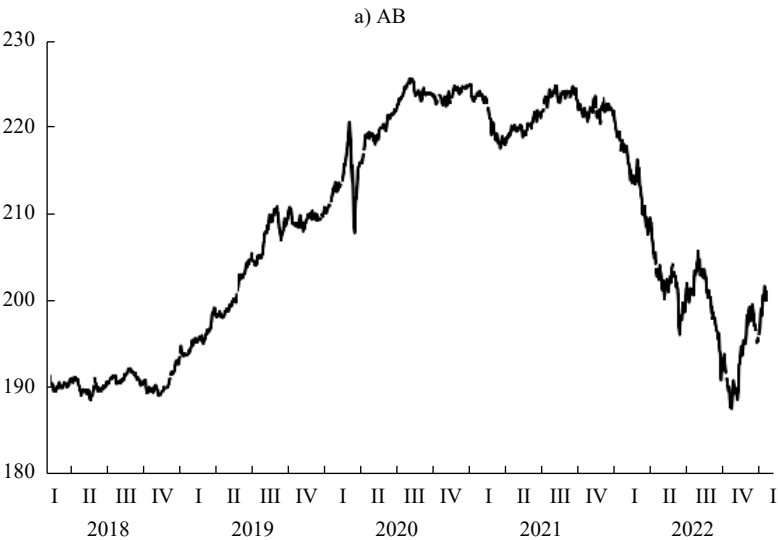
Fuente: elaboración propia con base en Investing.com.

De acuerdo con la tabla 1, se presentan las variables objeto de estudio de investigación y su correspondiente descripción, resaltando variables como S&P U.S. Aggregate Bond Index que permite medir el rendimiento de la deuda de grado de inversión, y así representa la dinámica del índice de bonos convencionales (índice AB); S&P Green Bond Index que rastrea el mercado mundial de bonos verdes certificados (índice GB), y el S&P Green Bond Select Index que mide el rendimiento del índice de bonos verdes autoetiquetados emitidos a nivel mundial (índice GPB).

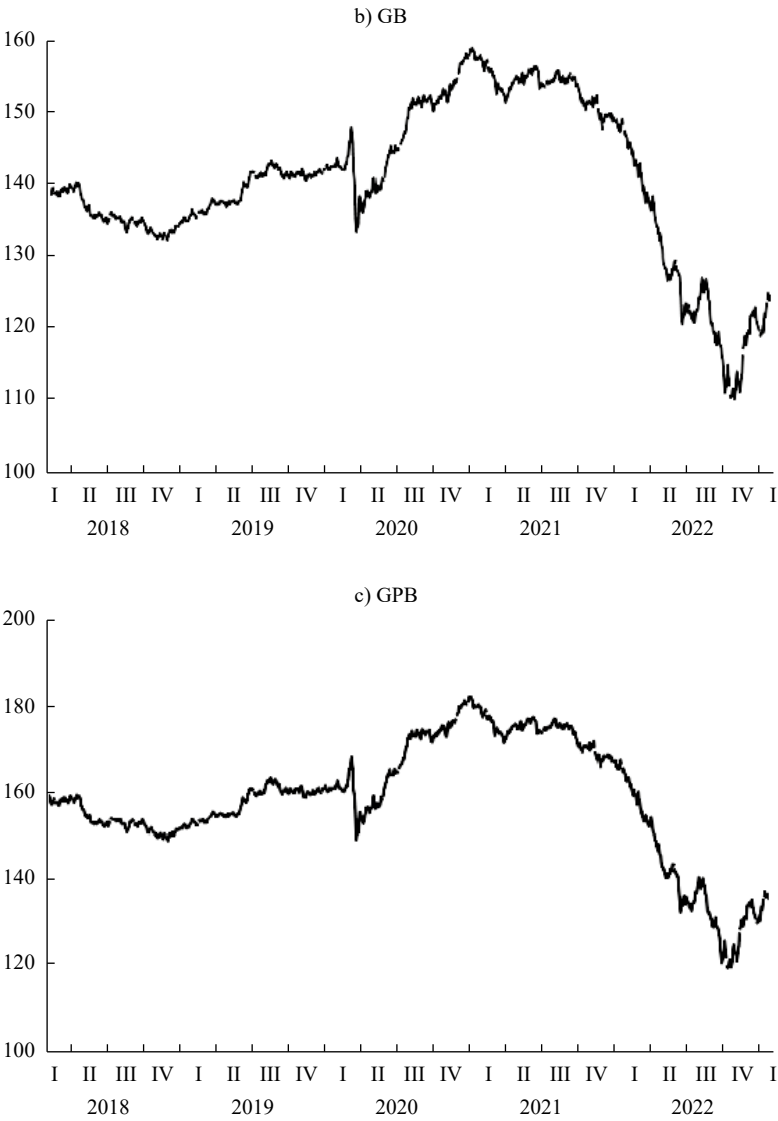
Descripción de las variables

La figura 4 presenta la evolución de los índices AB, GB y GPB. El índice AB tiene la determinación de analizar el rendimiento de los bonos de deuda pública en grado de inversión tasada en dólares estadounidenses. Este índice es familiar del S&P500 (Standard and Poor’s 500), el cual incluye las 500 empresas más influyentes o determinantes de la economía de Estados Unidos y que posee una alta variedad de indicadores gubernamentales, subnacionales, corporativos, administradoras de pensiones, hipotecas y bonos garantizados. Se explica el índice AB en la figura 4a que muestra el comportamiento de la serie de tiempo en el periodo observado, en que puede analizarse el comportamiento del índice de bonos convencionales. Estudios basados en Pham (2016) demuestran que los comportamientos tienen una correlación desde los modelos DCC-GARCH, mas este trabajo tiene como fin evaluar las observaciones en los periodos 2018-2023 con los modelos *wavelets* y DCC-GARCH en conjunto.

Figura 4.
Evolución de los índices AB, GB y GPB



(Continúa)



Fuente: elaboración propia.

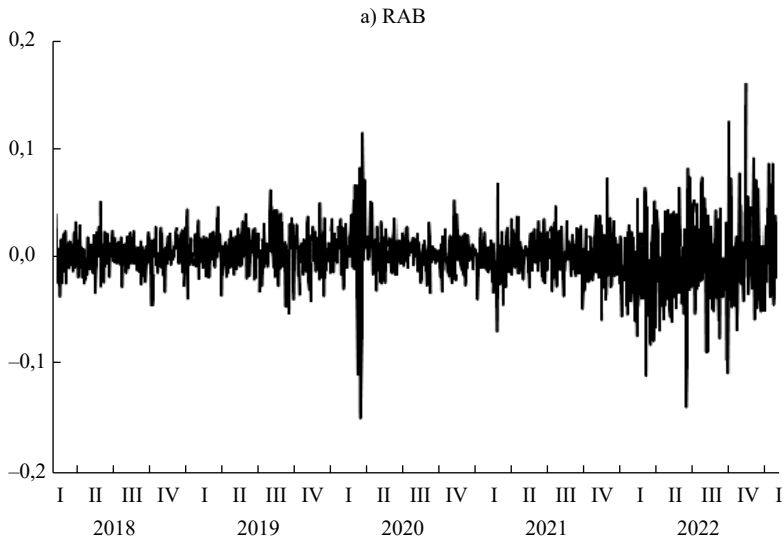
La figura 4b presenta el índice GB que incluye los bonos verdes certificados y tiene como fin el impulso y el financiamiento de los proyectos o las empresas de índole verde, o amigables con el medio ambiente; vale la pena resaltar que son proyectos certificados por entidades reguladores o especializadas en el ámbito mencionado. Creado por S&P Dow Jones, sigue el desempeño de carteras de bonos verdes denominados en múltiples monedas, son bonos de deuda emitidos por empresas y entidades gubernamentales y corporativas en todo el mundo, así como se utiliza

para medir el desempeño de los bonos verdes. Es el indicador más representativo de los bonos verdes en los mercados globales, el cual permite a los inversores realizar seguimientos de los rendimientos de estos tipos de activos asociados con la sostenibilidad. El índice GB sigue el desempeño de carteras de bonos verdes denominados en dólares estadounidenses y se utiliza como medida de la rentabilidad y el rendimiento de los bonos verdes certificados. Como conjunto de indicadores, solo incluye los bonos con calificación crediticia mínima de A-, que corresponde a un índice con una baja probabilidad de incumplimiento en pagos.

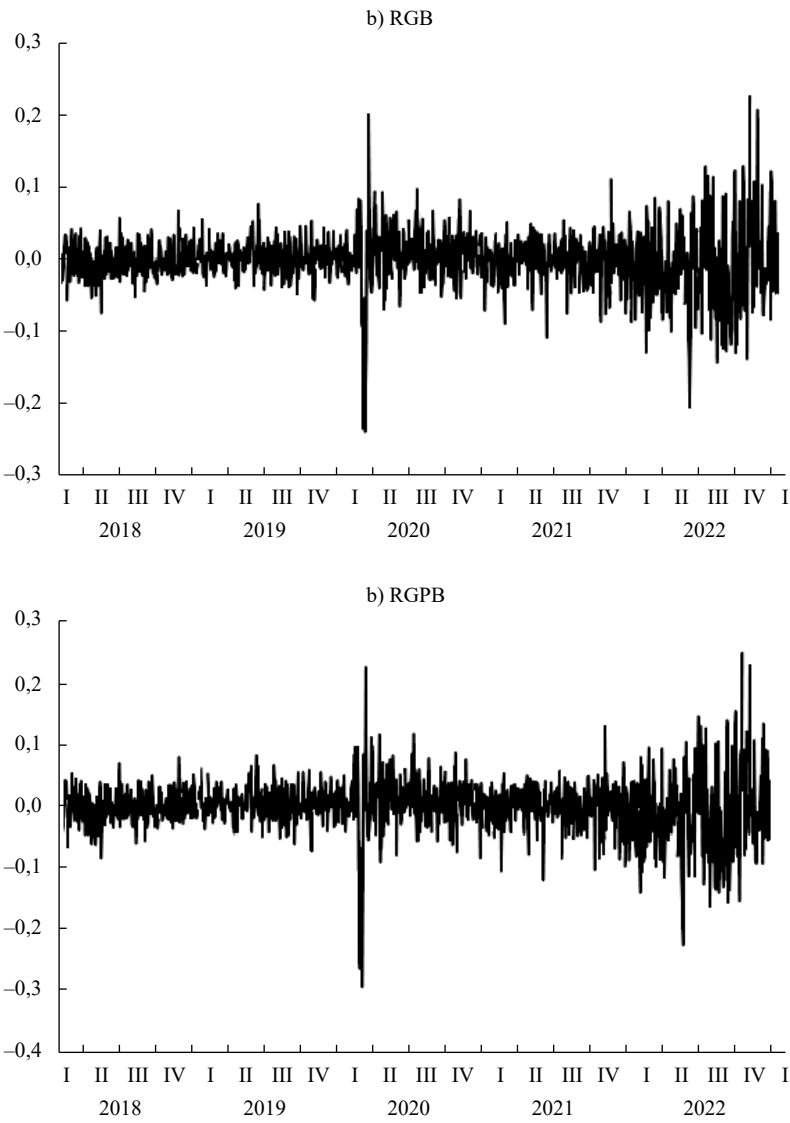
El índice GPB, observado en la figura 4c, incluye los bonos verdes autoetiquetados, está diseñado con la filosofía del Green Bond Index, pero siendo autoetiquetados como verdes por los mismos emisores, al no estar certificados por alguna entidad que determine que los proyectos, empresas o demás actividades son de índole verde, están sujetos a criterios financieros y extra financieros, lo que conlleva un mayor riesgo y se traduce en una mayor volatilidad. Es un índice de referencia de bonos verdes creado por S&P Dow Jones, los cuales son instrumentos de deuda emitidos por empresas o entidades estatales, con el fin de financiar proyectos o actividades relacionadas con la sostenibilidad ambiental.

Por su parte, la figura 5 presenta la evolución de los rendimientos de los índices analizados, los cuales presentan volatilidades bajas hasta antes de los inicios de febrero de 2020; pero que, luego de la pandemia y la recesión económica global, pueden observarse fuertes volatilidades en los rendimientos (Barao *et al.*, 2022; Cárdenas & Hernández, 2022).

Figura 5.
Evolución de retornos de los índices AB, GB y GPB



(Continúa)



Fuente: elaboración propia.

Las figuras presentan los rendimientos de tres índices: índice AB (bonos convencionales), índice GB (bonos verdes certificados) e índice GPB (bonos verdes autoetiquetados). Se observan volatilidades significativas en los tres índices, particularmente en periodos cercanos al inicio de la pandemia en marzo de 2020 y de la recesión económica global en enero de 2022.

Tabla 2.
 Estadística descriptiva de rendimientos diarios de los índices

Par	Media	Max.	Mín.	DE	Asimetría	Curtosis	Jarque-Bera	ADF	ARCH
RAB	0,00004	0,01612	-0,01515	0,00267	-0,303	7,785	1210,5***	-32,65***	32,25
RGB	-0,00010	0,02272	-0,02410	0,00391	-0,315	8,772	1754,3***	-20,50***	82,74
RGPB	-0,00013	0,02516	-0,02962	0,00455	-0,312	8,322	1494,3***	-20,92***	67,78

*** Indica el rechazo del valor nulo tanto para la prueba de normalidad (a través de Jarque-Bera) como para la prueba de raíz unitaria (a través de ADF). La prueba ADF se realiza con una intercepción. ARCH-LM es la prueba de heterocedasticidad hasta 18 rezagos.
 Fuente: elaboración propia con base en Bloomberg.

Aunque los índices muestran comportamientos similares a lo largo del periodo analizado, hay explicaciones, como la diversificación de la cartera, la estructura del mercado de bonos y los criterios de selección de los bonos verdes, que pueden influir en este fenómeno.

La tabla 2 proporciona estadísticas descriptivas de los rendimientos diarios de los índices, indicando que no presentan raíz unitaria según la prueba ADF (por sus siglas en inglés), pero muestran efectos ARCH (por sus siglas en inglés), lo que sugiere presencia de heterocedasticidad y dependencia temporal. Por tanto, se plantea la necesidad de utilizar la modelación DCC-GARCH para analizar adecuadamente estos datos.

La tabla 2 muestra que los rendimientos promedio de los índices verdes son negativos, con $-0,010$ % para el índice GB y $-0,013$ % para el índice GPB, mientras el índice de bonos convencionales tiene un rendimiento promedio positivo del $0,004$ %. Se observa una diferencia notable en los rendimientos promedio entre los bonos convencionales y los bonos verdes, lo que es relevante para el análisis.

Los bonos convencionales muestran una mayor discreción en las volatilidades, ya que sus máximos y mínimos están más cerca de cero en comparación con los bonos verdes. Además, la desviación estándar (DE) del índice AB es más baja ($0,267$ %), lo que sugiere menos riesgo en comparación con los índices verdes.

Todos los índices muestran una curtosis mayor de 3 y una asimetría negativa, lo que indica una distribución no normal de los datos y una cola izquierda más larga en relación con la derecha. El análisis estadístico Jarque-Bera confirma que los rendimientos no siguen una distribución normal y que todos los índices tienen efecto ARCH, lo que justifica la implementación del modelo DCC-GARCH para el análisis posterior (Gao *et al.*, 2023).

Modelo DCC-GARCH

Para determinar el modelo GARCH, se requiere, en primera instancia, estimar en una sola serie de tiempo los residuos estandarizados que son consecuencia de la división entre la varianza condicional y sus residuos, posterior a esto los residuos estandarizados estiman la estructura de relacionamiento dinámico. Todo lo anterior hace que durante el ajuste del modelo los parámetros alfa y beta se basen en la máxima verosimilitud, para obtener la solución de normalidad progresiva y consistente.

Los modelos son generalmente estáticos (los modelos ordinarios) y suelen analizar las fluctuaciones de dos series; pero estos métodos solo pueden describir el grado de correlación entre las poblaciones de muestras en el promedio (media) (Gao *et al.*, 2023) y estas no pueden ser sensibles al grado de que esta correlación entre series de tiempo en diferentes periodos de tiempo, para extraer por completo las características de agregado de las volatilidades de los rendimientos de los índices o activos. Sin embargo, el modelo requiere que se estime bajo un modelo generalizado de heterocedasticidad condicional autorregresiva (GARCH, por sus siglas

en inglés), en que el término de rezagos de la suma de los errores al cuadrado se agrega directamente al factor que influye en la variable a interpretar.

$$r_t = u_t + e_t \quad (1)$$

La ecuación (1) modela la serie de datos r_t , que significa retorno de la acción, como la suma del error de medición e_t y la volatilidad de u_t .

$$e_t \sim N(0, H_t) \quad (2)$$

La ecuación (2) representa el error de medición e_t , que sigue una distribución normal con media cero y una varianza cambiante a lo largo del tiempo presentado con H_t .

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (3)$$

La ecuación (3) es la descomposición de Cholesky, aplicado a H_t , que se emplea para garantizar que la matriz H_t sea de carácter absoluto o definida positiva.

$$R_t = (Q_t^*) Q_t (Q_t^*)^{-1} \quad (4)$$

La ecuación (4) muestra la matriz de covarianza de los errores de la volatilidad representada en R_t , que, a su vez, se descompone utilizando la matriz Q_t .

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha (\varepsilon_{i,t-1} \varepsilon'_{i,t-1} + \beta Q_{t-1}) \quad (5)$$

En la representación en (5), es la ecuación que determina la matriz de Q_t , utilizada para modelar las variaciones de la volatilidad del error de u_t . A su vez, la matriz Q_t es una conjugación lineal de la matriz de la covarianza media de Q_0 , la matriz de covarianza de los errores de las volatilidades en el periodo anterior expresados R_{t-1} y, por último, el cuadrado del error de medición en el periodo anterior $\varepsilon_{i,t-1} \varepsilon'_{i,t-1}$.

En conclusión, estas ecuaciones se emplean para estimar las volatilidades de una serie de tiempo de datos financieros en el tiempo observado. Aunque el modelo GARCH tiene una importante participación para determinar la volatilidad, tiene como limitación solo describir las características de un activo, no de varios, y, por ende, no es posible analizar la correlación entre volatilidades de dos o más activos. Para compensar esta deficiencia, Engle (2002) propuso un modelo DCC-GARCH, conocido como el modelo GARCH multivariado condicionado dinámico, con el fin de analizar la relación entre las volatilidades del mercado. Esto ofrece una buena descripción de la dinámica correlación entre varias series de tiempo, por lo que es similar a que la volatilidad entre las series no es que sea constante, sino que

es un factor que cambia en el transcurso del tiempo y una valiosa herramienta para estudiar estos activos o índices.

Modelo *wavelet*

El modelo *wavelet* permite analizar las frecuencias de series de tiempo, en el cual es requerimiento utilizar la técnica y la relevancia del tiempo en las que pasan los datos simultáneamente. Esta metodología está basada en el análisis de Fourier (Marín-Rodríguez *et al.*, 2023), que está centrado en el estudio de señales en la participación de los dominios de las frecuencias de tiempo, así es como se muestran como ondas que enseñan regularidades y desvanecimientos que facilitan el análisis del comportamiento de los activos o índices estudiados, ya que puede indicar, con mayor acierto, la existencia de fenómenos de tiempo estacionarios y no estacionarios, o aquellas anomalías, registros atípicos o variaciones en el tiempo y en los datos. Lo anterior también puede facilitar la descomposición de frecuencias, lo que permite validar a diferentes escalas los cambios estructurales, la variación en la estacionariedad, los clústeres de volatilidad, entre otros.

Espectro de potencia *wavelet*

El análisis de espectro de potencia *wavelet* tomará en cuenta los rendimientos y las volatilidades de los índices S&P U.S. Aggregate Bond Index (índice AB), S&P Green Bond Select Index (índice GPB) y S&P Green Bond Index (índice GB), el cual hará el análisis entre índices de bonos (Marín-Rodríguez *et al.*, 2022). Debe resaltarse que lo interesante de este ejercicio es que se podrá validar el comportamiento que puede tener un índice con otro, determinando las volatilidades observadas en los datos, es decir, que, usando las series de tiempo de los índices de manera continua, se logra expresar el espectro de potencia *wavelet*. Es posible hacerlo con el uso de transformadas *wavelet* continuas o discretas; pero, para el caso práctico de este estudio, el mecanismo a utilizar será la transformada *wavelet* continua, ya que posee ventaja sobre el otro método y puede proporcionar independencia en los *wavelets* según los datos que se posean en la longitud en el tiempo y validar los patrones que estos puedan tener en el tiempo, que se expresa, así:

$$W_x(\tau, s) = \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \psi_{\tau, s}^*(t) dt = \frac{1}{\sqrt{s}} \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \psi^*\left(\frac{t-\tau}{s}\right) dt \quad (6)$$

Siendo una serie de tiempo discreto $x(t) = 0, 1, \dots, n$.

En relevancia con lo anterior, la transformada *wavelet* continua mantiene la energía de una serie de tiempo que analizará los espectros de su potencia, por tanto, la varianza es otorgada por consiguiente así:

$$\|x\|^2 = \frac{1}{C_\psi} \int_0^\infty \left| \int_{-\infty}^{+\infty} W_x(\tau, s) \right|^2 \frac{ds}{s^2} \quad (7)$$

Por último, para captar la información del comportamiento de las series de tiempo de los índices de bonos verdes y el índice de bonos convencionales, se utilizará el espectro de potencia *wavelet*, el cual es representado matemáticamente, así: $WPS_x(\tau, s) = |W_x(\tau, s)|^2$, definiendo la potencia de onda cruzada $W_{xy}(\tau, s)$ con las transformadas continuadas como:

$$W_{xy}(\tau, s) = W_x(\tau, s) \cdot W_y^*(\tau, s) \quad (8)$$

La modelación del espectro de potencia *wavelet* es una técnica matemática considerada técnica analítica, que puede ser utilizada en finanzas para descomponer una serie de tiempo en distintas escalas, tiempos y frecuencias, con el fin de identificar patrones y tendencias en los datos de los mercados financieros. Esta técnica es valiosa para comparar los índices verdes y los convencionales, lo cual permite a los inversores evaluar tanto el rendimiento como el impacto ambiental de sus inversiones o matrices de sostenibilidad. La modelación de espectro de potencia *wavelet* ayuda a analizar la volatilidad correlacionada entre los diferentes índices analizados, así como la identificación de tendencias, ciclos o congruencias en el tiempo observado. Lo anterior puede ser de gran utilidad para predecir el comportamiento futuro de los mercados financieros, ya sostenible, ya no sostenible. En resumen, la modelación de espectro *wavelet* es una herramienta analítica valiosa para el análisis de datos financieros con énfasis en su correlación; para el caso de esta investigación, la correlación de los rendimientos en una serie de tiempo continua de bonos convencionales y bonos verdes.

Coherencia wavelet

La técnica de análisis de coherencia *wavelet* es un modelo matemático que ayuda a estudiar series de tiempo para identificar patrones, relaciones y causalidades entre dos conjuntos de datos en diferentes escalas temporales y frecuencias. En el ámbito financiero, es útil para visualizar y comparar bonos verdes y convencionales, permitiendo evaluar proyectos y bonos en los mercados financieros. Este análisis permite examinar la relación entre estos índices en distintos ciclos económicos, ofreciendo información valiosa para la toma de decisiones de inversión y la gestión de carteras, considerando la sostenibilidad como un factor clave. En resumen, la coherencia *wavelet* es una herramienta esencial para inversores financieros que desean comparar índices, activos y rendimientos, así como evaluar la causalidad entre los datos observados (Marín-Rodríguez *et al.*, 2023)

$$R_{xy}^2(\tau, s) = \frac{|S(s^{-1}W_{xy}(\tau, s))|^2}{S(s^{-1}|W_x(\tau, s)|^2) \cdot S(s^{-1}|W_y(\tau, s)|^2)} \quad (9)$$

La capacidad de las ondas cruzadas expuestas en las zonas donde las dos series de tiempo comparten altos niveles de potencia en el espectro tiempo-frecuencia. La coherencia al cuadrado *wavelet* entre ambas series de tiempo se define como:

Donde $R_{xy}^2(\tau,s)$ presenta la coherencia al cuadrado de las ondas entre $x(t)$ e $y(t)$, o, como también se puede indicar, que es una correlación que comparte longitud en los tiempos de representación de los datos entre las variables para cada momento y cada frecuencia. Los rangos de coherencia *wavelet* están situados entre 0 y 1, que representan con movimiento o sin él, respectivamente; también puede ser evidenciada la correlación positiva o negativa, o también llamado adelanto/retraso entre las respectivas series de tiempo, que es representada, así:

$$\phi_{xy}(\tau,s)=\tan^{-1}\frac{\Im\{W_{xy}(\tau,s)\}}{\Re\{W_{xy}(\tau,s)\}},\phi_{x,y}\in[-\pi,\pi]$$

(10)

Donde los símbolos $\Im$ y $\Re$ desempeñan el papel de imaginario y real, respectivamente. La escala de sincronización en grados se revela como $x(t)$ e $y(t)$ para una serie de tiempo determinada, mientras la coherencia *wavelet* $\phi_{xy}(\tau,s)$ se simboliza en las figuras como flechas con dirección hacia la derecha y la izquierda, hacia arriba y hacia abajo, que están dentro de áreas significativas. Si la flecha apunta hacia la derecha (o izquierda), se sugiere que las series de tiempo $x(t)$ e $y(t)$ están en fase (o fuera de fase), por lo que significa que están asociadas positiva (o negativamente) con un desfase de tiempo nulo o insignificante (Marín-Rodríguez *et al.*, 2023)

Figura 6.
Esquema de comportamiento de flechas de referenciación

VARIABLES	X1	Primera variable	CONCEPTO	DIRECCIÓN	ILUSTRACIÓN	SIGNIFICADO
	X2	Segunda variable				
RELACIÓN	← Relacion negativa → Relacion positiva		Flecha apuntando	Arriba		Variable X2 tiene un efecto causal a la variable X1
				Arriba-derecha		
				Abajo-izquierda		
				Abajo		Variable X2 tiene un efecto causal a la variable X2
				Abajo-derecha		
				Arriba-izquierda		

Fuente: elaboración propia.

Por otro lado, si la flecha se dirige hacia arriba, se puede afirmar que la primera serie temporal se adelanta a la segunda en $\pi/2$, cuyo periodo real se basa en la frecuencia/escala específica de la figura de coherencia *wavelet*, y viceversa, si las flechas apuntan hacia abajo. Además, si las flechas se dirigen hacia arriba, derecha

o izquierda, significa que la segunda variable es la causa o tiene causalidad con la primera variable; mientras, si las flechas apuntan hacia abajo, izquierda o derecha, se indica que la primera variable causa o tiene causalidad con la segunda variable.

La técnica de análisis de coherencia *wavelet* tiene limitaciones que deben ser consideradas al comparar los índices bonos verdes y bonos convencionales en los mercados financieros. Existen diversas variables que deben reconocerse a la hora de analizar el comportamiento de los rendimientos de un activo o de un índice, las cuales pueden ser variables dinámicas como las tasas de interés o variables económicas cíclicas como el producto interno bruto (PIB) y la calificación de los bonos. Además, la interpretación desempeña un papel fundamental, ya que requiere experiencia en análisis de datos por parte del observador o investigador. A pesar de estas limitaciones, la técnica de coherencia *wavelet* es una herramienta útil que puede ser empleada en conjunto con otras técnicas de análisis que soporte y fundamente la toma de decisión de las inversiones con ámbito o responsabilidad sostenible.

RESULTADOS DE LOS MODELOS

Resultados DCC-GARCH

A continuación, la tabla 3 presenta el análisis descriptivo de los coeficientes de correlación dinámica (DCC-GARCH) para las parejas de bonos seleccionados. Se encuentra que la media del coeficiente DCC entre la rentabilidad del precio del índice del bono convencional y la rentabilidad de bonos verdes certificados y bonos verdes autoetiquetados $\varrho(\text{RAB}, \text{RGB})$ y $\varrho(\text{RAB}, \text{RGPB})$, respectivamente, es de correlación positiva o directamente relacionados (45,4 % y 47,6 %). Además, muestra un coeficiente promedio DCC-GARCH muy alto (99,3 %) entre bonos verdes certificados y bonos verdes autoetiquetados $\varrho(\text{RGB}, \text{RGPB})$. Entre los resultados, es necesario mencionar que el coeficiente de correlación dinámica $\varrho(\text{RAB}, \text{RGB})$ presenta raíz unitaria, lo cual indica que tiene una estructura de dependencia temporal, indicando la existencia de una larga memoria en la relación entre ambos activos (RAB y RGB). Por su parte, los coeficientes de correlación dinámica $\varrho(\text{RAB}, \text{RGPB})$ y $\varrho(\text{RGB}, \text{RGPB})$ resultan ser estacionarios según la prueba de raíz unitaria ADF. Además, todos los coeficientes ρ DCC presentan autocorrelación (ver resultados de la prueba ARCH), es decir, una estructura de dependencia temporal con sus retrasos. Finalmente, todos los coeficientes ρ son estacionarios, lo cual implica que las correlaciones encontradas tienen una media y varianza constantes.

Tabla 3.
Estadística descriptiva de los coeficientes (ρ) obtenidos para los diferentes modelos DCC-GARCH estimados

Par	Media	Max.	Mín.	DE	DE	Curtosis	Jarque-Bera	ADF	ARCH
$\varrho(\text{RAB}, \text{RGB})$	0,454	0,682	0,135	0,129	-0,143	2,122	44,4***	-2,02***	18777***

(Continúa)

Par	Media	Max.	Mín.	DE	DE	Curtosis	Jarque-Bera	ADF	ARCH
Q(RAB, RGPB)	0,476	0,735	0,046	0,133	-0,539	2,928	60,8***	-5,26***	10893***
Q(RGB, RGPB)	0,993	0,998	0,975	0,003	-1,814	7,822	1895,3***	-3,98***	13681***

*** Indica el rechazo del valor nulo tanto para la prueba de normalidad (a través de Jarque-Bera) como para la prueba de raíz unitaria (a través de ADF). La prueba ADF se realiza con una intercepción. ARCH-LM es la prueba de heterocedasticidad hasta 18 rezagos. Fuente: elaboración propia con base en Bloomberg.

En la tabla 4 se representan los resultados de las estimaciones de los parámetros DCC-GARCH, los cuales son diferentes de 0 en alta proporción. Los parámetros α y β otorgados en los modelos DCC-GARCH son responsables de indicar los efectos de las alteraciones retrasadas estandarizadas y las correlaciones condicionales retrasadas. Si α aumenta, los residuos cuadrados rezagados tienen un papel más protagonista en la estimación de la correlación. Por el contrario, si β aumenta, la correlación condicional se vuelve más persistente. En la mayoría de los casos, el valor de β indica una fuerte correlación dinámica condicional. Sin embargo, en la relación entre ambos índices verdes (RGB, RGPB), β tiene un valor dinámico persistente de 0,9504. Esto indica que las correlaciones estimadas se vuelven más dinámicas, lo que implica que el proceso de la volatilidad de los pares analizados es estable presentando altos grados de persistencia con respecto de las correlaciones pasadas.

Tabla 4.
Parámetros estimados del modelo DCC-GARCH

Pair	Alpha (α)	Beta (β)	(α) + (β)
Q (RAB, RGB)	0,0189***	0,9721***	0,9911
Q (RAB, RGPB)	0,0488***	0,9093***	0,9581
Q (RGB, RGPB)	0,0413***	0,9504***	0,9918

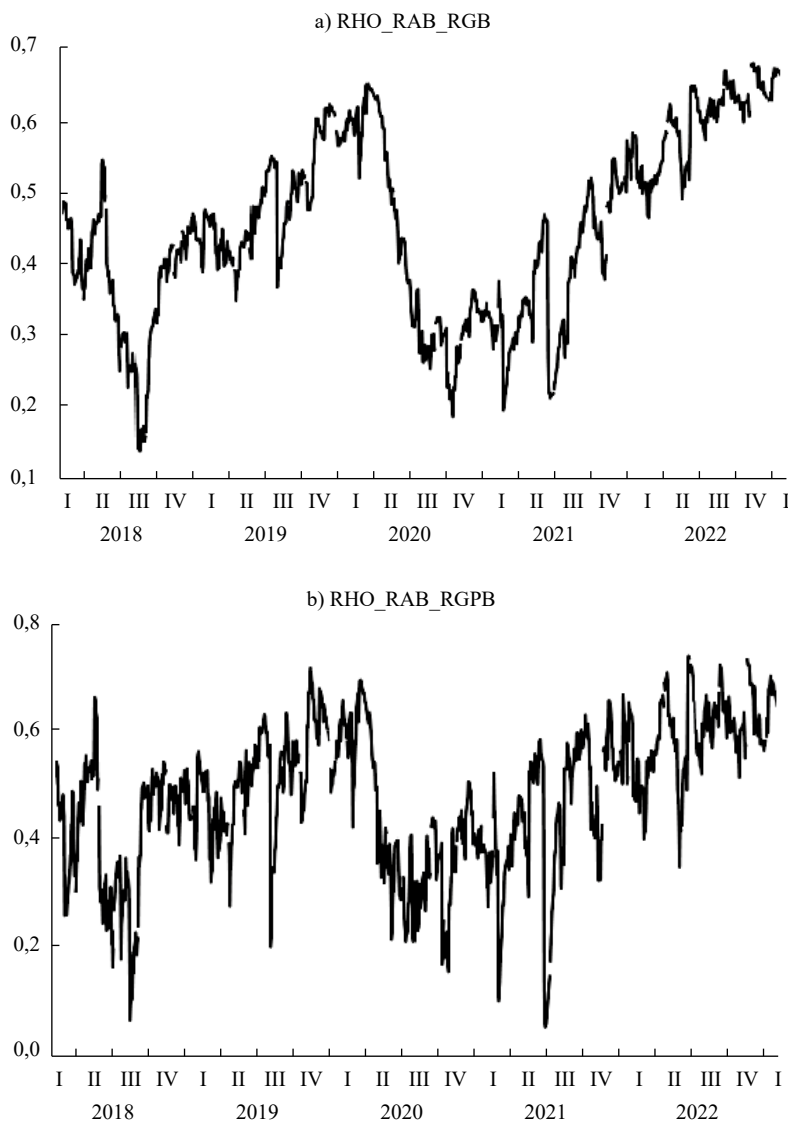
Fuente: elaboración propia con base en Bloomberg.
Notas: *, ** y *** indican un nivel de significancia de 10,5 y el 1 % nivel, respectivamente.

El parámetro β captura el alto impacto de las correlaciones pasadas en todos los casos, mientras el impacto de los nuevos datos a correlacionar, medido por α , es bajo en este caso. Por lo anterior, se puede indicar que el proceso de correlación tiene una menor varianza. La tabla 4 muestra que las correlaciones por pares lograron alcanzar dos picos: el primero ocurrido por los impactos generados por la pandemia a inicios de 2020 y el segundo alcanzado durante el último cuatrimestre de 2022 por la crisis económica. Estos picos coinciden con estos eventos mencionados que afectaron una alta cantidad de variables económicas a escala mundial.

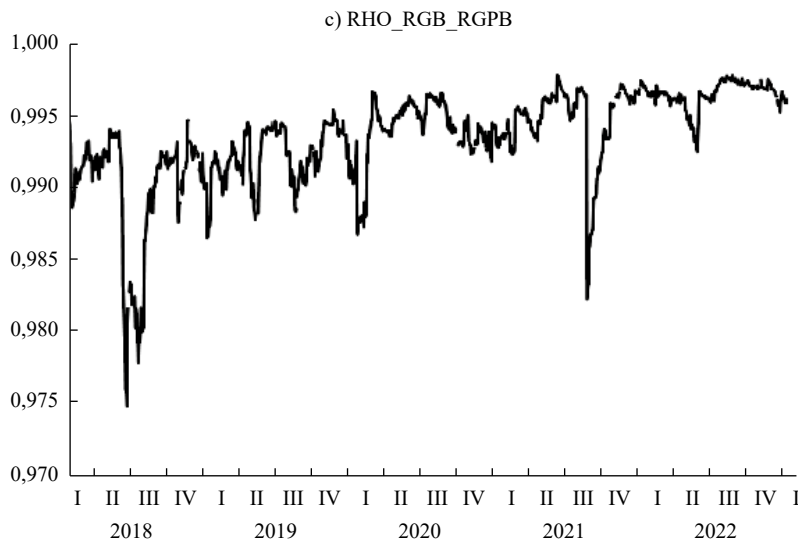
A continuación, los rendimientos de asociación lineal entre los índices estudiados son presentados en la figura 7, indicando las volatilidades asociadas entre pares de correlaciones y el tiempo.

Figura 7.

Evolución de los coeficientes ρ obtenidos mediante el modelo DCC-GARCH entre pares de índices



(Continúa)



Fuente: elaboración propia.

Las figuras 7a y 7b muestran una correlación muy baja entre los índices verdes y los convencionales durante varios periodos, con correlaciones cercanas al 13 % y el 5 %, respectivamente, durante el tercer trimestre de 2018, todo 2020 e inicios de 2021. Estas diferencias económicas significativas entre bonos verdes y convencionales se deben a varios factores.

En 2018, la incertidumbre política en Estados Unidos y su impacto global afectaron los bonos convencionales, mientras los bonos verdes estaban ganando popularidad. En 2021, la pandemia de covid-19 y la crisis económica resultante también influyeron en las diferencias entre los bonos. Aunque los bonos convencionales se consideran tradicionalmente más seguros en tiempos de incertidumbre, los bonos verdes también demostraron resistencia a los efectos de la pandemia, lo que se refleja en una correlación más alta entre los rendimientos de ambos tipos de bonos al finalizar 2022 e inicios de 2023.

Después de las crisis financieras, los bonos verdes tienden a fortalecer su correlación con los convencionales, llegando a niveles entre el 60 % y el 70 %, con una tendencia alcista. Además, los bonos del índice GPB muestran mayor volatilidad en comparación con los del índice GB y el índice AB, lo cual tiene sentido dada su naturaleza sin respaldo externo.

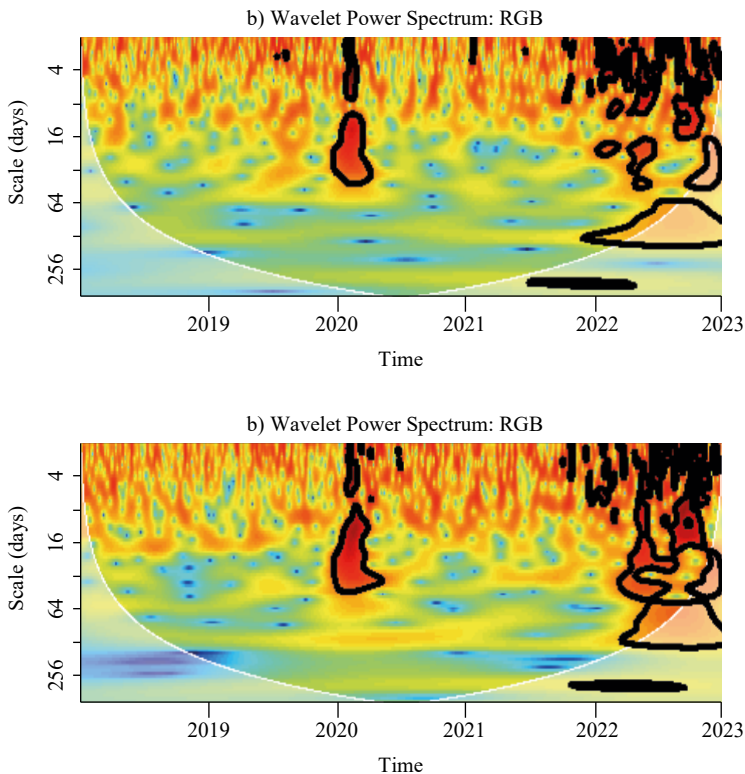
Las correlaciones entre las volatilidades de bonos verdes muestran similitudes cercanas al 100 %, con rangos entre el 97 % y el 99 %, lo que indica un comportamiento similar entre los índices. Aunque los eventos mencionados afectan la similitud entre bonos verdes, no generan diferencias significativas en los rendimientos entre los índices.

Resultados del espectro de potencia *wavelet*

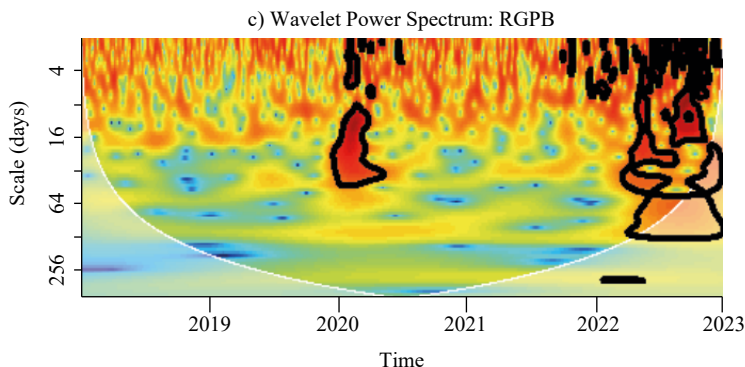
La figura 8 presenta rendimientos de bonos convencionales del tesoro de Estados Unidos (RAB, por sus siglas en inglés), los rendimientos de bonos verdes certificados (RGB, por sus siglas en inglés) y los rendimientos de bonos verdes autoetiquetados (RGPB, por sus siglas en inglés). Según esta figura, parece indicar que cada uno de los anteriores posee volatilidades en periodos cortos de frecuencia, pero también cabe resaltar las volatilidades en frecuencias medias en 2020 a causa de la pandemia por covid-19 (Naeem *et al.*, 2021) y de volatilidades en frecuencias bajas, medias y altas a finales de 2022 (Barao *et al.*, 2022; Cárdenas y Hernández, 2022) que vive el mundo, y los índices financieros no son ajenos a esta realidad, a la par con los conflictos que vive Europa con la guerra Ucrania-Rusia (Marín-Rodríguez *et al.*, 2023; Otero Iglesias y Steinberg, 2022).

En la figura 8 se exponen los espectros de potencia *wavelet* de los índices en estudio (AB, GB y GPB) para analizar el comportamiento de sus rendimientos, volatilidad y frecuencia en el transcurso del tiempo (desde 2018 a 2023).

Figura 8.
Espectros de potencia *wavelet* de los índices analizados



(Continúa)



Fuente: elaboración propia.

El análisis destaca la similitud en el comportamiento de los bonos verdes (índices RGB y RGPB) con su contraparte convencional (índice RAB), como se evidencia en las figuras 8b y 8c mediante el modelo *wavelet*. La investigación muestra que los eventos generados por la pandemia en 2020 afectaron significativamente los rendimientos de estos bonos, reflejados en los espectros de frecuencia del modelo, lo que indica una mayor volatilidad.

Se ha observado una correlación positiva perfecta entre los índices verdes y el índice convencional, lo que sugiere una alta correlación y movimientos conjuntos en el mercado. Esto resalta la viabilidad de los bonos verdes como alternativa para inversores que buscan sostenibilidad y diversificación en sus carteras.

La similitud en el comportamiento de los bonos S&P Green Bond Select Index (índice GPB), S&P Green Bond Index (índice GB) y S&P U.S. Aggregate Bond Index (índice AB) puede atribuirse a la estructura de los mercados financieros de los bonos y su interconexión con factores globales, como la pandemia o los conflictos internacionales. La diversificación de los portafolios de inversión y los compromisos de los países emisores con los acuerdos de París y los ODS también influyen en el comportamiento de los índices.

En resumen, se subraya la importancia de considerar la naturaleza y la contribución de todos los tipos de bonos e índices para avanzar en los compromisos globales de sostenibilidad.

Resultado de coherencia *wavelet*

La coherencia *wavelet* es una herramienta utilizada para analizar la causalidad entre diferentes tipos de bonos, como los convencionales y los verdes, en este caso, representados por los índices RAB, RGB y RGPB. El análisis de la coherencia *wavelet* permite observar cómo se relacionan estas variables en diferentes escalas de tiempo y frecuencias.

Las figuras muestran las estimaciones de coherencia entre los rendimientos de los bonos, representados por colores que indican la fuerza de la relación entre ellos. Los colores fríos indican una coherencia baja o cercana a cero, mientras los colores cálidos una coherencia alta, cercana a uno.

Las líneas negras en las figuras delimitan áreas de influencia con una coherencia significativa (nivel 5 %), mientras las fechas dentro de estas áreas indican la relación causal entre los bonos en diferentes escalas de tiempo.

En resumen, las figuras presentan la coherencia *wavelet* y la causalidad entre los índices de bonos verdes certificados y autoetiquetados y bonos convencionales del tesoro soberano de Estados Unidos, mostrando cómo se relacionan en diferentes periodos de observación y frecuencias. Cada figura está configurada con un par de índices, con el eje horizontal representando el periodo de observación en días y el eje vertical mostrando el dominio de la frecuencia.

La figura 9b muestra que los bonos convencionales tienen una influencia significativa sobre bonos verdes autoetiquetados, especialmente a mediano y largo plazo, evidenciando altas volatilidades durante eventos, como la pandemia y la crisis económica.

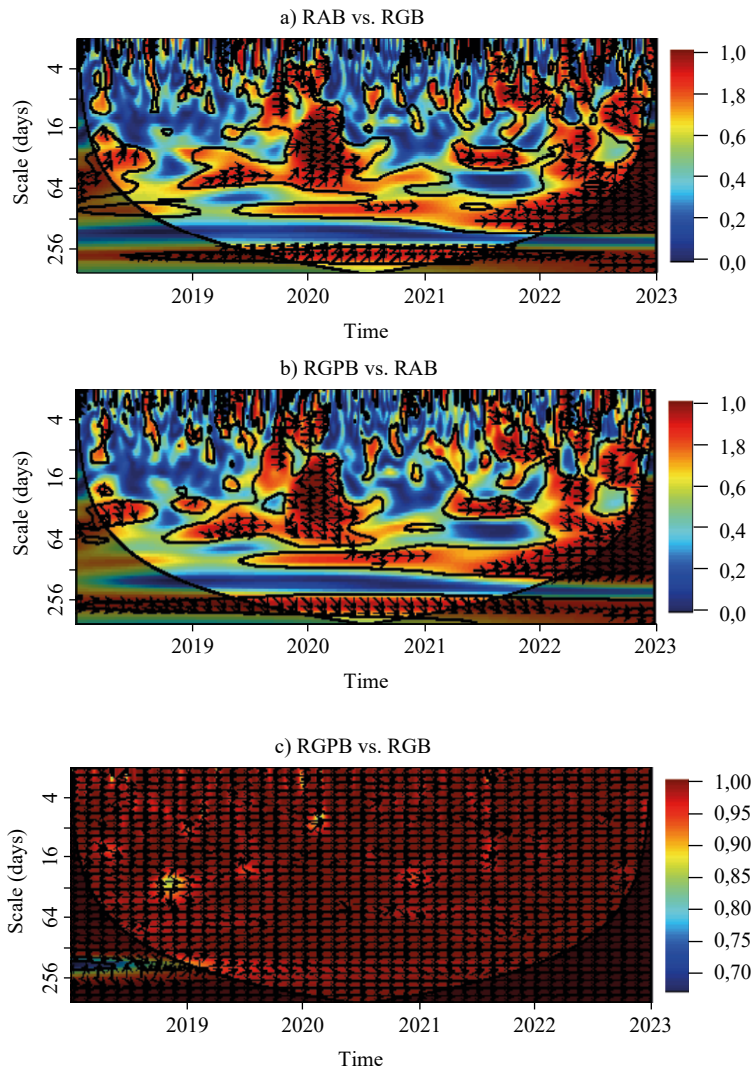
En la figura 9c, se observa una correlación casi perfecta entre bonos verdes certificados y autoetiquetados, con pocas excepciones en 2018, lo que sugiere que los bonos certificados tienen un impacto fundamental en los autoetiquetados.

Por otro lado, la figura 9a revela una relación significativa entre bonos convencionales y los verdes certificados, con una causalidad positiva y directamente proporcional, especialmente durante la crisis económica mundial en 2022.

Estas figuras ofrecen información crucial sobre cómo los diferentes tipos de bonos se relacionan entre sí en diferentes frecuencias y cómo afectan las inversiones. Son herramientas importantes para comprender el comportamiento del mercado financiero y tomar decisiones informadas. La tabla 5 resume la relación existente por causalidad significativa entre los índices mencionados.

Para esta investigación, se han determinado grupos de frecuencia de días, así: 1-4, 4-16, 16-64, 64-256 y 256-512 días. Puede considerarse que, cuantos menos días de frecuencia tenga, más alta será la frecuencia; por el contrario, cuanto más días de frecuencia exista, la frecuencia será más baja. Para la comprensión de la tabla anterior, se determinan tres grupos de frecuencias: el primer grupo (corto plazo) está compuesto por las frecuencias que comprenden hasta 16 días, el segundo grupo (medio plazo) hasta 256 días de frecuencia y el último grupo (largo plazo hasta 512 días de frecuencia).

Figura 9.
Resultados de coherencia *wavelet* de grupo de índices analizados



Fuente: elaboración propia.

Tabla 5.
Causalidad hallada mediante coherencia *wavelet* entre pares de índices

Casualidad/periodo	2018	2019	2020	2021	2022	2023,01
RAB causa significativa RGB						
RGB causa significativa RAB	MP +	MP, LP +	MP, LP +	MP, LP +	CP, LP +	
RGPB causa significativa RAB						
RAB causa significativa RGPB	MP, LP +	MP, LP +	CP, MP, LP +	MP, LP +	CP, MP +	
RGPB causa significativa RGB						
RGPB causa significativa RGPB	CP, MP, LP +	CP, MP, LP +	CP, MP, LP +	CP, MP, LP +	CP, MP, LP +	CP, MP, LP +

Nota: CP = corto plazo, MP = medio plazo, LP = largo plazo, + (signo más) = relación positiva, - (signo menos) = relación negativa.
Fuente: elaboración propia.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Según Pham (2016), los bonos verdes del S&P han mostrado patrones de volatilidad similares a los bonos convencionales S&P500 desde 2010 a 2015. Estos movimientos afectan de manera paralela los bonos del tesoro estadounidense. A pesar de que los datos provienen de diferentes periodos, varios estudios coinciden en estos resultados, señalando futuros prometedores para el mercado de bonos verdes.

Los resultados indican un comportamiento similar entre los bonos verdes y bonos convencionales, con volatilidad constante. Sin embargo, la pandemia de 2020 provocó cambios significativos en ambos tipos de activos, con impactos casi idénticos. Estos patrones de volatilidad se extienden a diferentes plazos, abarcando tanto el corto como el mediano plazo. En 2022, durante una recesión económica, se observó una correlación positiva perfecta entre los bonos verdes y los convencionales, respaldada por un alto grado de significancia estadística del 5 %.

Las figuras de coherencia *wavelet* en los retornos de bonos del tesoro estadounidense (RAB) y bonos verdes certificados (RGB) muestran una causalidad significativa del índice de bonos verdes sobre los bonos convencionales en la escala de media de frecuencia (16-256 días) desde 2018 hasta finales de 2022. Se evidencian registros en frecuencias más largas desde 2019, con una relación bidireccional de causalidad significativa en 2022, atribuible a la crisis económica mundial.

Los resultados indican que los bonos verdes, tanto certificados como autoetiquetados, exhiben comportamientos similares a los bonos convencionales y son afectados de manera similar por los eventos que impactan los rendimientos de los bonos del tesoro público de Estados Unidos. La pandemia de 2020 generó cambios significativos en los rendimientos de los bonos, evidenciando una correlación positiva. Los espectros de potencia *wavelet* revelan volatilidades en los rendimientos de los bonos. La coherencia *wavelet* señala una causalidad bidireccional durante la crisis económica mundial en 2022. En conclusión, los hallazgos resaltan que los bonos verdes, ya certificados, ya autoetiquetados, son una opción atractiva y prometedora en el mercado de bonos debido a su capacidad para integrar los mercados financieros con la sostenibilidad.

Las figuras de coherencia *wavelet* en los retornos de bonos revelan una causalidad significativa de los bonos convencionales sobre los bonos verdes autoetiquetados a largo plazo, con periodos de alta volatilidad a corto plazo, especialmente durante la pandemia y la crisis económica de 2020 y 2022. La coherencia *wavelet* entre los índices RGPB y RGB muestra una causalidad bidireccional prolongada, sugiriendo una correlación positiva entre ambos activos, con solo breves anomalías detectadas en 2018 en frecuencias de largo plazo. Esto sugiere una conexión lógica dada la naturaleza y el destino de los recursos invertidos en los bonos verdes.

Los resultados de la coherencia *wavelet* revelan que los bonos verdes certificados y autoetiquetados ejercen una causalidad significativa sobre los bonos convencionales del tesoro público de Estados Unidos a mediano y largo plazo, especialmente

durante la crisis económica mundial de 2022. Esta causalidad se observó en diversas frecuencias temporales, desde 16 días hasta más de 512 días. Es importante destacar que estas causalidades son positivas, lo que significa que los efectos en las volatilidades de los bonos son similares, reflejando la misma dirección en respuesta a los eventos económicos (Barao *et al.*, 2022). Además, la correlación entre bonos verdes certificados y autoetiquetados muestra una causalidad positiva en todas las frecuencias de tiempo.

Esta investigación contribuye significativamente a la literatura financiera con base en Pham (2016) y en otros autores al examinar en detalle el comportamiento de los bonos verdes en comparación con los bonos convencionales, utilizando modelos analíticos avanzados, como DCC-GARCH y el análisis de coherencia y el espectro de potencia *wavelet*. Estos análisis revelan patrones de comportamiento similares entre los bonos estudiados, lo que sugiere un futuro prometedor para los bonos verdes. La combinación de estos modelos permite no solo analizar la volatilidad y el riesgo de los bonos verdes a lo largo del tiempo, sino también entender su relación con otros instrumentos financieros, como los bonos convencionales. Además, el uso de la coherencia y el espectro de potencia *wavelet* ayuda a examinar la causalidad entre los bonos verdes y los bonos convencionales en diferentes intervalos de tiempo, brindando información valiosa para los inversionistas interesados en diversificar su cartera de inversión con activos que muestren comportamientos similares.

Este estudio destaca la influencia de eventos como la pandemia y la crisis económica en los rendimientos de los bonos verdes y convencionales (Cárdenas y Hernández, 2022). Su contribución a la literatura financiera es valiosa al analizar el comportamiento de los bonos verdes en el mercado y su relación con los bonos convencionales, siendo útil para inversores interesados en activos sostenibles. Además, este análisis puede informar nuevas estrategias de inversión sostenible y mejorar la comprensión de los mercados verdes. Las implicaciones se extienden a inversores, gestores de activos, Gobiernos y organizaciones internacionales comprometidas con la sostenibilidad financiera y la mitigación del cambio climático.

En la investigación de Hachenberg y Schiereck (2018b), se examina si los bonos verdes tienen diferencias de precio en comparación con los bonos convencionales en los mercados primario y secundario en Europa. Se observa una ligera diferencia de precios en el mercado primario, mientras en el secundario la brecha entre los bonos verdes y convencionales es significativa. Esto sugiere que los inversores pagan un precio *premium* por los bonos verdes debido a su sostenibilidad y responsabilidad social.

Nguyen *et al.* (2021) también emplean la metodología de coherencia *wavelet* para analizar la relación entre bonos verdes y otros activos financieros durante 11 años. Encuentran que, a medida que los mercados buscan la descarbonización, los bonos verdes ganan terreno en las carteras de inversión debido a su naturaleza sostenible. Su enfoque está en el mercado chino, en el que los bonos verdes,

ya autoetiquetados, ya certificados, se asocian positivamente con el desempeño ambiental y social de las empresas emisoras.

Febi *et al.* (2018) examinan la relación entre la emisión de bonos verdes y el rendimiento de las empresas desde el punto de vista del valor del mercado, la eficiencia en costos y la rentabilidad. Concluyen que las emisiones de bonos verdes no tienen efectos negativos en el desempeño de las empresas ni en los rendimientos de las inversiones. Esto respalda la inversión en sostenibilidad y responsabilidad social, según lo evidenciado en su estudio.

El estudio cienciométrico de Marín-Rodríguez *et al.* (2022) analizó la dinámica entre los precios del petróleo y los activos financieros utilizando metodologías como *wavelet* y DCC-GARCH. Se encontró que existe una interdependencia entre los precios del petróleo y los mercados financieros, tanto a corto como a largo plazo, lo cual guarda similitudes con esta investigación que examina la relación entre activos convencionales y bonos de sostenibilidad.

En la investigación de Marín-Rodríguez *et al.* (2022), se destacó una interdependencia más pronunciada en las economías desarrolladas y los derrames financieros más notables en América Latina y Asia emergente. El estudio actual, centrado en índices del mercado norteamericano, ofrece la posibilidad de contrastar estas relaciones con la inclusión de variables macroeconómicas adicionales, abriendo la puerta a futuras investigaciones.

Los resultados empíricos de Gao *et al.* (2023) analizan el comovimiento y el riesgo indirecto entre los mercados financieros y los bonos verdes en China. Aunque no se encontraron rendimientos significativos en bonos verdes en comparación con otros bonos convencionales, se destacó una correlación positiva y su intensificación durante periodos de alta volatilidad.

La investigación de Marín-Rodríguez *et al.* (2022) exploró la relación entre dos activos convencionales (precio del petróleo Brent y emisiones de CO₂) y el índice de bonos verdes. Se encontró que los precios del petróleo impactan las emisiones de CO₂, lo que sugiere una interdependencia entre estos activos, coincidiendo con esta investigación que muestra una correlación positiva y causalidad bidireccional entre bonos verdes y convencionales, especialmente durante periodos de alta volatilidad.

En resumen, estos estudios respaldan la idea de que los bonos verdes son una inversión valiosa debido a su creciente demanda y su capacidad para generar rendimientos positivos en las carteras de inversión. Además, demuestran la importancia de la sostenibilidad y la responsabilidad social en los mercados financieros y sugieren que los bonos verdes son una herramienta efectiva para promover el cumplimiento de los ODS.

CONCLUSIONES

El análisis de la relación entre bonos verdes y bonos convencionales es crucial para los inversores que buscan comprender el desempeño y la causalidad entre estos activos. Aunque pocos estudios han abordado esta dinámica, es esencial para la toma de decisiones informadas en los mercados financieros. La correlación entre bonos verdes y convencionales ha sido históricamente baja, con registros del 13 % y del 5 % durante periodos como el tercer trimestre de 2018 y el inicio de la pandemia en 2021. Sin embargo, se observa tendencia hacia una correlación más fuerte, llegando hasta un 70 % después de las crisis financieras.

Los bonos verdes certificados y autoetiquetados muestran comportamientos similares a bonos convencionales, lo que los convierte en una opción atractiva para los inversores interesados en la sostenibilidad. Los eventos macroeconómicos, como la pandemia y las crisis financieras, afectan la correlación y volatilidad de los bonos, como se refleja en los análisis de coherencia *wavelet* y los espectros de potencia (Otero Iglesias y Steinberg, 2022).

El estudio también señala desafíos potenciales en el análisis, como la falta de precisión en las medidas estadísticas y la dependencia temporal (Marín-Rodríguez *et al.*, 2022, 2023). Aunque el enfoque se centra en el mercado estadounidense, se destaca la necesidad de investigar la relación entre bonos verdes y convencionales en otros contextos globales, como China y Europa.

Las conclusiones del estudio tienen implicaciones importantes para diversos actores del mercado financiero. Los inversores pueden utilizar estos análisis para diversificar sus portafolios de riesgos, mientras los emisores pueden evaluar el desempeño de sus bonos verdes en comparación con otros instrumentos financieros. Los reguladores también pueden utilizar estos hallazgos para promover prácticas financieras sostenibles, evaluando el impacto de bonos verdes en el mercado.

En conclusión, el análisis de relación entre bonos verdes y convencionales es fundamental para comprender tendencias del mercado y promover la inversión sostenible. Los estudios futuros podrían explorar cómo los bonos verdes se comportan en diferentes contextos económicos y evaluar su impacto ambiental a largo plazo. Estos análisis tienen el potencial de informar y mejorar las prácticas financieras en beneficio de la sostenibilidad y el medio ambiente.

REFERENCIAS

1. Akomea-Frimpong, I., Adeabah, D., Ofori, D., & Tenakwah, E. J. (2022). A review of studies on green finance of banks, research gaps and future directions. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 12(4), 1241-1264. <https://doi.org/10.1080/20430795.2020.1870202>

2. Alm, K., & Sievänen, R. (2013). Institutional investors, climate change and human rights. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 3(3), 177-183. <https://doi.org/10.1080/20430795.2013.791139>
3. Amado, C., & Teräsvirta, T. (2014). Conditional correlation models of autoregressive conditional heteroscedasticity with nonstationary GARCH equations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 32(1), 69-87. <https://doi.org/10.1080/07350015.2013.847376>
4. Aria, M., & Cuccurullo, C. (2017). bibliometrix: An R-tool for comprehensive science mapping analysis. *Journal of Informetrics*, 11(4), 959-975. <https://doi.org/10.1016/j.joi.2017.08.007>
5. Banga, J. (2019). The green bond market: A potential source of climate finance for developing countries. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 9(1), 17-32. <https://doi.org/10.1080/20430795.2018.1498617>
6. Billio, M., Caporin, M., & Gobbo, M. (2006). Flexible dynamic conditional correlation multivariate garch models for asset allocation. *Applied Financial Economics Letters*, 2(02), 123-130. <https://doi.org/10.1080/17446540500428843>
7. Barao, V. A. R., Coata, R. C., Shibli J. A., Bertolini, M., & Souza, J.G.S. (2022). The impact of digital marketing success on customer loyalty. *Brazilian Dental Journal*, 33(1), 1-12.
8. Cárdenas, M., & Hernández, A. (2022). *Las repercusiones económicas de la guerra en Ucrania sobre América Latina y el Caribe*. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. <https://www.undp.org/es/latin-america/publicaciones/las-repercusiones-economicas-de-la-guerra-en-ucrania-sobre-america-latina-y-el-caribe>
9. Carvalho Ferreira, S., & Kimura, B. (2016). A systematic review of literature about finance and sustainability. *Journal of Sustainable Finance and Investment*, 6(2), 112-147. <https://doi.org/10.1080/20430795.2016.1177438>
10. Chapman, D. A., & Pearson, N. D. (2001). Recent advances in estimating term-structure models. *Financial Analysts Journal*, 57(4), 77-95. <https://doi.org/10.2469/faj.v57.n4.2467>
11. El Ghouli, S., Guedhami, O., Kwok, C. C., & Mishra, D. R. (2011). Does corporate social responsibility affect the cost of capital? *Journal of Banking & Finance*, 35(9), 2388-2406. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.02.007>
12. Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350. <https://doi.org/10.1198/073500102288618487>

13. Engle, R. F. (2004). Robert F Engle: Understanding volatility as a process. *Quantitative Finance*, 4(2), C19-C20. <https://doi.org/10.1080/14697680400000028>
14. Febi, W., Schäfer, D., Stephan, A., & Sun, C. (2018). The impact of liquidity risk on the yield spread of green bonds. *Finance Research Letters*, 27, 53-59. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.02.025>
15. Flammer, C. (2020). Green bonds: Effectiveness and implications for public policy. *Environmental and Energy Policy and the Economy*, 1(1), 95-128. <https://doi.org/10.1086/706794>
16. Gao, L., Guo, K., & Wei, X. (2023). Dynamic relationship between green bonds and major financial asset markets from the perspective of climate change. *Frontiers in Environmental Science*, 10, 1109796. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.1109796>
17. Hachenberg, B., & Schiereck, D. (2018). Are green bonds priced differently from conventional bonds? *Journal of Asset Management*, 19, 371-383. <https://doi.org/10.1057/s41260-018-0088-5>
18. Kolb, R. W. (2008). Encyclopedia of business ethics and society. *Journal of Business & Finance Librarianship*, 14(1), 98-99. <https://doi.org/10.1080/08963560802356445>
19. Maltais, A., & Nykvist, B. (2021). Understanding the role of green bonds in advancing sustainability. *Journal of Sustainable Finance and Investment*, 11(3), 233-252. <https://doi.org/10.1080/20430795.2020.1724864>
20. Marín-Rodríguez, N. J., González-Ruiz, J. D., & Botero Botero, S. (2022). Dynamic co-movements among oil prices and financial assets: A scientometric analysis. *Sustainability*, 14(19), 12796. <https://doi.org/10.3390/su141912796>
21. Marín-Rodríguez, N. J., González-Ruiz, J. D., & Botero, S. (2022). Dynamic relationships among green bonds, CO₂ emissions, and oil prices. *Frontiers in Environmental Science*, 10, 992726. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.992726>
22. Marín-Rodríguez, N. J., González-Ruiz, J. D., & Botero, S. (2023). A wavelet analysis of the dynamic connectedness among oil prices, green bonds, and CO₂ emissions. *Risks*, 11(1). <https://doi.org/10.3390/risks11010015>
23. Mascareñas, J. (2017). *La valoración de los activos de renta fija*. https://papers.ssrn.com/sol3/Delivery.cfm/SSRN_ID4744510_code2103342.pdf?abstractid=2314094&mirid=1
24. Naeem, M. A., Farid, S., Ferrer, R., & Shahzad, S. J. H. (2021). Comparative efficiency of green and conventional bonds pre-and during covid-19: An asymmetric multifractal detrended fluctuation analysis. *Energy Policy*, 153, 112285. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2021.112285>

25. Nguyen, T. T. H., Naeem, M. A., Balli, F., Balli, H. O., & Vo, X. V. (2021). Time-frequency comovement among green bonds, stocks, commodities, clean energy, and conventional bonds. *Finance Research Letters*, 40, 101739. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101739>
26. Nikolakis, W., Cohen, D. H., & Nelson, H. W. (2012). What matters for socially responsible investment (SRI) in the natural resources sectors? SRI mutual funds and forestry in North America. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 2(2), 136-151. <https://doi.org/10.1080/20430795.2012.690724>
27. Otero Iglesias, M., & Steinberg, F. (2022). *La guerra de Ucrania en el tablero económico*. Real Instituto Elcano. <https://www.realinstitutoelcano.org/comentarios/la-guerra-de-ucrania-en-el-tablero-economico/>
28. Pham, L. (2016). Is it risky to go green? A volatility analysis of the green bond market. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 6(4), 263-291. <https://doi.org/10.1080/20430795.2016.1237244>
29. Reboredo, J. C. (2018). Green bond and financial markets: Co-movement, diversification and price spillover effects. *Energy Economics*, 74, 38-50. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.05.030>
30. Reboredo, J. C., & Ugolini, A. (2020). Price connectedness between green bond and financial markets. *Economic Modelling*, 88, 25-38. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.09.004>
31. Reboredo, J. C., Rivera-Castro, M. A., & Ugolini, A. (2017). Wavelet-based test of co-movement and causality between oil and renewable energy stock prices. *Energy Economics*, 61, 241-252. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.10.015>
32. Sadorsky, P. (2012). Correlations and volatility spillovers between oil prices and the stock prices of clean energy and technology companies. *Energy Economics*, 34(1), 248-255. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.03.006>
33. Vandekerckhove, W., & Lewis, D. (2012). *The content of whistleblowing procedures: A critical review of recent official guidelines*. *Journal of Business Ethics*, 108, 253-264. <https://doi.org/10.1007/s10551-011-1089-1>
34. Van Eck, N. J., & Waltman, L. (2017). Citation-based clustering of publications using CitNetExplorer and VOSviewer. *Scientometrics*, 111, 1053-1070. <https://doi.org/10.1007/s11192-017-2300-7>
35. Zivot, E. (2006). Statistics and finance: An introduction. *Journal of the American Statistical Association*, 101(474), 849-850. <https://doi.org/10.1198/jasa.2006.s103>

LA DIMENSIÓN TERRITORIAL DE LA DESIGUALDAD EDUCATIVA: BRECHAS REGIONALES EN EL DESEMPEÑO AL FINALIZAR EL NIVEL SECUNDARIO ARGENTINO

Natalia Soledad Krüger
María Marta Formichella

Krüger, N. S., & Formichella, M. M. (2025). La dimensión territorial de la desigualdad educativa: brechas regionales en el desempeño al finalizar el nivel secundario argentino. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 893-927.

Este artículo analiza el rol del lugar de residencia en la determinación del rendimiento académico de los alumnos del último año del nivel secundario en Argentina. Se estiman modelos de regresión logística ordinal generalizados, empleando

N. S. Krüger

Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (IIESS), Universidad Nacional del Sur (UNS)-Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet), Departamento de Economía, Universidad Nacional del Sur (UNS), San Andrés 800, Bahía Blanca (Argentina). Correo electrónico: natalia.kruger@uns.edu.ar.

M. M. Formichella

Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales del Sur (IIESS), Universidad Nacional del Sur (UNS)-Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet), Departamento de Economía, Universidad Nacional del Sur (UNS), San Andrés 800, Bahía Blanca (Argentina). Correo electrónico: mformichella@iieess-conicet.gob.ar.

Sugerencia de citación: Krüger, N. S., & Formichella, M. M. (2025). La dimensión territorial de la desigualdad educativa: brechas regionales en el desempeño al finalizar el nivel secundario argentino. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 893-927. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n95.107782>

Este artículo fue recibido el 13 de marzo 2023, ajustado el 15 de febrero de 2024 y su publicación aprobada el 14 de junio 2024.

los datos del operativo nacional de evaluación de la calidad educativa Aprender 2019, tras lo cual se halló que la región a la que pertenece la provincia donde habitan los alumnos incide en la probabilidad de alcanzar mejores logros en pruebas de Lengua y Matemáticas. Se concluye así que las políticas orientadas a reducir la desigualdad educativa no pueden soslayar la dimensión territorial del problema.

Palabras clave: desigualdad educativa; rendimiento educativo; territorio; educación secundaria; Argentina.

JEL: I21, I24, I25, O15.

Krüger, N. S., & Formichella, M. M. (2025). The territorial dimension of educational inequality: regional performance gaps at the end of secondary education in Argentina. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 893-927.

This paper analyzes the role of the place of residence in determining the academic performance of students in their last year of high school in Argentina. Generalized Ordinal Logistic Regression models are estimated using data from the national programme for student assessment Aprender 2019, finding that the region where the students live affects their probability of achieving a better performance in Language and Mathematics tests. Thus, we conclude that policies aimed at reducing educational inequality cannot ignore the territorial dimension of the problem.

Keywords: Educational inequality; educational achievement; territory; secondary education; Argentina.

JEL: I21, I24, I25, O15.

INTRODUCCIÓN

El rol clave asignado a la educación en la Agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible refleja el consenso social y académico en torno a su potencial para favorecer los procesos de desarrollo, además de ser reconocida como un derecho humano fundamental (Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo [PNUD], 2016). El valor intrínseco e instrumental de la educación determina que la equidad educativa sea una condición necesaria para garantizar la equidad social.¹ Por ello, resulta imprescindible identificar y abordar las distintas instancias y fuentes de desigualdad en el ámbito educativo.

En Argentina, el acceso, la permanencia y la terminalidad en la etapa de escolarización obligatoria aún no son universales y la situación de quienes se encuentran incluidos no es homogénea. Por el contrario, existen amplias brechas vinculadas a la calidad, de forma que las credenciales teóricamente homólogas tienen por detrás niveles muy diversos de capacidades (Buchbinder *et al.*, 2019; Krüger, 2018).

Lejos de responder a una lógica meritocrática, existe consenso en la literatura respecto de que las desigualdades en los logros educativos se originan en gran medida en circunstancias que escapan al control de los individuos. Entre ellas, se ha destacado el género, el contexto socioeconómico familiar, el lugar de residencia o las características de los centros educativos (Formichella y Krüger, 2023). En particular, este trabajo toma como punto de partida el hecho de que, como sostienen Di Virgilio y Serrati (2019), la desigualdad puede conceptualizarse como un fenómeno socioterritorial: “un fenómeno socialmente producido que tiene manifestaciones y articulaciones espaciales claras y que, a su vez, se nutre de ellas. En este enfoque, entonces, la desigualdad social tiene su correlato territorial; pero, a la vez, estas desigualdades territoriales inciden sobre el modo en que se producen y reproducen las desigualdades sociales” (p. 15).

Dada la forma federal que asume el Gobierno de Argentina, el territorio cobra un rol relevante en el análisis de las desigualdades educativas al comparar la situación de las provincias. Esto responde, por un lado, a la gran heterogeneidad de las estructuras productivas y del nivel de desarrollo socioeconómico de las jurisdicciones (Buchbinder *et al.*, 2019; Ignacio-González y Santos, 2020); por otro, a las diferencias entre provincias en los niveles de financiamiento educativo, en la disponibilidad de recursos humanos y materiales o en la capacidad político-administrativa, en un sistema de educación básica descentralizado (Riquelme *et al.*, 2021). Las brechas en las condiciones de demanda educativa de la población se conjugan así con brechas en la oferta, lo cual se traduce en desigualdades educativas a lo largo del país (Llach y Cornejo, 2018; Riquelme *et al.*, 2017).

Dado que en la literatura nacional abocada a indagar los determinantes de los logros escolares resulta poco frecuente el abordaje del problema desde su dimensión territorial, este estudio tiene como objetivo analizar cómo incide el lugar de

¹ Un análisis profundo de esta cuestión puede hallarse en Formichella (2010) y Krüger (2013).

residencia de los alumnos (más específicamente, la región donde habitan) en la probabilidad de alcanzar mejores logros en pruebas de aprendizaje al finalizar el nivel secundario.

El nivel educativo secundario es considerado clave para que las personas puedan desarrollarse plenamente en las esferas civil y laboral en la sociedad, ya que representa el último eslabón de la escolarización básica (Formichella, 2020). Tal como señala la Ley de Educación Nacional N° 26206 en su artículo 30: “La Educación Secundaria en todas sus modalidades y orientaciones tiene la finalidad de habilitar a los/las adolescentes y jóvenes para el ejercicio pleno de la ciudadanía, para el trabajo y para la continuación de estudios”. Debido a este motivo y a que representa el nivel que hace que disminuya la probabilidad de que una persona caiga en la pobreza (Calero *et al.*, 2006), es el nivel escogido para estudiar en esta investigación.

Para el logro del mencionado objetivo, se emplea una fuente de información rica y con representatividad federal: el operativo nacional de evaluación de la calidad educativa Aprender 2019.² A partir de esta, se estiman modelos de regresión logística ordinal generalizados para conocer las chances de que un alumno alcance diferentes niveles en sus resultados académicos.

CONTEXTUALIZACIÓN: LAS BRECHAS ECONÓMICAS Y SOCIOEDUCATIVAS ENTRE LAS PROVINCIAS

Históricamente, en Argentina se han evidenciado marcadas diferencias socioeconómicas regionales (Longhi y Osantisky, 2017). Las zonas donde se divide el país difieren ampliamente en función de sus características geográficas y sus procesos de desarrollo productivo y político. Por ello, desde 1980, el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC, 2018) divide el país en regiones para brindar la información estadística, que es la clasificación utilizada para organizar el análisis. En la figura 1 pueden observarse.

Si bien una caracterización profunda de las regiones excede los alcances de este trabajo, los desequilibrios económicos, demográficos y educativos regionales pueden visualizarse al comparar un conjunto acotado de indicadores, los cuales se presentan en la tabla 1.

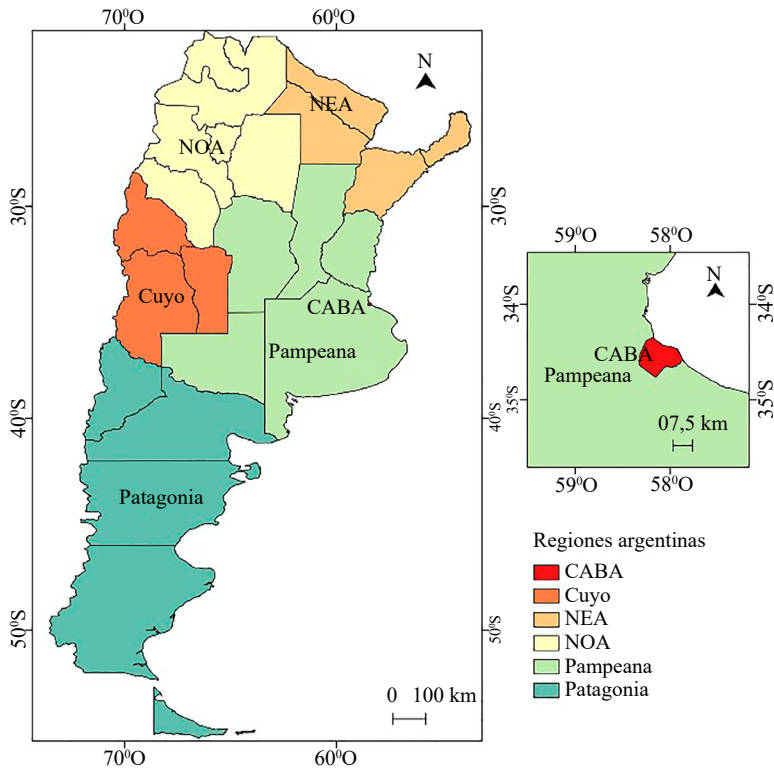
Como se concluye de la tabla 1, la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA) se destaca como una jurisdicción de gran tamaño poblacional, lo cual, asociado a una superficie mucho menor del resto de las regiones, redundó en la posesión de la máxima densidad de población. Asimismo, sus indicadores según el desarrollo y la incidencia de la pobreza son los mejores (con la excepción de una distribución

² Si bien hubo rondas posteriores del operativo Aprender, la siguiente evaluación del nivel secundario se realizó en octubre de 2022 y, a la fecha de elaboración de este artículo, aún no se encontraban publicados los resultados correspondientes.

del ingreso relativamente más desigual). Cuenta con un sistema educativo de gran dimensión, como lo indica la cantidad de alumnos matriculados en el nivel secundario, y con una alta participación del sector privado. Ocupa, además, el segundo puesto en relación con el gasto por alumno del sector estatal. Este contexto socioeconómico más favorable se refleja luego en los mejores resultados en las pruebas Aprender en comparación con el resto de las regiones (tabla 1 del anexo).

En el extremo opuesto, se ubican las regiones del Noreste y Noroeste Argentinos (NEA y NOA, respectivamente): la región NEA está conformada por las provincias de Chaco, Formosa, Corrientes y Misiones, mientras a NOA la integran las provincias de Jujuy, Salta, Catamarca, La Rioja, Tucumán y Santiago del Estero (figura 1).

Figura 1.
Distribución de las provincias en las regiones estadísticas de Argentina



Nota: si bien desde 2016 la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA) se agrupa junto con los 31 partidos del Gran Buenos Aires (Conurbano Bonaerense) en la Región Gran Buenos Aires, algunas publicaciones incluyen al Conurbano en la región pampeana (Indec, 2018). Se ha optado por esta alternativa, debido a que los datos de Aprender no permiten separar al Conurbano del resto de la provincia de Buenos Aires.

Fuente: elaboración propia con base en INDEC (2018).

Tabla 1.
Selección de indicadores socioeconómicos y educativos por regiones

	CABA	Cuyo	NEA	NOA	Pampeana	Patagonia
Población proyectada 2018 ¹	3 068 043	3 209 386	4 109 867	5 546 434	26 074 668	2 486 104
Tasa de urbanización ²	100	83,97	80,3	78,6	87,26	91,51
Densidad poblacional ³	15 340,22	9,36	18,49	18,64	24,82	4,79
Índice de desarrollo humano ⁴	0,885	0,844	0,823	0,833	0,846	0,862
Tasa de pobreza por NBI ⁵	7,01	11,69	21,8	18,5	9,34	11,81
Coficiente de Gini ⁶	0,402	0,388	0,399	0,399	0,415	0,379
Matrícula total nivel sec. ⁷	196 308	254 394	372 287	501 417	2 295 948	211 700
Gasto por alumno sector estatal ⁸	92 251	53 779	49 944	52 456	65 418	103 083
Proporción de matrícula de nivel sec. en el sector privado ⁹	50,4	19,39	16,98	19,6	30,07	17,63
Tasa de asistencia 15-17 años ¹⁰	90,54	80,17	75,75	79,67	80,12	87,33
Tasa de egreso en n. sec. ¹¹	90,5	52,87	46,53	51,38	50,64	52,02
Tasa de sobreedad en n. sec. ¹²	27,6	34,07	38,38	33,22	31,62	37,53

Nota: valores promedio por región, excepto totales poblacionales y de matrícula.

Fuentes: ¹/Sistema de Información para el Desarrollo Provincial con base en Ministerio de Hacienda, Indec; ⁴/ Sistema de Información para el Desarrollo Provincial con base en PNUD en Argentina; ^{2,3,5,10}/ Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010; ⁶/ Sistema de Información para el Desarrollo Provincial con base en Ministerio de Hacienda, Dirección Nacional de Asuntos Provinciales, 2018; ^{7,9}/Anuario Estadístico Educativo 2018 con base en RAE 2018, Dirección de Información y Estadística Educativa (DIEE), Ministerio de Educación, Cultura, Ciencia y Tecnología (MECCyT); ⁸/ Coordinación General de Estudio de Costos del Sistema Educativo (CGECSE)/Secretaría de Innovación y Calidad Educativa (SlyCE)/Ministerio de Educación de la Nación; ¹¹ y ¹²/ Anuario Estadístico 2018 con base en RAE 2017, DIEE, MECCyT y estimaciones y proyecciones de población 2010-2040, Indec.

Ambas se encuentran relativamente menos desarrolladas, según lo indican su tamaño poblacional, su índice de desarrollo humano (IDH) y las privaciones materiales que sufren sus habitantes. Esto, sumado a un menor gasto por alumno estatal y una participación relativamente baja del sector privado, implica que la educación se financia principalmente a través de estos escasos fondos públicos. Estas regiones se encuentran, asimismo, rezagadas en relación con los indicadores de acceso, permanencia y terminalidad, especialmente el NEA.

Más específicamente, el NEA se encuentra en el último lugar en proporción de exportaciones, producto y empleos registrados en relación con el total país (Ignacio-González y Santos, 2020). También ocupa el puesto más desfavorecido de acuerdo con el índice de calidad de vida (ICV) que sintetiza información sobre las dimensiones socioeconómica (educación, salud y vivienda) y ambiental (problemas ambientales y recursos recreativos) (Velázquez y Celemín, 2020).

El NOA tampoco ocupa un lugar favorecido en relación con los indicadores mencionados (Ignacio-González y Santos, 2020; Velázquez y Celemín, 2020). Esto mismo se verifica al visualizar los resultados de las pruebas Aprender, ya que el NEA posee la mayor proporción de estudiantes con logros por debajo del nivel básico tanto en Matemáticas como en Lengua, y el NOA ocupa el segundo lugar en ese sentido (tabla 1 del anexo).

Finalmente, las regiones pampeana (provincias de Buenos Aires, La Pampa, Córdoba, Santa Fe y Entre Ríos), Patagonia (provincias de Río Negro, Neuquén, Chubut, Santa Cruz y Tierra del Fuego) y Cuyo (provincias de Mendoza, San Juan y San Luis) se ubican en una posición intermedia, con situaciones disímiles entre sí en relación con los distintos aspectos considerados en la tabla 1 del anexo y la aparente ausencia de una relación lineal entre los indicadores de contexto, oferta educativa y resultados. Esta situación intermedia se corrobora también al observar la tabla 1 del anexo, el cual muestra que los porcentajes de estudiantes que no alcanzan a llegar al nivel básico en Lengua y Matemáticas no difieren ampliamente entre estas tres regiones y sus valores se encuentran entre los resultados de CABA (los mejores) y de las regiones del norte (los más desfavorecidos).

Sin embargo, cabe mencionar que Velázquez y Celemín (2020) logran ordenarlas por medio del ICV mencionado. El primer lugar lo posee la región patagónica, el segundo la región pampeana y muy cerca de esta se encuentra Cuyo. Ignacio-González y Santos (2020) también describen a Cuyo en una posición menos favorecida que Patagonia y La Pampa, con indicadores de producto, exportaciones y empleo registrados más cercanos a los de la región NEA.

En igual sentido, Longhi y Osatinsky (2017) resaltan la existencia de diferencias relevantes en los indicadores de pobreza (monetaria y por NBI), de salud (mortalidad infantil, cobertura médica y acceso a servicios públicos) y de educación, entre todas las regiones en Argentina.

ANTECEDENTES: DETERMINANTES DE LOS RESULTADOS EDUCATIVOS

Numerosas investigaciones empíricas han analizado los factores explicativos del rendimiento educativo, haciendo uso de distintas metodologías y fuentes de información. Gran parte de estos estudios emplea técnicas econométricas y aborda el problema desde el enfoque teórico de la función de producción educativa (Hanushek, 1979). Esta intenta identificar la relación entre alguna variable representativa de los logros educativos individuales y un vector de atributos personales, familiares, escolares y contextuales. Se sintetizan a continuación los resultados de una selección de antecedentes internacionales y nacionales que han servido de guía para la construcción de los modelos estimados.

Un primer grupo de determinantes del éxito educativo está conformado por diversas características personales de los alumnos, entre las cuales la literatura ha destacado el género (Calero *et al.*, 2012; Cervini y Dari, 2009; Ibáñez Martín y Formichella, 2017), la trayectoria educativa previa (Dari *et al.*, 2019; Formichella y Krüger, 2017; Gamboa y Krüger, 2016; Im *et al.*, 2013; Moser *et al.*, 2012) y distintos factores no cognitivos vinculados al interés o el compromiso por la educación (Brunello y Schlotter, 2011; Krüger y Formichella, 2019). Respecto del género, en general, los análisis encuentran que las mujeres alcanzan, en promedio, mejores resultados que los varones en Lengua, mientras lo contrario sucede en Matemáticas. En relación con la historia académica, la asistencia temprana posee un efecto positivo, mientras lo contrario ocurre con la repitencia o sobreedad. Finalmente, actitudes o expectativas favorables referidas a la escuela refuerzan resultados positivos.

Asimismo, las características del hogar de los estudiantes tienen una influencia importante sobre el desempeño escolar. Especial relevancia posee el nivel socioeconómico familiar, destacándose el clima educativo del hogar y el estatus ocupacional de los adultos, así como la disponibilidad de recursos educativos, posesiones culturales y libros (Llach y Cornejo, 2018; Formichella y Krüger, 2017; Giménez *et al.*, 2018; Krüger y Formichella, 2019; Quiroz *et al.*, 2020; Rodríguez Rodríguez y Guzmán Rosquete, 2019).

Un tercer grupo de determinantes está compuesto por las características de las escuelas, que cobran especial relevancia en sistemas educativos segmentados, donde las instituciones difieren entre sí según sus recursos, prácticas y perfil estudiantil promedio (Di Virgilio y Serrati, 2019; Krüger, 2018). Si bien en la literatura existe una controversia respecto del peso que tienen los factores escolares sobre los resultados educativos (Krüger, 2013), hay evidencia nacional e internacional que sugiere que distintos atributos escolares tienen un efecto sobre el rendimiento.

La composición social del alumnado es uno de los aspectos sobre los cuales existe mayor consenso: el nivel socioeconómico promedio de los pares ejerce una influencia significativa en los logros educativos. Esto se explicaría tanto por un

efecto directo de pares como por la asociación del origen social de los alumnos con otros atributos escolares (Danhier, 2018; Krüger, 2018; Quiroz *et al.*, 2020).

Asimismo, la calidad y cantidad de los recursos materiales y humanos disponibles en las escuelas, junto con el estilo de gestión, el clima escolar y las prácticas implementadas, actuarían como “insumos facilitadores” para los procesos de enseñanza-aprendizaje (United Nations Educational, Scientific and Cultural organization [Unesco], 2004). Aunque la evidencia no es concluyente, existen indicios de su influencia sobre los logros escolares en el país y la región latinoamericana (Llach y Cornejo, 2018; Quiroz *et al.*, 2020).

Respecto del tipo de gestión, diversos trabajos indican que las brechas de resultados a favor de las escuelas de gestión privada responderían principalmente a su composición escolar más privilegiada (Albornoz *et al.*, 2016; Calero y Escardibul Ferrà, 2007; Formichella y Krüger, 2013). Sin embargo, los resultados recientes sugieren que podría existir un efecto positivo residual (Llach y Cornejo, 2018; Krüger, 2018).

Un aspecto menos estudiado es el lugar de residencia de los alumnos, vinculado a las características socioeconómicas estructurales de cada región y su sistema educativo. Panizzon (2015) explica cómo la ubicación geográfica es un elemento clave al estudiar la desigualdad de las oportunidades educativas y concluye que este factor se encuentra presente a nivel internacional.

En esta línea, Donato y Ferrer-Esteban (2012) hallan factores de desarrollo territorial y gestión educativa que explican discrepancias entre estudiantes de diferentes regiones de Italia, y que lo mismo sucede entre estudiantes que habitan diferentes comunidades autónomas en España. Más recientemente, Romero-Sánchez *et al.* (2020) también verifican las discrepancias territoriales en España, las cuales se relacionan principalmente con desigualdades económico-sociales. Por su parte, Panizzon (2015) muestra resultados similares para un país con características físicas y culturales distintas de los mencionados: Australia.

También existe evidencia de esta cuestión en países de América Latina. Sánchez Alcalde (2020) muestra las discrepancias regionales en los resultados educativos en Perú y hace hincapié en las brechas vinculadas a la infraestructura escolar. Jacir de Lovo (2022) vislumbra desigualdades en Guatemala relacionadas con las diferencias territoriales, en especial entre los ámbitos rural y urbano. Y a una conclusión similar llega Castillo-Peña (2021) al analizar las trayectorias educativas en Chile.

En Argentina, un trabajo pionero en esta línea es el de Cervini (2002), que utiliza datos del Censo Nacional de Finalización del Nivel Secundario (CNFNS) 1998 y encuentra importantes diferencias entre provincias en los puntajes en Matemáticas y Lengua. En el informe del Centro de Implementación de Políticas Públicas para la Equidad y el Crecimiento (CIPPEC, 2004), se analizan los resultados del Operativo Nacional de Evaluación de la Calidad Educativa (ONE) y se concluye que los puntajes promedio de los alumnos de las provincias consideradas más desarrolladas

son superiores a los de las más rezagadas. Posteriormente, Cervini (2009) estudia y compara los determinantes del rendimiento educativo en el nivel primario y secundario de Argentina a partir del CNFNS 1998 y del ONE 2000, hallando una mayor diferenciación entre provincias en los resultados de nivel secundario y de Matemáticas. Además, Cervini y Dari (2009) presentan evidencia acorde con los trabajos previos: las brechas interprovinciales en el rendimiento escolar son significativas.

Por su parte, Krüger (2013) explica cómo la descentralización educativa en Argentina es un elemento relevante en el momento de comprender las brechas en resultados escolares entre provincias, dado que estas difieren, entre otras cuestiones, en la inversión en gasto educativo y en la calidad institucional. Asimismo, Llach y Cornejo (2018) estiman una función de producción educativa utilizando datos del operativo Aprender 2016 y señalan el impacto de distintos factores relativos al contexto sociogeográfico: ruralidad, condiciones de vida y tamaño del municipio. Finalmente, Herger y Sasser (2022) destacan que las diferencias en las estructuras productivas y de empleo y las brechas en el desarrollo socioeconómico entre provincias han marcado a lo largo de la historia desigualdades en la provisión de bienes y servicios públicos, derivando también en disparidades educativas.

Así, este trabajo pretende dialogar con los antecedentes reseñados, aportando nueva evidencia en relación con los factores explicativos del rendimiento escolar en el nivel secundario argentino, con énfasis en la influencia de la localización geográfica.

MÉTODOS

Datos

Se analizan los resultados del operativo Aprender 2019, implementado por la Secretaría de Evaluación Educativa perteneciente al Ministerio de Educación de la Nación, para el último año del secundario y para las pruebas de Lengua y Matemáticas. El objetivo principal de este operativo es evaluar el desempeño escolar alcanzado por los alumnos de educación básica en relación con una referencia dada por las metas de aprendizaje que el sistema educativo persigue. Es una prueba de tipo estandarizada, tal que se aplican los mismos instrumentos a los estudiantes participantes, en las mismas condiciones y con los mismos criterios de evaluación (Ministerio de Capital Humano, 2017). Asimismo, el relevamiento pretende detectar los factores vinculados al rendimiento educativo, para lo cual se aplican cuestionarios respondidos por los alumnos y directivos, que aportan datos sobre el contexto socioambiental de los estudiantes y de las escuelas a las que asisten.

La base de datos de la ronda 2019, de libre acceso, contiene información de un total de 343 609 alumnos y 11 065 escuelas (de modalidad no especial). Sobre estos valores, según el informe de resultados de 2019 (Ministerio de Educación de la Nación, 2020a), la tasa de alumnos respondientes (aquellos que respondieron el 50 % o más de alguna evaluación) fue del 71 % y la tasa de escuelas participantes (aquellas con al menos un alumno respondiente) fue del 95,4 %. Cabe

mencionar que dichas tasas presentan cierta variación entre las distintas jurisdicciones (Ministerio de Educación de la Nación, 2020b, p. 34).

Variables

Variables dependientes: el logro académico en Lengua y Matemáticas

Las variables representativas del logro académico consideradas son los niveles de desempeño en las pruebas de Lengua y Matemáticas, las cuales se administraron en la ronda 2019 con carácter censal. Según se detalla en el documento del Ministerio de Educación de la Nación (2020b), las pruebas se vinculan a los núcleos de aprendizaje prioritarios acordados a nivel nacional por las 24 jurisdicciones en el Consejo Federal de Educación. Los ítems son analizados con base en la teoría de la respuesta al ítem (TRI), y luego el puntaje obtenido por los estudiantes en cada área es clasificado en cuatro categorías que describen su grado de adquisición de capacidades y conocimientos: a) por debajo del nivel básico, b) básico, c) satisfactorio y d) avanzado. La definición de los umbrales de cada nivel se realizó a través del método Bookmark en combinación con un criterio estadístico. En 2017, se convocó a 200 docentes con tareas frente a aula, seleccionados aleatoriamente y con representación de las distintas jurisdicciones y sectores de gestión, para la realización de tres talleres durante los cuales se consensuaron los puntos de corte y la descripción de cada nivel de desempeño: el nivel “por debajo del básico” incluye los puntajes que se distancian más de un 25 % del umbral de inicio del nivel satisfactorio, quedando clasificados en el nivel básico los puntajes más cercanos al desempeño satisfactorio.

El análisis de los resultados se realiza considerando las cuatro categorías de desempeño, pero se profundiza en los dos niveles extremos: “por debajo del básico” y “avanzado”. La obtención de un puntaje en el primer nivel puede interpretarse como una forma de fracaso escolar, ya que, más allá de que haya existido acceso a la educación formal y permanencia hasta el último año del nivel secundario, el alumno se encuentra muy lejos de haber alcanzado un nivel de competencias considerado satisfactorio por parte del equipo de expertos. Luego, interesa conocer los factores explicativos del logro de un nivel de excelencia, al que pocos alumnos en el país acceden.

Variables explicativas: los determinantes del logro académico

Dado que el principal foco del trabajo es identificar la influencia de residir en ciertas zonas del país sobre los logros escolares, las demás variables explicativas se han incluido a modo de control estadístico. Para ello, se han considerado aquellos factores identificados por la literatura como determinantes del desempeño educativo. A su vez, se priorizaron las variables que presentaban un menor porcentaje de observaciones perdidas (en todos los casos menor del 6 %). Las variables escogidas son las que se presentan a continuación (tabla 2 del anexo).

Características personales y familiares de los estudiantes

- Mujer.
- Asistencia temprana al nivel inicial: El alumno asistió al preescolar y lo hizo desde antes de los 5 años (vs. no asistió o lo hizo a partir de dicha edad).
- Sobreedad: El alumno tiene una edad mayor de la teórica correspondiente al año que cursa, indicando una trayectoria escolar que incluye repitencia, ingreso tardío o abandono temporario.
- Ausentismo alto: El alumno declara haber faltado a la escuela más de 16 veces a lo largo del año (vs. no faltó o lo hizo un número menor de veces).
- Nivel socioeconómico familiar: Indicador sintético elaborado por los equipos técnicos del Ministerio de Educación que identifica tres estratos a partir de la combinación de las siguientes variables: nivel educativo de la madre y del padre, hacinamiento, equipamiento informático y cobro de la prestación no contributiva Asignación Universal por Hijo en el hogar. El grupo “bajo” abarca aquellos hogares cuyo puntaje es inferior a una desviación estándar de la media; el grupo “medio” incluye a quienes tienen un puntaje entre menos una y una desviación estándar respecto de la media; el grupo “alto” comprende aquellos cuyo puntaje es superior a una desviación estándar de la media (Secretaría de Evaluación Educativa, 2017).

Características de las escuelas

- Buena convivencia escolar: El estudiante está de acuerdo o muy de acuerdo en que hay un ambiente de buena convivencia en su escuela (vs. nada de acuerdo o poco de acuerdo).
- Gestión privada.
- Modalidad: La escuela pertenece a la categoría de modalidad común, técnico profesional, artística o rural.
- Composición estudiantil: Porcentaje de estudiantes cuyo hogar es categorizado como de nivel socioeconómico familiar bajo.
- Director titular: Tiene un cargo titular (vs. es interino, suplente o por contrato).
- Instalaciones inadecuadas: El director manifiesta que la inadecuación de las instalaciones y equipamientos es un problema serio o moderado para el proceso de enseñanza-aprendizaje (vs. no es un problema o es uno menor).
- Ausentismo docente alto: El director manifiesta que el ausentismo y la impuntualidad de los docentes es un problema serio o moderado para el proceso de enseñanza-aprendizaje (vs. no es un problema o es uno menor).
- Internet para uso pedagógico: La escuela posee conexión a internet para uso pedagógico (vs. solo para uso administrativo o no posee conexión).

Lugar de residencia:

- Región: Región estadística (Indec, 2018) a la que pertenece la provincia donde reside el alumno.

Estrategia metodológica

Para cumplimentar el objetivo propuesto, se estima un modelo de regresión logística ordinal empleando el *software* Stata 14.0. Liu y Koirala (2012) explican que este tipo de modelos es adecuado cuando se busca conocer los determinantes de una variable dependiente ordinal, dado que permiten estimar la probabilidad acumulada de que dicha variable sea igual a cierto valor, o se encuentre por encima o por debajo de este.

Si bien un supuesto habitual es que el efecto de cada variable independiente es constante entre categorías de la variable a explicar (líneas paralelas), en la práctica esto no suele suceder en una o más variables. En este caso, se recomienda utilizar un modelo de regresión logística ordinal generalizado que permite relajar dicho supuesto en algunas o todas las variables (Williams, 2006). La pertinencia de estimar el modelo en su versión generalizada puede evaluarse a través del test de Brant.

Williams (2006) plantea el modelo en cuestión de la siguiente manera:

$$P(Y_i > j) = g(X\beta_j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_i\beta_j)}{1 + \left[\exp(\alpha_j + X_i\beta_j) \right]}, j=1, 2, \dots, M-1 \quad (1)$$

Donde M es el número de los posibles valores para la variable dependiente ordinal. Así, las probabilidades de que la variable a explicar tome cada uno de los valores 1 a M son:

$$P(Y_i=1) = 1 - g(X_i\beta_j) \quad (2)$$

$$P(Y_i=j) = g(X_i\beta_{j-1}) - g(X_i\beta_j), j=2 \dots M-1 \quad (3)$$

$$P(Y_i=M) = g(X_i\beta_{M-1}) \quad (4)$$

En el modelo, se utiliza una distribución logística como función de distribución acumulada:

$$\log \left[\frac{P(Y > j)}{P(Y \leq j)} \right] = X\beta_j, j=1 \dots M-1 \quad (5)$$

Tabla 2.
Valores de los coeficientes, significatividad estadística, *odds ratio* y test de Brant (Matemáticas)

N = 258 274		Valores de los coeficientes y significatividad estadística				Odds-ratio			Test de
		Y = Nivel de desempeño en matemáticas				Y = Nivel de desempeño en matemáticas			Brant
Variables explicativas		Y > 1 vs. Y = 1	Y > 2 vs. Y = 1 + 2	Y > 3 vs. Y = 1 + 2 + 3	Y > 1 vs. Y = 1	Y > 2 vs. Y = 1 + 2	Y > 3 vs. Y = 1 + 2 + 3	P-value	
Características personales y familiares	Mujer	-0,25***	-0,34***	-0,49***	0,776	0,712	0,61	0	
	Asistencia temprana inicial	0,07***	0,07***	0,07***	1,072	1,072	1,072	0,761	
	Sobriedad	-0,58***	-0,73***	-0,99***	0,559	0,482	0,369	0	
	NSE familiar medio ⁱ	0,22***	0,32***	0,30**	1,252	1,371	1,357	0	
	NSE familiar alto ⁱ	0,60***	0,82***	1,18***	1,821	2,278	3,278	0	
	Ausentismo alto	-0,15***	-0,25***	-0,58***	0,859	0,777	0,56	0	
	Buena convivencia escolar	0,34***	0,41***	0,62***	1,405	1,507	1,845	0	
Características escolares	Gestión privada	0,45***	0,45***	0,45***	1,576	1,567	1,567	0,847	
	Modalidad técnica ⁱⁱ	0,54***	0,58***	0,67***	1,719	1,793	1,952	0,025	
	Modalidad artística ⁱⁱ	-0,06	-0,06	-0,06	0,943	0,943	0,943	0,962	
	Modalidad rural ⁱⁱ	0,36***	0,69***	1,92***	1,426	2,006	6,802	0	
	Porcentaje NSE familiar bajo	-1,7***	-2,61***	-3,87***	0,178	0,073	0,021	0	
	Director titular	0,07***	0,08**	0,23***	1,068	1,085	1,251	0,008	
	Instalaciones inadecuadas	-0,11**	-0,11***	-0,11***	0,896	0,896	0,896	0,77	
Lugar de residencia ⁱⁱⁱ	Ausentismo docente alto	-0,14***	-0,18***	-0,29***	0,871	0,833	0,75	0	
	Internet para uso pedagógico	0,10***	0,16***	0,25***	1,11	1,175	1,285	0	
	Región pampeana	-0,29***	-0,36***	-0,49***	0,749	0,698	0,615	0,03	
	Región patagónica	-0,23***	-0,35***	-0,74***	0,792	0,706	0,476	0	
	Región Cuyo	-0,30***	-0,49***	-0,79***	0,738	0,614	0,456	0	
	Región NEA	-0,78***	-0,97***	-1,49***	0,459	0,379	0,228	0	
	Región NOA	-0,50***	-0,60***	-0,79***	0,608	0,548	0,45	0,006	

Nota 1: Y = 1: debajo del nivel básico; Y = 2: básico; Y = 3: satisfactorio; Y = 4: avanzado. Nota 2: ⁱ Categoría base: NSE bajo; ⁱⁱ Categoría base: modalidad común; ⁱⁱⁱ Categoría base: CABA. Nota 3: ***: significatividad al 1 %, **: significatividad al 5 %, *: significatividad al 10 %.

Fuente: elaboración propia con base en datos de Aprender 2019.

Tabla 3.
Valores de los coeficientes, significatividad estadística, *odds ratio* y test de Brant (Lengua)

N= 260.673		Valores de los coeficientes y significatividad estadística				Odds ratio			Test de Brant
		Y = Nivel de desempeño en Lengua				Y = Nivel de desempeño en Lengua			
Variables explicativas		Y > 1 vs. Y = 1	Y > 2 vs. Y = 1 + 2	Y > 3 vs. Y = 1 + 2 + 3		Y > 1 vs. Y = 1	Y > 2 vs. Y = 1 + 2	Y > 3 vs. Y = 1 + 2 + 3	p-value
Características personales y familiares	Mujer	0,27***	0,23***	0,17***		1,31	1,255	1,191	0
	Asistencia temprana inicial	0,05***	0,05***	0,05***		1,048	1,048	1,048	0,747
	Sobredad	-0,61***	-0,64***	-0,85***		0,542	0,527	0,427	0
	NSE familiar medio ⁱ	0,33***	0,39***	0,51***		1,384	1,474	1,679	0
	NSE familiar alto ⁱ	0,65***	0,76***	1,00***		1,921	2,145	2,761	0
	Ausentismo alto	0,06***	0,02*	-0,13***		1,066	1,025	0,88	0
	Buena convivencia escolar	0,30***	0,31***	0,38***		1,354	1,37	1,459	0
	Gestión privada	0,48***	0,41***	0,29***		1,617	1,513	1,34	0
	Modalidad técnica ⁱⁱ	0,25***	0,19***	0,09***		1,28	1,214	1,109	0
	Modalidad artística ⁱⁱ	0,02	0,02	0,02		1,024	1,011	1,024	0,926
Características escolares	Modalidad rural ⁱⁱ	0,11**	0,11**	0,11**		1,114	1,114	1,114	0,159
	Porcentaje NSE familiar bajo	-1,52***	-1,73***	-2,70***		0,22	0,178	0,067	0
	Director titular	0,09***	0,09***	0,09***		1,1	1,1	1,1	0,921
	Instalaciones inadecuadas	-0,07***	-0,07***	-0,07***		0,937	0,937	0,937	0,624
	Ausentismo docente alto	-0,11***	-0,11***	-0,11***		0,895	0,895	0,895	0,252
	Internet para uso pedagógico	0,06**	0,10***	0,12***		1,065	1,103	1,123	0,011
Lugar de residencia ⁱⁱⁱ	Región pampeana	-0,10**	-0,10**	-0,10**		0,899	0,902	0,899	0,059
	Región patagónica	0,1	0,09	-0,11**		1,104	1,096	0,895	0
	Región Cuyo	0,09	0	-0,15***		1,085	0,996	0,857	0
	Región NEA	-0,33***	-0,33***	-0,33***		0,72	0,72	0,718	0,335
	Región NOA	-0,09**	-0,14***	-0,21***		0,907	0,869	0,81	0

Nota 1: Y = 1: debajo del nivel básico; Y = 2: básico; Y = 3: satisfactorio; Y = 4: avanzado. Nota 2: ⁱ Categoría base: NSE bajo; ⁱⁱ Categoría base: modalidad común; ⁱⁱⁱ Categoría base: CABA. Nota 3: ***: significatividad al 1 %, **: significatividad al 5 %, *: significatividad al 10 %.

Fuente: elaboración propia con base en datos de Aprender 2019.

β es el coeficiente que acompaña a cada variable: si es positivo, quiere decir que un mayor valor de la variable independiente se relaciona con una mayor probabilidad de que la variable dependiente se halle en categorías más elevadas. La interpretación correcta se lleva a cabo a partir de las *oportunidades* relativas (*odds ratios*), las cuales se calculan así:

$$\text{odds ratio} = \exp(\beta_j) \quad (6)$$

La chance relativa es la relación entre cierto número de sucesos y cierto número de no sucesos. Entonces, cualquier probabilidad puede expresarse como *probabilidad X / (1 – probabilidad X)*, de modo que el cociente aumenta con la probabilidad de X (Cerdea *et al.*, 2013).

En este trabajo, las oportunidades relativas se refieren a cuál es la probabilidad de superar cierta categoría de resultado educativo respecto de la chance de estar en dicha categoría o por debajo de esta (p. ej., para $j = 3$ se contrastan las categorías 4 versus 1, 2 y 3).

Finalmente, el modelo proporciona la probabilidad predicha (P_i) de alcanzar diferentes niveles de desempeño a partir de los parámetros estimados. Así, se calcula la P_i para cada observación y luego puede obtenerse la probabilidad promedio estimada para el total de estudiantes o para cierto perfil o grupo de alumnos que forma parte de la población. Esto permite obtener tanto las probabilidades promedio estimadas para los alumnos de cada región como para dos perfiles de alumnos que enfrentan condiciones bien diferenciadas para alcanzar un alto rendimiento escolar. Para construir dichos perfiles, se seleccionan algunas variables a partir de sus efectos estimados por el modelo y su relevancia en la literatura. Así, se estima y se compara la probabilidad de alcanzar distintas categorías de resultados para aquellos alumnos que tienen valores favorables en este conjunto de variables frente a quienes tienen valores desfavorables en todas ellas.

RESULTADOS

Se exponen los principales hallazgos luego de estimar el modelo propuesto para cada área de aprendizaje. En las tablas 2 y 3, se presentan los valores de los coeficientes que acompañan a las variables explicativas, junto con su nivel de significancia estadística, los *odds ratio* y el *p value* correspondiente al test de Brant. Se rechaza la hipótesis de coeficientes constantes para la mayoría de las variables explicativas en ambas disciplinas, por lo que resulta adecuado estimar un modelo de regresión logística generalizado.

En principio, con respecto a la relevancia de las variables de control y con la excepción de la “modalidad artística”, estas presentan un efecto significativo al 95 % y con signos esperados de acuerdo con la literatura. Respecto de las características personales de los estudiantes, haber asistido al nivel inicial desde una

edad temprana, no tener sobreedad ni un ausentismo escolar elevado incrementan la probabilidad de alcanzar un mejor resultado tanto en Matemáticas como en Lengua, salvo en la segunda categoría de esta disciplina en el caso del ausentismo. El género difiere entre disciplinas: ser varón (mujer) mejora las posibilidades de obtener un resultado más elevado en Matemáticas (Lengua). El nivel socioeconómico familiar, por su parte, opera en sentido positivo. Sobre la magnitud del efecto de estas variables, únicamente se mantiene constante al pasar de una categoría de desempeño a otra en el caso de la asistencia temprana al nivel inicial.

En relación con las características de los centros educativos, aquellas que aumentan las probabilidades de alcanzar mejores resultados en ambas áreas son que exista un buen clima de convivencia escolar, que el director sea titular, que la institución sea de gestión privada, que sea de modalidad técnica o rural, que sea menor la proporción del alumnado con un nivel socioeconómico bajo, que haya instalaciones adecuadas, que el ausentismo docente sea bajo y que posea conexión a internet con fines pedagógicos. Sobre la magnitud del efecto al pasar de una categoría de resultado a la siguiente, solo se mantiene constante en los casos de las variables “privada” e “instalaciones inadecuadas” para la prueba de Matemáticas; y en las variables “modalidad rural”, “director titular”, “instalaciones inadecuadas” y “ausentismo docente” para la prueba de Lengua.

Pasando a las variables representativas de la localización (principal interés de este trabajo), puede notarse que en la mayoría de los casos los coeficientes que las acompañan resultaron ser estadísticamente significativos con un nivel de confianza del 95 %, indicando que no es indistinto asistir a la escuela en una región u otra. Para Matemáticas, esto se verifica para todas las regiones y se observa, además, que estudiar en CABA (región base) aumenta las probabilidades de alcanzar un desempeño educativo más alto. En Lengua, este resultado coincide, fuera del caso de las regiones Cuyo y Patagonia, en las que el desempeño no se diferencia del de CABA en las primeras dos categorías de resultados.

Los *odds ratio* estimados permiten realizar un análisis más pormenorizado sobre el impacto del lugar de residencia de los estudiantes en relación con su rendimiento académico esperado. Centrando la atención en las posibilidades de superar el nivel mínimo ($Y = 1$) de Matemáticas, la probabilidad es, en relación con CABA, un 54 % menor en NEA y un 39 % menor en NOA. En las tres regiones restantes, si bien también hay una menor probabilidad, la brecha no es tan elevada: la disminución es de un 26 %, un 25 % y un 21 % para Cuyo y las regiones pampeana y Patagonia, respectivamente. La discrepancia según localización geográfica es entonces relevante.

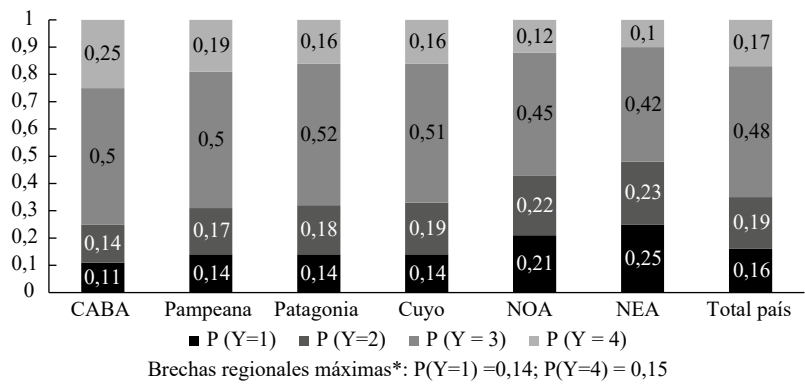
Realizando el mismo análisis para la disciplina Lengua, solo tres regiones resultaron ser estadísticamente significativas para todas las categorías de desempeño: región pampeana, NEA y NOA, y en los tres casos la probabilidad de superar el umbral mínimo es menor que en CABA. Tal valor se reduce un 10 % para quienes habitan en la región pampeana, un 9 % en NOA y un 28 % en NEA. Si bien se

observa una brecha menor en los resultados de Lengua entre regiones, aún persiste una diferencia importante.

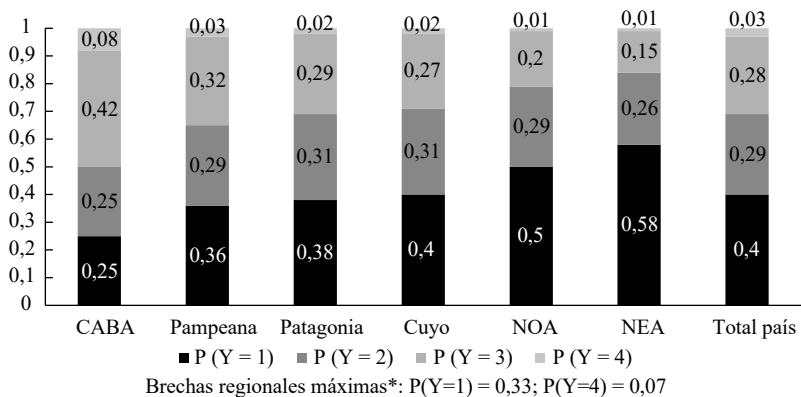
En el punto opuesto, es decir, al analizar la probabilidad de que un estudiante obtenga un resultado avanzado, se observa que todas las variables de región resultaron ser significativas tanto en Matemáticas como en Lengua. Nuevamente, las posibilidades de obtener mejores resultados son más grandes para los que habitan en CABA. Estudiar en la región pampeana reduce la probabilidad de alcanzar un resultado avanzado en Matemáticas en un 39 %, en la Patagonia en un 52 %, en Cuyo en un 54 %, en NOA en un 55 % y en NEA en un 77 %. Con respecto a la asignatura Lengua, la brecha geográfica en relación con CABA es menor. Estudiar en la región pampeana reduce la probabilidad de alcanzar un resultado avanzado en un 10 %, en la Patagonia en un 11 %, en Cuyo en un 14 %, en NOA en un 19 % y en NEA en un 28 %.

Finalmente, para esquematizar la brecha entre regiones, se estimaron las probabilidades promedio para los estudiantes en cada una de estas y para el total del país. Es decir, se promedió la probabilidad predicha para los estudiantes que habitan en cada región a partir de los parámetros del modelo y sus valores en las variables explicativas. Como puede observarse en las figuras 2a y 2b, el resultado con mayor probabilidad de ocurrencia en Lengua en cada una de las regiones y en el total país es el nivel “satisfactorio” ($Y = 3$), mientras en Matemáticas el resultado más probable es “por debajo del nivel básico” ($Y = 1$).

Figura 2.
Probabilidad de alcanzar cada categoría de desempeño
(población total según región) 2a) Lengua 2b) Matemáticas



(Continúa)



Nota 1: Y = 1: debajo del nivel básico; Y = 2: básico; Y = 3: satisfactorio; Y = 4: avanzado. Nota 2: *Brecha entre regiones con máxima y mínima probabilidad para las categorías extremas de desempeño.

Fuente: elaboración propia con base en datos de Aprender 2019.

Ahora bien, al observar las probabilidades por región, CABA se encuentra en ventaja, dado que los estudiantes que allí habitan tienen las mayores posibilidades de alcanzar un resultado satisfactorio o avanzado tanto en Matemáticas como en Lengua. Mientras los estudiantes de NEA se encuentran en la peor posición, con la mayor chance de obtener un resultado por debajo del básico en ambas disciplinas.

Luego, se realiza el ejercicio de comparar las probabilidades de rendimiento estimadas para dos perfiles bien diferenciados de estudiantes: aquellos que se encuentran en una situación favorable en relación con algunas de las variables incluidas en el modelo y aquellos que se encuentran en la condición opuesta. De este modo, se pone el foco en dos subconjuntos de estudiantes, dándoles valores específicos a ciertas variables. El primer grupo, que tiene un perfil “favorable”, está conformado por estudiantes que cumplen simultáneamente las siguientes condiciones: habitan un hogar cuyo nivel socioeconómico es alto, no tienen sobreedad, asisten a escuelas de gestión privada y, para el caso de la asignatura Matemáticas, son varones, mientras para Lengua son mujeres. El escenario “desfavorable” se conforma de modo opuesto al descrito.

En la tabla 2 del anexo, se presentan el tamaño y las estadísticas descriptivas de cada grupo. Puede observarse que en los perfiles desfavorables (favorables) son también menos (más) favorables los valores de las demás variables de control, debido a la correlación existente entre ellas. También cabe notar que CABA y la región pampeana se encuentran subrepresentadas en la conformación del grupo desfavorable y sobrerrepresentadas en el grupo favorable. Lo contrario ocurre para las demás regiones.

En el caso del escenario favorable, en la figura 3 puede observarse que la probabilidad estimada de obtener un resultado satisfactorio y avanzado en ambas

disciplinas es mayor que para la población general (figura 2). Además, es posible notar que el resultado más probable en Lengua sigue siendo el desempeño satisfactorio, mientras en Matemáticas deja de aparecer como más probable el primer escalón de los resultados ($Y = 1$), pasando a preponderar también el resultado de desempeño satisfactorio. Sin embargo, aun para los estudiantes que pertenecen a este grupo privilegiado, existe la probabilidad de no alcanzar el resultado básico en ambas asignaturas, que en Matemáticas supera el 10 % en todas las regiones.

Nuevamente, se visualizan amplias diferencias entre regiones, siendo CABA la región que puede otorgarle a un estudiante con condiciones favorables mayores oportunidades de alcanzar un resultado avanzado, tanto en Lengua como en Matemáticas, mientras NEA representa el caso contrario.

En el escenario desfavorable (figura 4), por el contrario, la frecuencia del resultado avanzado es muy baja en Lengua y prácticamente nula en Matemáticas, mientras el resultado más probable es el desempeño “por debajo del nivel básico” en cada región y en ambas disciplinas. Ahora bien, el desempeño es heterogéneo geográficamente: la probabilidad de que un alumno con condiciones menos ventajosas alcance al menos el nivel básico es de 0,4 (0,66) en Matemáticas (Lengua) en CABA y de 0,16 (0,46) en NEA.

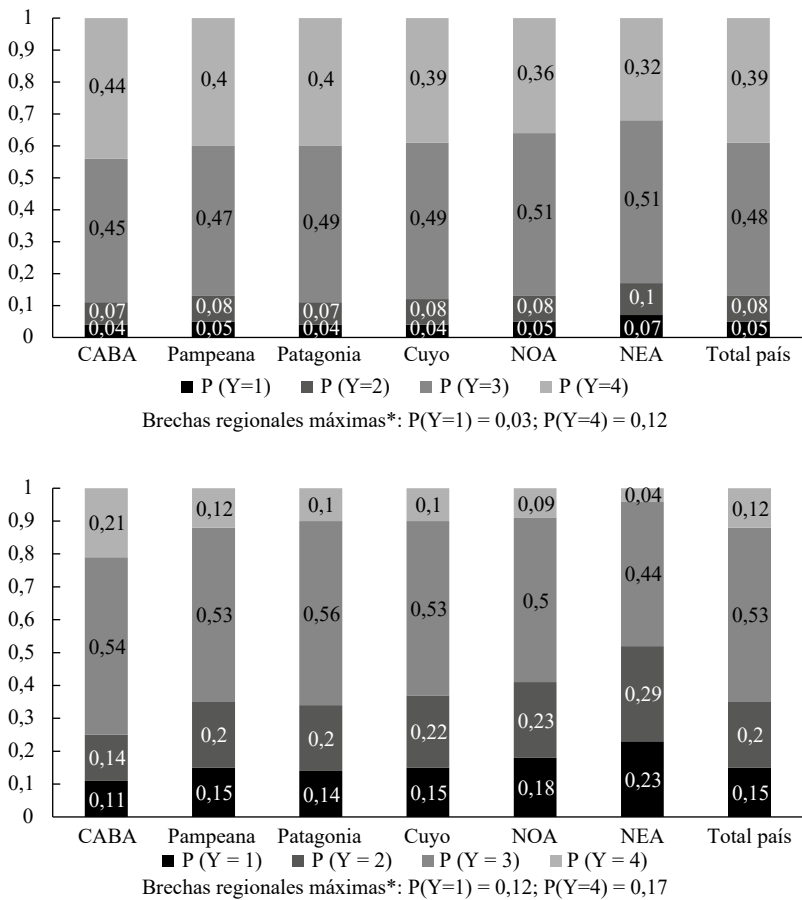
Finalmente, es posible establecer brechas entre las regiones en las probabilidades de alcanzar diferentes resultados. Centrando la atención en los desempeños extremos ($Y = 1$ e $Y = 4$), puede observarse en las figuras 2, 3 y 4 que la mayor brecha se da en el resultado “por debajo del nivel básico” en Matemáticas entre CABA y NEA al considerar la población total (difieren en 33 puntos porcentuales). Asimismo, en relación con esta categoría de desempeño, se observa que la brecha en Matemáticas entre regiones se reduce al considerar grupos homogéneos (con condiciones favorables o desfavorables), pero se mantiene elevada. Sin embargo, en el caso del resultado avanzado, la mayor brecha en Matemáticas entre regiones se observa en el grupo privilegiado (17 puntos porcentuales). Puede concluirse así que, en el caso de Matemáticas, residir en CABA ofrece un entorno más adecuado para que los estudiantes desaventajados superen el nivel básico y, especialmente, propicia que los estudiantes de perfil favorable logren un resultado avanzado. Sin embargo, ninguna de las regiones del país logra ofrecer un entorno que permita a los estudiantes desfavorecidos alcanzar resultados de excelencia en Matemáticas (figura 4b) o que garantice a los más favorecidos superar un rendimiento mínimo (figura 3b).

En el caso de Lengua, en el escenario promedio, la discrepancia entre las regiones que se encuentran en los extremos es de alrededor de 15 puntos porcentuales, tanto en relación con la probabilidad de obtener un resultado por debajo del básico como un resultado avanzado (figura 2a). Luego, en el grupo desfavorecido, se observa una brecha elevada (20 puntos porcentuales) en relación con la probabilidad de obtener el resultado mínimo y cierta homogeneidad en cuanto al resultado avanzado (figura 4a); mientras en el grupo de privilegio la brecha elevada (12 puntos

porcentuales) se halla vinculada a la obtención del mejor desempeño y la homogeneidad se encuentra en relación con la posibilidad de superar el primer escalón de rendimiento (figura 3a).

Es decir, que, en Lengua, para el perfil de alumnos favorable, parece haber cierta igualdad geográfica en el resultado bajo y brechas sustanciales en relación con el resultado avanzado, mientras lo inverso sucede para el grupo con condiciones desfavorables. Además, se observa que ciertas circunstancias de origen son

Figura 3.
Probabilidad de alcanzar cada categoría de desempeño
(perfil favorable según región) 3a) Lengua 3b) Matemáticas

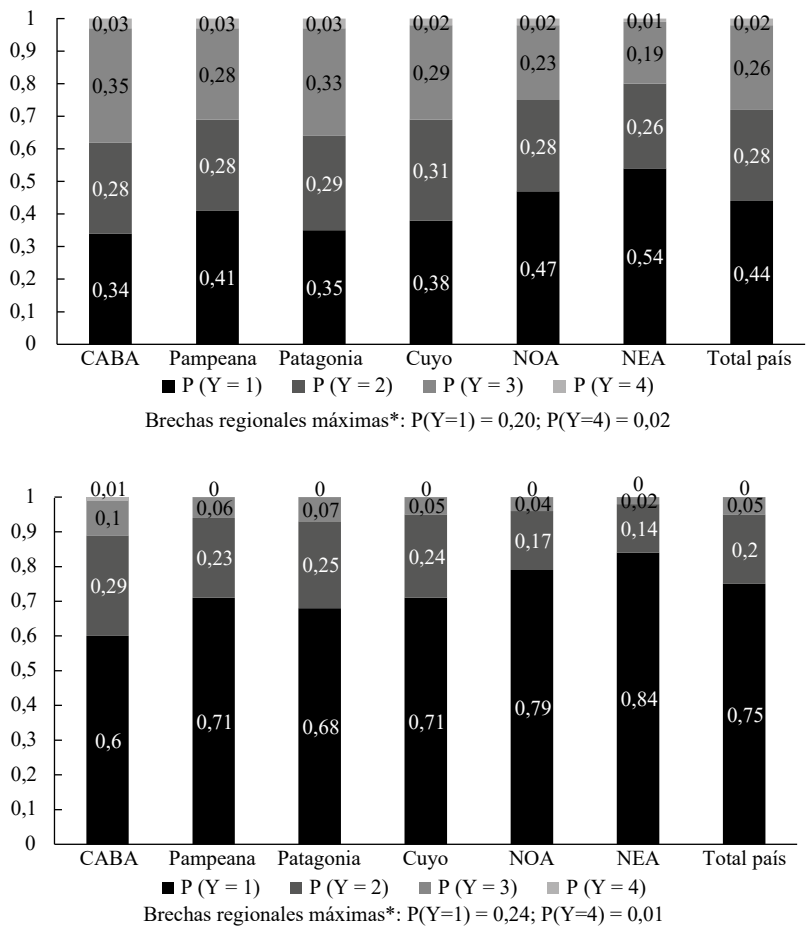


Nota 1: Y = 1: debajo del nivel básico; Y = 2: básico; Y = 3: satisfactorio; Y = 4: avanzado. Nota 2: *Brecha entre regiones con máxima y mínima probabilidad para las categorías extremas de desempeño.

Fuente: elaboración propia con base en datos de Aprender 2019.

determinantes: los estudiantes desaventajados prácticamente no tienen *oportunidades* de alcanzar un resultado avanzado (figura 4a), mientras los aventajados cuentan con altas probabilidades de alcanzar el mínimo (figura 3a), independiente de la región donde habiten. Sin embargo, nuevamente, CABA ofrece el mejor contexto para que los estudiantes desaventajados alcancen el nivel básico.

Figura 4.
Probabilidad de alcanzar cada categoría de desempeño
(perfil desfavorable según región) 4a) Lengua 4b) Matemáticas



Nota 1: Y = 1: debajo del nivel básico; Y = 2: básico; Y = 3: satisfactorio; Y = 4: avanzado. Nota 2: *Brecha entre regiones con máxima y mínima probabilidad para las categorías extremas de desempeño.

Fuente: elaboración propia con base en datos de Aprender 2019.

DISCUSIÓN

La literatura ha mostrado que el éxito educativo se encuentra condicionado por un conjunto complejo e interrelacionado de factores personales, familiares y contextuales. Los distintos resultados educativos se ven atravesados por desigualdades culturales, económicas, raciales y de género que, en sistemas educativos segmentados, no logran ser compensadas (Braslavsky, 1985; Organization for Economic Co-operation and Development [OECD], 2019). Por el contrario, las desigualdades en la oferta educativa no hacen más que profundizar las desigualdades de origen.

Este trabajo ha indagado en los determinantes de los resultados en pruebas estandarizadas de Matemáticas y Lengua aplicadas a los alumnos de último año del nivel secundario en Argentina en 2019. La evidencia provista se encuentra en línea con los antecedentes, mostrando que distintos atributos personales y familiares de los alumnos, así como ciertas características de los centros educativos, tienen un impacto en las oportunidades de lograr niveles de desempeño más altos en ambas áreas disciplinares. El signo de los efectos hallados para cada factor explicativo coincide, en general, con lo esperado según los estudios previos disponibles a nivel nacional e internacional.

En el conjunto de los determinantes, se destaca la influencia de factores, como el género (positivo para las mujeres en Lengua y negativo para Matemáticas, tal como se halló en Ibáñez Martín y Formichella [2017]), el rezago etario (que incide negativamente, al igual que en las estimaciones de Dari *et al.* [2019]), el nivel socioeconómico familiar (cuya fuerte influencia es un resultado recurrente en estudios como los de Formichella y Krüger [2017] o Quiroz *et al.* [2020]), el clima escolar (considerado en Krüger y Formichella [2019]) y la composición social de los centros (como se ha analizado en Krüger [2018] o Danhier [2018]). Por otro lado, la persistente significatividad del efecto del tipo de gestión escolar, favorable para el sector privado, resulta llamativa respecto de análisis anteriores, como los de Calero y Escardibul Ferrà (2007), Formichella y Krüger (2013) y Albornoz *et al.* (2016), pero consistente con los resultados de Llach y Cornejo (2018) o Krüger (2018), por lo cual amerita continuar indagando el tema en el futuro. Es también novedoso el hallazgo en torno al efecto positivo de las modalidades técnica y rural, el cual había sido escasamente contemplada en los antecedentes disponibles, con la excepción de Llach y Cornejo (2018), quienes destacan el efecto positivo de la ruralidad.

El principal aspecto innovador del trabajo reside en el análisis pormenorizado del efecto del lugar de residencia de los alumnos. En un país federal con un sistema educativo descentralizado como Argentina, la región geográfica constituye un eje de desigualdad que se suma a los de demanda y oferta educativa.

Como ya se ha mencionado, las regiones poseen importantes brechas en cuanto a su nivel de desarrollo económico, social y cultural. A lo largo de la investigación, se muestra que esas discrepancias también redundan en brechas en los resultados educativos, siendo este hallazgo consistente con los escasos estudios previos

disponibles que incorporan la dimensión territorial en el análisis, como los de Cervini (2009) o Llach y Cornejo (2018).

Se observa que los estudiantes de las regiones con indicadores de desarrollo más favorables son también los que alcanzan un mayor rendimiento escolar. Así, emerge un primer resultado: quienes residen en CABA tienen una mayor probabilidad esperada de desempeñarse mejor en las pruebas Aprender que quienes residen en las demás zonas geográficas: sus *oportunidades* de alcanzar el nivel básico, como las de llegar a un nivel avanzado, son mayores que para quienes residen en otra región. Así, los mejores indicadores de desarrollo socioeconómico y demográfico de esta jurisdicción, junto con el mayor financiamiento del sector educativo (tabla 1), se reflejan en los logros escolares.

Las demás regiones presentan disparidades entre sí, con una gran amplitud en las probabilidades de desempeñarse en cada uno de los niveles de rendimiento, y con ciertas diferencias entre Matemáticas y Lengua. A partir de los resultados, estas regiones pueden dividirse en tres grupos, según qué tanto se distancian los logros esperados de sus alumnos de los de CABA. En primer lugar, un grupo compuesto por las regiones patagónica, pampeana y Cuyo (con cierto rezago de esta última en la mayoría de los casos analizados), seguido de la región del NOA, y, en la última posición, la región del NEA.

En el primer grupo, los resultados intermedios en las pruebas Aprender conciden con su posición en el país, también intermedia, en relación con distintos indicadores relativos al contexto socioeconómico y el sector educativo. Se trata de regiones muy diferentes entre sí en relación con su perfil demográfico, tamaño del sistema educativo, gasto educativo estatal y participación del sector privado en educación. Sin embargo, ninguna de ellas parece estar logrando compensar las desventajas de su población respecto de la de CABA.

Luego, la región del NOA, junto con el NEA, se ubican en una posición más rezagada según los indicadores de desarrollo considerados (tabla 1), a lo cual se suma un menor gasto por alumno estatal y una participación relativamente baja del sector privado, lo cual se ve reflejado en las cifras del sistema educativo. En este sentido, los resultados más deficientes del NEA respecto del NOA son consistentes con sus peores indicadores de desarrollo, pobreza y gasto educativo (Ignacio-González y Santos, 2020; Velázquez y Celemín, 2020).

La complejidad de los procesos de enseñanza-aprendizaje impide inferir relaciones causales; no obstante, puede advertirse una vinculación entre las desigualdades socioeconómicas interregionales y la desigualdad en el desempeño de los alumnos. Quienes presentan condiciones de origen más favorables ven potenciada esta ventaja inicial si residen en CABA y, en menor medida, en las regiones pampeana, patagónica y Cuyo. Por el contrario, quienes poseen condiciones de demanda educativa desfavorables tienen aún menos probabilidades de superar un escalón mínimo de aprendizajes si, además, residen en el NEA o el NOA.

Sin embargo, algunas cuestiones no varían entre las regiones. Por ejemplo, en ningún caso se observa evidencia a favor de que los estudiantes desaventajados logren alcanzar un desempeño avanzado en Matemáticas o Lengua. Además, las dificultades para superar el nivel mínimo en Matemáticas son significativas en todas las regiones, aun en el caso de los estudiantes aventajados.

CONCLUSIONES

A lo largo de este trabajo se ha analizado la influencia del lugar de residencia de los estudiantes argentinos como determinante de sus resultados educativos. Se ha hallado evidencia compatible con estudios previos sobre la persistencia de brechas regionales en el rendimiento, luego de controlar por otras características de los alumnos y las escuelas a las que asisten.

En Argentina, habitar en CABA aumenta sustancialmente las probabilidades de alcanzar un desempeño escolar más elevado tanto en Lengua como en Matemáticas, mientras pertenecer a las regiones NOA y NEA las reduce, con un impacto negativo más profundo en este último caso. De este modo, el trabajo viene a sumar argumentos a favor de la relevancia de incorporar la dimensión espacial en el estudio de las desigualdades educativas. A través del análisis presentado, se vislumbra que el territorio constituye otro eje de desigualdad, que puede profundizar o moderar el impacto del origen socioeconómico individual. Es decir, ante circunstancias adversas, la región en la que el estudiante habita puede ofrecerle un contexto más o menos propicio para hacer frente a dichas circunstancias. Del mismo modo, ante circunstancias de origen más favorables, el territorio puede (o no) potenciarlas. Por ello, esta fuente de desigualdades educativas debe ser contemplada como elemento clave en el diseño de políticas tendientes a mejorar la calidad y equidad educativas, con vistas a lograr un desarrollo socioeconómico y educativo más equilibrado a lo largo del país.

Ahora bien, cabe señalar que, más allá de que algunas regiones se encuentran mejor posicionadas, hay resultados que aún son alarmantes y merecen atención, tanto desde la academia como por parte de los hacedores de política. Entre estos, se destaca el hecho de que en todas las regiones la probabilidad promedio de que un estudiante no alcance el nivel básico de Matemáticas supera el 25 % y que dicha chance está presente aún en el grupo de estudiantes aventajados.

Entre las limitaciones del trabajo, cabe mencionar la deficiencia de los datos correspondientes a la región patagónica, ya que en las provincias de Chubut y de Neuquén el operativo Aprender 2019 no logró cubrir la mitad del padrón de estudiantes, por lo que las conclusiones vinculadas a esta región deben ser consideradas con cautela.

Finalmente, en el futuro se espera profundizar en el análisis utilizando otras metodologías con el fin de aportar más evidencia vinculada a las brechas geográficas en el rendimiento educativo, dado que esta no abunda en la literatura nacional.

También se prevé ampliar el objeto de estudio al nivel educativo primario y establecer similitudes y discrepancias con el nivel secundario.

AGRADECIMIENTOS

Se agradece el apoyo del Proyecto de Investigación Plurianual (PIP) “La educación secundaria y formación para el trabajo en Argentina: Transiciones críticas en provincias y localidades en las últimas décadas. Áreas de vacancia, desafíos e innovación”, dirigido por la doctora Graciela Riquelme y financiado por el Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet); y del Proyecto de Grupos de Investigación (PGI) “Equidad educativa: Segmentación escolar en la localidad de Bahía Blanca”, dirigido por las doctoras María Marta Formichella y Natalia Soledad Krüger, y financiado por la Secretaría de Ciencia y Tecnología (SCyT), Universidad Nacional del Sur.

REFERENCIAS

1. Albornoz, F., Furman, M., Podestá, M. E., Razquin, P., & Warnes, P. E. (2016). Diferencias educativas entre escuelas privadas y públicas en Argentina. *Desarrollo Económico*, 56(218), 3-31. https://ri.conicet.gov.ar/bitstream/handle/11336/47190/CONICET_Digital_Nro.1b4e72c0-8b30-4864-9922-fb8e27908f0a_A.pdf?sequence=2&isAllowed=y
2. Braslavsky, C. (1985). *La discriminación educativa en Argentina*. Flacso. <https://biblioteca-repositorio.clacso.edu.ar/bitstream/CLACSO/2366/1/La-discriminacion-educativa-en-Argentina.pdf>
3. Brunello, G., & Schlotter, M. (2011). Non-cognitive skills and personality traits: Labour market relevance and their development in education & training systems. *IZA Discussion Paper*, 5743. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1858066>
4. Buchbinder, N., McCallum, A., & Volman, V. (2019). *El estado de la educación en la Argentina*. Argentinos por la Educación. https://cms.argentinosporlaeducacion.org/media/reports/El_estado_de_la_educacion_Argentina.pdf
5. Calero, J., & Escardíbul Ferrà, J.-O. (2007). Evaluación de servicios educativos: El rendimiento en los centros públicos y privados medido en PISA-2003. *Hacienda Pública Española*, 183(4), 33-66. https://diposit.ub.edu/dspace/bitstream/2445/119280/1/IEB07-07_Calero.pdf
6. Calero, J., Escardíbul Ferrà, J.-O., & Choi, Á. (2012). El fracaso escolar en la Europa mediterránea a través de PISA-2009: Radiografía de una realidad latente. *Revista Española de Educación Comparada*, 19, 69-104. <https://doi.org/10.5944/reec.19.2012.7578>

7. Calero, J., Escardíbul Ferrà, J.-O., & Mediavilla, M. (2006). Notas para la construcción de un sistema de indicadores sobre desigualdad y educación en América Latina. *Boletín de Siteal*, 5. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000371236>
8. Castillo-Peña, J. (2021). Expectativas y trayectorias educativas postsecundarias de jóvenes de territorios rurales en Chile: Una mirada desde el desarrollo humano. *Revista Iberoamericana de Educación Superior*, 12(34), 127-144. <https://doi.org/10.22201/issue.20072872e.2021.34.983>
9. Centro de Implementación de Políticas Públicas para la Equidad y el Crecimiento. (2004). *Los Estados provinciales frente a las brechas socioeducativas: Una sociología política de las desigualdades educativas en las provincias argentinas*. <https://www.cippec.org/wp-content/uploads/2013/06/Los-estados-provinciales-frente-a-las-brechas-socio-educativas.pdf>
10. Cerda, J., Vera, C., & Rada, G. (2013). Odds ratio: Aspectos teóricos y prácticos. *Revista Médica de Chile*, 141(10), 1329-1335. <http://doi.org/10.4067/S0034-98872013001000014>
11. Cervini, R. (2002). Desigualdades en el logro académico y reproducción cultural en Argentina: Un modelo de tres niveles. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 7(16), 445-500. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=297382&orden=1004&info=link>
12. Cervini, R. (2009). Comparando la inequidad en los logros escolares de la educación primaria y secundaria en Argentina: Un estudio multinivel. *Reice: Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 7(1), 1-21. <https://doi.org/10.15366/reice2009.7.1.001>
13. Cervini, R., & Dari, N. (2009). Género, escuela y logro escolar en Matemática y Lengua de la Educación Media: Estudio exploratorio basado en un modelo bivariado. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 14(42), 1051-1078. <https://www.scielo.org.mx/pdf/rmie/v14n43/v14n43a4.pdf>
14. Danhier, J. (2018). How big is the handicap for disadvantaged pupils in segregated schooling systems? *British Journal of Educational Studies*, 66(3), 341-364. <https://doi.org/10.1080/00071005.2017.1322682>
15. Dari, N. L., Cervini, R. A., & Quiroz, S. S. (2019). Repitencia escolar y desempeño en ciencias en Argentina: Estudio multinivel con base en datos de PISA 2015. *Revista de Educación*, 16, 55-79. https://fh.mdp.edu.ar/revistas/index.php/r_educ/article/view/3074/3333
16. Di Virgilio, M. M., & Serrati, P. (2019). *Las desigualdades educativas en clave territorial*. Unidad de Evaluación Integral de la Calidad y Equidad Educativa, Ministerio de Educación e Innovación. <https://oei.org.ar/wp-content/uploads/2019/11/3-Desigualdad-educativa-DiVirgilio-Serrati-web.pdf>

17. Donato, L., & Ferrer-Esteban, G. (2012). Desigualdades territoriales en España e Italia: Nuevas evidencias a partir de la evaluación PISA 2009. *Revista Española de Educación Comparada*, 19, 105-138. <https://doi.org/10.5944/reec.19.2012.7580>
18. Formichella, M. M. (2010). *Educación y desarrollo: Análisis desde la perspectiva de la equidad educativa interna y del mercado laboral* [tesis de doctorado, Universidad Nacional del Sur]. <https://repositoriodigital.uns.edu.ar/bitstream/handle/123456789/2047/TESIS%20DOCTORAL%20FORMICHELLA.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
19. Formichella, M. M. (2020). Cuantificación de la inequidad educativa en América Latina (2000-2015). *Revista Educación*, 44(2), 46-66. <https://doi.org/10.15517/revedu.v44i2.38413>
20. Formichella, M. M., & Krüger, N. S. (2013). El fracaso escolar en el nivel medio argentino: ¿Es menos frecuente en las escuelas de gestión privada debido a su administración? *Regional and Sectoral Economic Studies*, 13(3), 127-144. <https://ri.conicet.gov.ar/bitstream/handle/11336/2078/Formichella-Kruger.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
21. Formichella, M. M., & Krüger, N. S. (2023). ¿Qué factores explican los resultados educativos? Evidencia para el nivel medio argentino a partir del análisis de Pruebas Estandarizadas de Aprendizaje (PEA). En G. C. Riquelme (dir.), *La construcción del campo de la economía de la educación en Argentina* (pp. 364-394). Ediuns.
22. Formichella, M. M., & Krüger, N. S. (2017). Reconociendo el carácter multifacético de la educación: Los determinantes de los logros cognitivos y no cognitivos en la escuela media argentina. *El Trimestre Económico*, 84(333), 165-191. <https://doi.org/10.20430/ete.v84i333.266>
23. Gamboa, L. F., & Krüger, N. S. (2016). ¿Existen diferencias en América Latina en el aporte de la educación preescolar al logro educativo futuro? PISA 2009-2012. *Revista de la Cepal*, 118, 85-100. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/3de0ab80-d10b-40a9-a496-346b8f2de1ad/content>
24. Giménez, G., Martín-Oro, A., & Sanaú, J. (2018). The effect of districts' social development on student performance. *Studies in Educational Evaluation*, 58, 80-96. <https://doi.org/10.1016/j.stueduc.2018.05.009>
25. Hanushek, E. A. (1979). Conceptual and empirical issues in the estimation of educational production functions. *Journal of Human Resources*, 14, 351-388. <https://doi.org/10.2307/145575>
26. Herger, N., & Sassera, J. (2022). Desigualdades territoriales en el acceso y permanencia a la educación secundaria: Aproximación a las condiciones sociales y educativas a nivel departamental en Argentina. *Laboratorio*, 32(1), 33-66. https://ri.conicet.gov.ar/bitstream/handle/11336/205976/CONICET_Digital_Nro.43398554-7435-4b37-bf9e-2ff5c4285365_B.pdf?sequence=2&isAllowed=y

27. Ibáñez Martín, M. M., & Formichella, M. M. (2017). Logros educativos: ¿Es relevante el género de los estudiantes? *Education Policy Analysis Archives*, 25, 1-30. <https://doi.org/10.14507/epaa.25.2520>
28. Ignacio-González, F. A., & Santos, M. E. (2020). Pobreza multidimensional urbana en Argentina: ¿Reducción de las disparidades entre el Norte Grande Argentino y Centro-Cuyo Sur? (2003-2016). *Cuadernos de Economía*, 39(81), 795-822. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v39n81.76486>
29. Im, M., Hughes, J., Kwok, O., Puckett, S., & Cerda, C. (2013). Effect of retention in elementary grades on transition to middle school. *Journal of School Psychology*, 51(3), 349-365. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2013.01.004>
30. Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2018). *Anuario estadístico de la República Argentina 2017* (vol. 32). https://www.indec.gov.ar/ftp/cuadros/publicaciones/anuario_estadistico_2017.pdf
31. Jacir de Lovo, E. (2022). *Brechas de acceso a la educación en Guatemala: Transformación educativa para la igualdad, con énfasis en las poblaciones rurales y los pueblos indígenas*. Cepal. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/7524240b-4380-454d-81d4-58d1caf499b8/content>
32. Krüger, N. S. (2013). *Equidad educativa interna y externa en Argentina: Un análisis para las últimas décadas* [tesis de doctorado, Universidad Nacional del Sur] <https://repositoriodigital.uns.edu.ar/bitstream/handle/123456789/2424/Tesis%20doctoral%20Kr%c3%bcger.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
33. Krüger, N. S. (2018). An evaluation of the intensity and impacts of socioeconomic school segregation in Argentina. En X. Bonal, & C. Bellei (eds.), *Understanding school segregation: Patterns, causes and consequences of spatial inequalities in education* (pp. 210-243). Bloomsbury Academic.
34. Krüger, N. S., & Formichella, M. M. (2019). ¿Las competencias no cognitivas actúan como mediadoras en el proceso de enseñanza y aprendizaje? Evidencia para Argentina. *Cuadernos de Economía*, 38(77), 493-521. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v38n77.68582>
35. Ley N° 20.206 de 2066. Ley de Educación Nacional. <https://www.argentina.gob.ar/sites/default/files/ley-de-educ-nac-58ac89392ea4c.pdf>
36. Liu, X., & Koirala, H. (2012). Ordinal regression analysis: Using generalized ordinal logistic regression models to estimate educational data. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 11(1), 242-254. <https://doi.org/10.22237/jmasm/1335846000>
37. Llach, J. J., & Cornejo, M. (2018). *Factores condicionantes de los aprendizajes*. Secretaría de Evaluación Educativa del Ministro de Educación, Cultura, Ciencia y Tecnología de la Nación. https://www.argentina.gob.ar/sites/default/files/factores_condicionantes_de_los_aprendizajes.pdf

38. Longhi, F., & Osatinsky, A. (2017). Estructura productiva, pobreza y problemas de empleo en las provincias pampeanas y norleñas de Argentina en los primeros años del siglo XXI. *Cuadernos de Geografía*, 26(1), 77-99. <https://doi.org/10.15446/rcdg.v26n1.51011>
39. Ministerio de Capital Humano. (2017). *Serie de documentos técnicos Aprender 2016*. <https://www.argentina.gob.ar/educacion/doctecnicos-aprender2016>
40. Ministerio de Educación de la Nación. (2020a). *Evaluación de la educación secundaria en Argentina 2019*. https://www.argentina.gob.ar/sites/default/files/evaluacion_educacion_secundaria_argentina_2019.pdf
41. Ministerio de Educación de la Nación. (2020b). *Aprender 2019: Documento metodológico*. https://backend.educ.ar/refactor_resource/get-attachment/42453
42. Moser, S., West, S., & Hughes, J. (2012). Trajectories of math and reading achievement in low-achieving children in elementary school: Effects of early and later retention in grade. *Journal of Educational Psychology*, 104(3), 603-621. <https://doi.org/10.1037%2Fa0027571>
43. Organization for Economic Co-operation and Development. (2019). *PISA 2018 Results (Volume II): Where All Students Can Succeed*. https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/publications/reports/2019/12/pisa-2018-results-volume-ii_ac1a036f/b5fd1b8f-en.pdf
44. Panizzon, D. (2015). Impact of geographical location on student achievement: Unpacking the complexity of diversity. En A. Bishop, H. Tan, & T. Barkatas (eds.), *Diversity in mathematics education: Mathematics education library* (pp. 41-61). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-05978-5_3
45. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo. (2016). *Progreso multidimensional: Bienestar más allá del ingreso. Informe Regional sobre Desarrollo Humano para América Latina y el Caribe*. https://www.undp.org/sites/g/files/zskgke326/files/migration/latinamerica/UNDP_RHDR_LAC_Executive-Summary_SP.pdf
46. Quiroz, S. S., Dari, N. L., & Cervini, R. A. (2020). Oportunidad de aprender y segmentación socioeconómica en Argentina-PISA 2015. *Reice: Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 18(3), 93-112. <https://doi.org/10.15366/reice2020.18.3.005>
47. Riquelme, G., Herger, N., & Kodric, A. (2017). Deuda social con la educación y formación de jóvenes y adultos: Accesibilidad, barreras y escenarios complejos. *Revista Brasileira de Política e Administração da Educação*, 33(1), 37-54. <https://doi.org/10.21573/vol33n12017.67491>

48. Riquelme, G., Herger, N., & Sassera, J. (2021). La deuda social educativa y la educación secundaria en clave territorial: Hallazgos sobre las desigualdades provinciales y departamentales y los desafíos para la planificación y la asignación de recursos. *Relapae: Revista Latinoamericana de Política y Administración de la Educación*, 8(14), 14-35. <https://revistas.untref.edu.ar/index.php/relapae/article/view/836/970>
49. Rodríguez Rodríguez, D., & Guzmán Rosquete, R. (2019). Rendimiento académico y factores sociofamiliares de riesgo: Variables personales que moderan su influencia. *Perfiles Educativos*, 41(164), 118-134. <https://doi.org/10.22201/iisue.24486167e.2019.164.58925>
50. Romero-Sánchez, E., Alcaraz-García, S., & Hernández-Pedreño, M. (2020). Desigualdades educativas y respuesta institucional: Una investigación desde la perspectiva territorial. *Profesorado: Revista de Currículum y Formación del Profesorado*, 24(1), 22-48. <https://doi.org/10.30827/profesorado.v24i1.8834>
51. Sánchez Alcalde, L. A. (2020). Suficiencia y equidad de la infraestructura escolar en el Perú: Un análisis por departamentos y regiones naturales. *Revista Educación*, 44(2), 154-176. <https://doi.org/10.15517/revedu.v44i2.39190>
52. Secretaría de Evaluación Educativa. (2017). *Aprender 2016: Medición del nivel socioeconómico*. <http://www.bnm.me.gov.ar/giga1/documentos/EL005593.pdf>
53. United Nations Educational, Scientific and Cultural organization. (2004). *Education for all global monitoring report 2005: The quality imperative*. <https://reliefweb.int/report/world/education-all-global-monitoring-report-2005-quality-imperative>
54. Velázquez, G. A., & Celemín, J. P. (2020). Calidad de vida y escala urbana según regiones en la República Argentina (2010). *Anales de Geografía de la Universidad Complutense*, 40(1), 251-272. <https://doi.org/10.5209/AGUC.69340>
55. Williams, R. (2006). Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables. *The Stata Journal*, 6(1), 58-82. <https://doi.org/10.1177/1536867X0600600104>

ANEXO

Tabla 1.
Tasa de alumnos respondientes y desempeño por asignaturas y regiones

	Total país	CABA	Cuyo	NEA	NOA	Pampeana	Patagonia
Tasa de alumnos respondientes*	71	51,4	79,76	77,45	80,56	78,56	44,68
Rendimiento en Matemáticas							
Por debajo del nivel Básico	42,77	26,59	40,72	60,43	52,52	39,65	39,39
Básico	28,58	24,85	31,28	26,22	28,24	28,99	30,42
Satisfactorio	26,03	40,05	25,96	12,82	18,02	28,53	28,47
Avanzado	2,62	8,5	2,03	0,53	1,21	2,83	1,72
n	324 505	14 598	26 094	33 987	51 736	186 982	11 108
Rendimiento en Lengua							
Por debajo del nivel Básico	18,6	13,8	15,15	28,04	23,35	17,02	15,58
Básico	19,64	14,11	20,19	24,2	23,01	18,65	18,63
Satisfactorio	46,12	47,14	49,38	39,26	42,81	47,2	51,03
Avanzado	15,63	24,95	15,28	8,5	10,84	17,12	14,76
n	328 883	14 730	26 089	34 566	52 314	189 622	11 562

Notas: *Cantidad de estudiantes que respondieron el 50 % o más de alguna evaluación (Lengua o Matemáticas) sobre el total de matrícula del marco; promedio simple de las tasas para las provincias que componen cada región; la región de Patagonia incluye a Chubut con el 0 % de respondientes.

Fuente: elaboración propia con base en datos de Aprender 2019 y Ministerio de Educación de la Nación (2020b).

Tabla 2.
Descripción de las variables de interés (población total y distintos perfiles)

	n total país	% población total	Matemáticas		Lengua	
			% perfil D.	% perfil F.	% perfil D.	% perfil F.
n			0	16 881	0	20 563
Rendimiento por debajo del nivel básico			73,27	14,29	39,54	3,39
Rendimiento nivel básico			21,78	20,13	29,16	7,18
Rendimiento nivel satisfactorio			4,78	52,89	29,03	47,93
Rendimiento nivel avanzado			0,17	12,68	2,27	41,5
Mujer	33 3843	53,93	100	0	0	100
Asistencia temprana inicial	332 218	79,82	59,21	94,41	56,04	95,08
Sobreedad	0	26,33	100	0	100	0
NSE familiar medio	323 620	63,57	0	0	0	0
NSE familiar alto	323 620	19,38	0	100	0	100
Ausentismo alto	334 935	24,81	28,2	18,16	26,26	19,01
Buena convivencia escolar	330 868	65,41	55,25	81,58	64,89	74,38
Gestión privada	343 608	35,36	0	100	0	100
Modalidad técnica	331 699	15,4	9,81	6,81	15,84	2,81
Modalidad artística	331 699	2	2,93	0,85	2,52	0,86
Modalidad rural	331 699	1,4	4,47	0,1	5,32	0,06
Porcentaje NSE familiar bajo (media)	343 290	17,23	39,12	1,54	40,06	1,7
Director antigüedad baja	339 380	37,7	41,33	32,4	40,8	34,28
Director titular	334 679	46,76	22,84	87,62	21,87	87,92

(Continúa)

	n total país	% población total	Matemáticas		Lengua	
			% perfil D.	% perfil F.	% perfil D.	% perfil F.
Instalaciones inadecuadas	329 102	33,85	50,04	8,57	50,82	9,22
Ausentismo docente alto	330 427	48,86	62,53	22,58	60,25	22,34
Internet para uso pedagógico	327 269	64,97	47,77	88,16	48,63	87,13
CABA	343 609	6,37	3,25	13,84	3,55	12,38
Región patagónica	343 609	4,57	4,94	2,99	4,27	3,59
Región Cuyo	343 609	7,26	8,67	6,44	7,28	6,38
Región NEA	343 609	9,78	15,7	5,33	17,68	5,65
Región NOA	343 609	14,41	21,22	9,03	21,4	9,75
Región pampeana	343 609	57,61	46,21	62,37	45,81	62,24

Perfil D: perfil desfavorable; Perfil F: perfil favorable.
Fuente: elaboración propia con base en datos de Aprender 2019.

Tabla 3.
Brecha entre regiones con máxima y mínima probabilidad para las categorías extremas de desempeño

Categorías extremas de desempeño	Diferencia de puntos porcentuales en Matemática			Diferencia de puntos porcentuales en Lengua		
	Población total (perfil promedio)	Perfil favorable	Perfil desfavorable	Población total (perfil promedio)	Perfil favorable	Perfil desfavorable
Y = 1	33	13	24	14	2,3	20
Y = 4	7,4	17	0,27	15	12	2,2

Nota: Y = 1: debajo del nivel básico; Y = 2: básico; Y = 3: satisfactorio; Y = 4: avanzado.
Fuente: elaboración propia con base en datos de Aprender 2019.

ESTUDIO BIBLIOMÉTRICO DE LA ECONOMÍA DE LA CULTURA EN COLOMBIA (2001-2023)

Nora Elena Espinal-Monsalve
Linda Nataly Corredor-Martínez
Valentina Sarmiento-Domínguez

Espinal-Monsalve, N. E., Corredor-Martínez, L. N., & Sarmiento-Domínguez, V. (2025). Estudio bibliométrico de la economía de la cultura en Colombia (2001-2023). *Cuadernos de Economía*, 44(95), 929-964.

El objeto de este artículo es medir y analizar la producción científica en el campo de la economía de la cultura en Colombia durante el periodo 2001-2023 utilizando indicadores bibliométricos. Se observó un aumento constante en la producción académica, con preferencia por la escritura individual en revistas nacionales y colaboraciones en revistas internacionales. Se identificaron redes de investigación consolidadas a nivel nacional e internacional, centrándose en temas como

N. E. Espinal-Monsalve

Universidad Nacional de Colombia, Grupo de Investigación Economía, Cultura y Políticas, Medellín (Colombia). Correo electrónico: nespinal@unal.edu.co

L. N. Corredor-Martínez

Universidad Nacional de Colombia, Grupo de Investigación Economía, Cultura y Políticas, Medellín (Colombia). Correo electrónico: lncorredorma@unal.edu.co

V. Sarmiento-Domínguez

Universidad Nacional de Colombia, Grupo de Investigación Economía, Cultura y Políticas, Medellín (Colombia). Correo electrónico: vsarmientod@unal.edu.co

Sugerencia de citación: Espinal-Monsalve, N. E., Corredor-Martínez, L. N., & Sarmiento-Domínguez, V. (2025). Estudio bibliométrico de la economía de la cultura en Colombia (2001-2023). *Cuadernos de Economía*, 44(95), 929-964. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n95.101659>

Este artículo fue recibido el 16 de marzo de 2022, ajustado el 19 de agosto de 2024 y su publicación aprobada el 8 de octubre de 2024.

el patrimonio, el consumo cultural, así como cultura y desarrollo. Este estudio proporciona información de la evolución y las dinámicas de investigación en economía de la cultura en Colombia, así como orientación para futuras investigaciones en este campo.

Palabras clave: economía cultural; turismo cultural; producción científica; bibliometría; Colombia.

JEL: Z10, Z11, A10, A11, Z30.

Espinal-Monsalve, N. E., Corredor-Martínez, L. N., & Sarmiento-Domínguez, V. (2025). Bibliometric study of the cultural economy in Colombia 2001-2023. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 929-964.

This study's objective is to measure and analyze scientific production in the Cultural Economics field during the 2001-2023 period by using bibliometric indicators. A steady increase in academic production was observed, with a preference for individual writing in national journals and collaborations in international ones. Consolidated research networks were identified at both national and international levels, focusing on themes such as heritage, cultural consumption, and culture and development. This study provides insights into the evolution and dynamics of research in Cultural Economics in Colombia, as well as guidance for future research in this field.

Keywords: Cultural economics; cultural tourism; scientific production; bibliometrics; Colombia.

JEL: Z10, Z11, A10, A11, Z30.

INTRODUCCIÓN

La economía de la cultura, aunque es un campo relativamente nuevo en la ciencia económica (Palma y Aguado, 2010), se ha establecido como una disciplina distintiva en el análisis económico. Su teoría está en constante evolución. El trabajo pionero de Baumol y Bowen (1993) fue el primero en emplear formalmente los principios económicos a los problemas del sector artístico y cultural (Blaug, 2001; Frey, 2000; Palma y Aguado, 2010; Towse, 2003). Este trabajo demostró que los costos de producción en las artes escénicas aumentan más rápido que en otros sectores y que la demanda está limitada a un segmento reducido de la población.

Es fundamental delimitar el enfoque temático de este nuevo campo académico. La economía de la cultura se refiere a la aplicación del análisis económico a todas las formas de expresión artística, tanto creativas como escénicas, al patrimonio y a las industrias culturales, ya sea que operen en el ámbito público o privado. Además, examina la estructura económica del sector cultural y analiza el comportamiento de productores, consumidores y Gobiernos en este contexto.

Throsby (2001) amplía el concepto de *cultura* al incluir hechos, formas de vida, tradiciones y símbolos que definen a una comunidad, con implicaciones económicas. Este autor presenta dos enfoques: uno sociológico y antropológico, que define la cultura como un conjunto de actitudes y prácticas comunes, y otro funcional, que se entiende como actividades y productos vinculados a aspectos intelectuales, morales y artísticos. Estas definiciones son complementarias y reflejan la dualidad de la cultura como proceso y producto (Herrero-Prieto, 2009).

Los bienes y servicios culturales se destacan por su origen creativo, su capacidad para comunicar significados y su conexión con la propiedad intelectual (Aguado y Palma, 2012). Estos bienes poseen un valor simbólico que debe ser interpretado para que su consumo sea satisfactorio. Contar con una base adecuada de capital humano es crucial para comprender este valor (Ateca Amestoy, 2007, 2009; Ateca Amestoy y Prieto Rodríguez 2013; De la Vega *et al.*, 2020).

El análisis económico de los bienes y servicios culturales presenta desafíos, debido a la dualidad de valores que poseen: el valor económico y el valor cultural (Aguado y Palma, 2012). La dificultad en su cuantificación¹ radica en que el reconocimiento en el mercado, que define el valor económico, no siempre coincide con el valor cultural intrínseco (Klamer, 2003; Ruijgrok, 2006). Por ejemplo, mientras el valor económico de las obras de arte de pintores famosos a menudo refleja el valor cultural, para las manifestaciones culturales intangibles, como las fiestas declaradas patrimonio cultural, el valor económico se relaciona más con la demanda de actividades y servicios asociados a la gestión cultural.

¹ Los bienes culturales carecen de representación clara según los precios y el mercado, especialmente los bienes públicos, para los cuales se requiere la construcción de un mercado hipotético (Throsby, 2001).

El estudio de la economía de la cultura abarca una amplia gama de áreas temáticas que no siempre coinciden (Ginsburgh y Throsby, 2006). Estas áreas incluyen las artes escénicas, caracterizadas por ser espectáculos en vivo que se agotan en el momento de su interpretación (Borgonovi, 2004; Frey, 2000). El patrimonio cultural es un recurso único e irreproducible, siempre sujeto a condiciones de sostenibilidad (Cuenin, 2009; Ruijgrok, 2006; Zamora Acosta, 2011). Las industrias culturales están enfocadas en la producción de bienes culturales reproducibles (Chang *et al.*, 2021; Throsby, 2008; Towse, 2003). El consumo cultural² explora la formación del gusto, los determinantes de la demanda y la participación en las artes (Cuadrado García y Berenguer Contrí, 2002; Falk y Katz-Gerro, 2016; Gómez Hernández y Espinal Monsalve, 2016; Shin, 2024; Snowball *et al.*, 2010). El análisis de la política y las instituciones culturales examina cómo afectan el ámbito cultural (Bakhshi y Throsby, 2012; Bakhshi y Cunningham, 2016; Belfiore, 2020). La relación entre la cultura y el desarrollo económico investiga cómo la cultura contribuye al crecimiento económico y al desarrollo social (Aureli *et al.*, 2023; Angelini y Castellani, 2019; Dalkavouki, 2022; Matarasso, 2001). El análisis teórico de la economía de la cultura ofrece una base conceptual para estos estudios (Ginsburgh y Throsby, 2006; Throsby, 2001). El turismo cultural se centra en la motivación del visitante para aprender, descubrir, experimentar y consumir productos culturales tangibles e intangibles en diversos destinos (Mousavi *et al.*, 2016; Noonan y Rizzo, 2017; Richards, 2013). Los derechos de autor son un aspecto importante de la oferta cultural (Towse, 2006, 2013; Whitaker *et al.*, 2021).

Un avance significativo en la consolidación de la economía de la cultura como disciplina científica fue la asignación del código Z por el *Journal of Economic Literature (JEL)*³ a principios de la década de 1990, inicialmente con las subcategorías Z0 y Z1 (Aguado *et al.*, 2017; Gómez Vega, 2021). Esta categoría se ha desglosado en apartados más específicos, como la economía de las artes y la literatura (código Z11), impulsando el crecimiento en investigaciones y la publicación de manuales, como el *Handbook of cultural economics*, el *Handbook of the economics of art and culture*, el *Handbook on the economics of cultural heritage* y el *Teaching cultural economics*.

Este campo está ganando reconocimiento en el ámbito académico, científico e institucional, debido a su contribución en la formulación de políticas públicas. En Colombia, el interés en este tema se remonta a la ley general de cultura (Ley 397 de 1997), que establece normas para la protección y promoción del patrimonio

² También abarca el mercado laboral, las tipologías de empresas, las estructuras de mercado y la formación de precios.

³ Es un sistema de clasificación desarrollado por el *Journal of Economic Literature (JEL)*, con el fin de clasificar y estandarizar la literatura académica en el campo de la economía.

cultural.⁴ En 2001, el Convenio Andrés Bello⁵ publicó *Economía y cultura: La tercera cara de la moneda*, el primer estudio en el que la dimensión económica de la cultura es la protagonista (apéndice 1).

A lo largo de los años, se han desarrollado importantes iniciativas legislativas, como la Ley 1834 de 2017, conocida como la ley naranja, que busca impulsar las industrias creativas mediante estrategias clave, como instituciones, información, inspiración, inclusión, industria, integración e infraestructura (Gómez Vásquez et al., 2021). Igualmente, el Plan Nacional de Desarrollo 2018-2022 (Departamento Nacional de Planeación [PND], 2019) identifica aspectos relacionados con la cultura, como el impulso al emprendimiento cultural, la protección de la propiedad intelectual y el acceso equitativo a la cultura.

El reconocimiento de la importancia de la cultura para el desarrollo económico, social e institucional se ha reflejado en una serie de estudios que analizan las relaciones entre la economía y la cultura en todas sus dimensiones (Aguado, 2010; Angelini y Castellani, 2019; Devesa et al., 2012; Bedate Centeno y Herrero Prieto, 2003; Markusen y Gadwa 2010; Tubadji, 2013; Tubadji et al., 2015).

En Colombia, aún no se han consolidado trabajos que integren todas las contribuciones y reflexiones sobre esta relación. Sin embargo, es importante resaltar la convocatoria que hace la Universidad Nacional de Colombia Sede Medellín en 2017 para la realización del Primer Seminario Iberoamericano de la Economía de la Cultura con la participación de 40 investigadores que atendieron a esta.

A nivel internacional, estudios como los de Herrero-Prieto (2009) y Gómez Vega (2021) han realizado análisis bibliométricos de la producción científica en este campo en España, confirmando su consolidación y destacando una mayor presencia de autores españoles en el ámbito científico. Aunque la producción científica en economía de la cultura ha sido limitada en general, se han abordado diversos temas, como el patrimonio cultural (Lin et al., 2021; Vlase y Lähdesmäki, 2023), el turismo cultural (Yildirim et al., 2023; Zhang et al., 2023) y las industrias culturales (Acevedo-Ardila, 2020; Dharmani et al., 2021; Camacho Sotelo, 2020).

Este artículo tiene como objetivo estudiar la producción académica en economía de la cultura en Colombia, así como la trayectoria de los investigadores en este campo a través de publicaciones en revistas científicas con revisión acreditada.⁶ El análisis se enfoca en el crecimiento, la distribución temporal y la produc-

⁴ Con la creación del Ministerio de Cultura (MinCultura), a través la Ley 397 de 1997, el Estado se compromete a estimular, proteger y promocionar las distintas manifestaciones culturales que constituyen parte integral de la identidad y la cultura colombianas, mediante la formulación de políticas públicas y el respeto a las aspiraciones de las comunidades de conservar, enriquecer y difundir su identidad y patrimonio cultural.

⁵ Es un organismo intergubernamental de integración educativa, científica, tecnológica y cultural en el ámbito iberoamericano.

⁶ Las revistas nacionales deben estar acreditadas por el sistema de indexación y homologación de revistas especializadas Publindex y las revistas extranjeras deben estar registradas en las bases de datos seleccionadas en el apartado metodológico.

ción académica, la publicación en revistas nacionales y extranjeras, así como las colaboraciones entre autores. El trabajo se divide en cuatro secciones: primero, la introducción, que discute los aspectos conceptuales del campo; segundo, la metodología empleada y los criterios de búsqueda; tercero, los resultados derivados de los artículos encontrados, y, cuarto, las conclusiones del análisis.

METODOLOGÍA

El estudio bibliométrico se centra en la producción académica de un área de conocimiento específico. Incluye la búsqueda, el tratamiento y el análisis de las contribuciones académicas para evaluar la actividad científica en sus distintas presentaciones. Utiliza métodos matemáticos y estadísticos para hacerla mensurable y comparable (Castillo y Carretón, 2010). De esta manera, es posible seguir el crecimiento y la distribución del material científico-académico en un país, región o institución, así como la productividad de investigadores y grupos de investigación. También permite rastrear a los autores, las instituciones y revistas más representativas en un campo de estudio y su presencia a nivel nacional e internacional. Además, ayuda a visualizar los temas de interés de estudio a lo largo del tiempo (Gómez Velasco *et al.*, 2021; Gonzales de Dios *et al.*, 1997; Herrero-Prieto, 2009; Romaní *et al.*, 2011).

Este estudio bibliométrico tiene un alcance descriptivo y se basa en los cinco aspectos metodológicos fundamentales propuestos por Herrero-Prieto (2009): a) la delimitación conceptual del campo de estudio, b) el objeto de análisis, c) la acotación temporal, d) las unidades de medida a analizar y e) la clasificación temática de las publicaciones.

Este trabajo se enfoca en analizar la producción académica en el campo de la economía de la cultura en Colombia desde 1990 hasta 2023. La metodología empleada incluye los siguientes pasos:

- Estrategia de búsqueda de artículos: La búsqueda se centró en examinar revistas nacionales de economía en Colombia desde 1990 hasta 2023 para identificar autores que han contribuido al campo de la economía de la cultura. Es importante señalar que el primer artículo detectado en esta búsqueda data de 2001. Además, se realizó una búsqueda de trabajos en revistas internacionales. Sin embargo, esta metodología no permite rastrear completamente la producción de autores nacionales que hayan publicado exclusivamente en el extranjero, lo cual es probable debido al sistema de incentivos para publicar en revistas de alto impacto internacional.
- Selección de revistas y artículos: Se ha realizado una búsqueda en revistas nacionales colombianas acreditadas por Latindex, enfocándose en aquellas en el ámbito de la economía. Esta búsqueda reveló 71 títulos, de los cuales se incluyeron únicamente aquellos con disponibilidad en línea. Se identificaron 69 artículos relacionados con la economía de la cultura dis-

tribuidos en 28 publicaciones. La búsqueda también se extendió a revistas internacionales para complementar el análisis.

- Criterios de búsqueda: Se emplearon términos clave como “economía de la cultura”, “cultura”, “consumo cultural”, “capital cultural”, “patrimonio”, “industrias culturales”, “políticas culturales” y “turismo cultural”. Para revistas sin opción de búsqueda avanzada, se revisaron todos los números disponibles en línea para asegurar una cobertura exhaustiva.
- Análisis de autores y publicaciones: Se identificaron autores colombianos o extranjeros afiliados a instituciones colombianas mediante bases de datos como Web of Science (WoS), EconLit, Journal STORage (JSTOR), Scopus y Academic Search Complete (Ebsco). Además, se revisaron los perfiles Open Researcher and Contributor ID (ORCID)⁷ para encontrar artículos adicionales no disponibles en las bases de datos principales.
- Clasificación temática: Los artículos se clasificaron en categorías temáticas, como artes escénicas, patrimonio cultural, industrias culturales, política e instituciones culturales, cultura y desarrollo económico, análisis teórico de la economía de la cultura, turismo cultural y derechos de autor. Algunos artículos presentaron dificultades para una única clasificación, por lo que se asignaron a subcategorías específicas basadas en el énfasis principal de los autores.⁸
- Periodo de análisis y unidades de medida: Se ha considerado el periodo 1990-2023, a pesar de que el primer artículo relevante identificado es de 2001. La unidad de medida incluye el número de artículos publicados y su extensión en páginas. También se realizó un análisis de autorías y el impacto de la producción científica a través del número de citas para los autores colombianos con tres o más publicaciones.

RESULTADOS

El primer hallazgo de esta investigación reveló 94 artículos distribuidos en 53 revistas, con un 73,4 % publicados en revistas nacionales y un 26,6 % en revistas internacionales (apéndice 4). El total de autores asciende a 112, de los cuales el 78,6 % son colombianos o extranjeros afiliados a instituciones colombianas, mientras el 21,4 % restante corresponde a autores extranjeros que han publicado en revistas nacionales o han colaborado con autores colombianos en publicaciones tanto nacionales como internacionales. En el apéndice 3 se presenta un listado de los autores con dos o más publicaciones.

⁷ Es un identificador único y persistente gratuito para los investigadores.

⁸ Por ejemplo, los artículos sobre patrimonio cultural se han subdividido en temas como medición, análisis teórico y la relación entre cultura y desarrollo. Se ha hecho un esfuerzo por centrarse en el tema principal que los autores destacan con mayor énfasis, asegurando una clasificación precisa y coherente.

Tabla 1.
Resumen de resultados del estudio bibliométrico

	Colombiano		Extranjero		Total
	Cantidad	Porcentaje	Cantidad	Porcentaje	
Artículos	69	73,4 %	25	26,6 %	94
Autores	88	78,6 %	24	21,4 %	112
Revistas	31	58,5 %	22	41,5 %	53

Fuente: elaboración propia.

Se observa un incremento general en el número de artículos publicados a lo largo del tiempo, mostrando notables fluctuaciones, como el que se da en 2015 y 2019 (figura 1).

Figura 1.
Artículos publicados sobre economía de la cultura en el tiempo y media móvil tres



Fuente: elaboración propia.

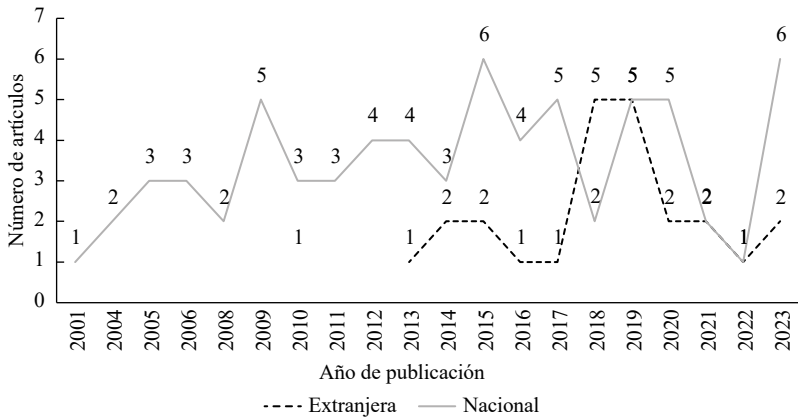
El crecimiento en el número de artículos se debe principalmente a las publicaciones en revistas nacionales, a excepción de 2018, cuando se observó un mayor número en revistas extranjeras (figura 2). Entre las 53 revistas identificadas, el 58,5 % son nacionales (apéndice 2); de estas revistas nacionales, el 74,2 % (23) están clasificadas en Publlindex, mientras el 25,8 % (8) en SCImago Journal Rank (SJR). En cuanto a las 22 revistas extranjeras, el 59,1 % (13) tienen clasificación en Publlindex y el 77,3 % (17) en JSR.

La figura 3 muestra 10 revistas colombianas que han publicado tres o más artículos, 6 con clasificación C en Publlindex, 1 con clasificación B, 1 con clasificación A1 y 2 no tienen clasificación. Además, 6 de estas revistas cuentan con un índice de impacto SJR superior a 0,12, concentrando el 43,8 % de los artículos

publicados. Se destacan la *Revista Territorios* con 7 artículos, de los cuales 5 fueron publicados en 2015, y *Cuadernos de Economía* con 6 artículos publicados entre 2008 y 2020.

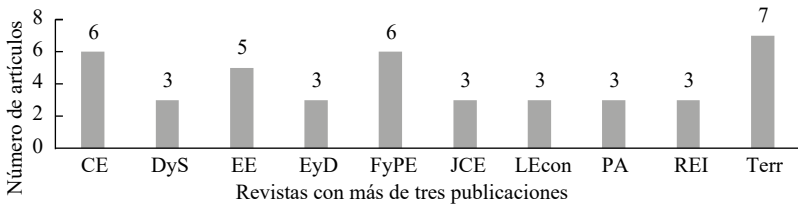
Según la distribución temática de los artículos encontrados, predominan los estudios sobre consumo cultural, que constituyen el 19,1 % del total. Estos estudios se centran en los determinantes de la participación en actividades culturales.

Figura 2.
Artículos publicados sobre economía de la cultura en el tiempo en revistas nacionales y extranjeras



Fuente: elaboración propia.

Figura 3.
Revistas con más de tres publicaciones en economía de la cultura



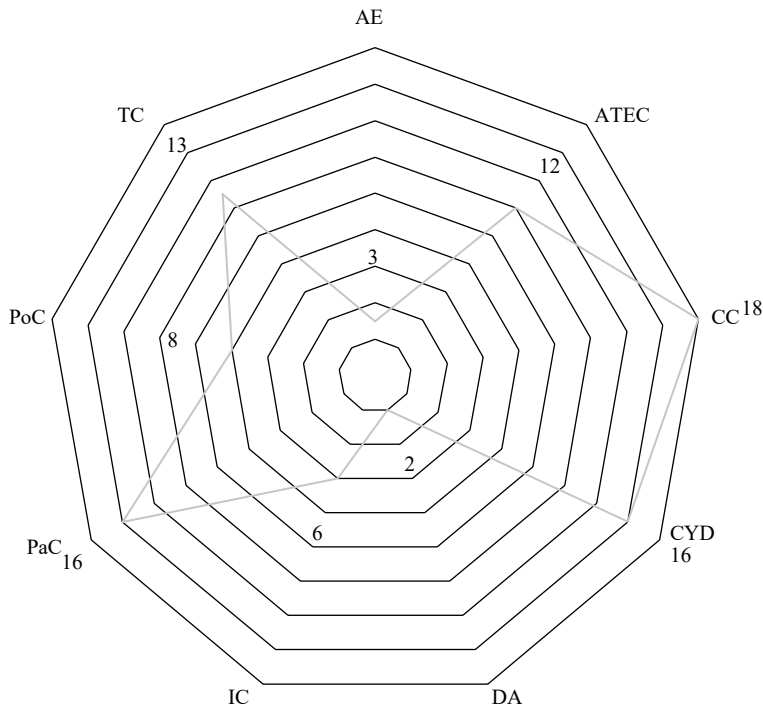
CE: *Cuadernos de Economía*; DyS: *Desarrollo y Sociedad*; EE: *Ensayos de Economía*; EyD: *Equidad & Desarrollo*; FyPE: *Revista Finanzas y Política Económica*; JCE: *Journal of Cultural Economics*; LEcon: *Lecturas de Economía*; PA: *Porik An*; REI: *Revista de Economía Institucional*; Terr: *Territorios*.

Fuente: elaboración propia.

El segundo tema frecuente es el patrimonio cultural, con un 17 %, abordando subtemas, como análisis teóricos, valoración económica del patrimonio, consumo

cultural y estudios de impacto económico. El tercer tema más relevante es la relación entre cultura y desarrollo, con un 17 %. Los demás temas suman el 46,8 % de las publicaciones (44 artículos), distribuyéndose en turismo cultural (13 artículos), análisis teórico de la economía de la cultura (12 artículos), política cultural (8 artículos), industrias culturales (6 artículos), artes escénicas (3 artículos) y derechos de autor (2 artículos).

Figura 4.
Distribución temática de los artículos de economía de la cultura



ATEC: análisis teórico de la economía de la cultura; AE: artes escénicas; CC: consumo cultural; CYD; cultura y desarrollo; DA: derechos de autor; IC: industrias culturales; PaC: patrimonio cultural; PoC: política cultural; TC: turismo cultural.
Fuente: elaboración propia.

La distribución temática varía según el origen de la revista. En las revistas nacionales, el tema más recurrente es “Cultura y desarrollo” (18,8 %), seguido de “Turismo cultural” (17,4 %), “Patrimonio cultural” (15,9 %) y “Consumo cultural” (15,9 %). En contraste, las revistas extranjeras se enfocan principalmente en “Consumo cultural” (25,9 %), “Patrimonio cultural” (22,2 %) y “Política cultural” (18,5 %).

Las coautorías permiten identificar grupos de trabajo o redes colaborativas tanto a nivel nacional como internacional. En la figura 6, se observa que, en el caso de los artículos publicados en revistas nacionales, el 72,5 % son el resultado del trabajo de uno o dos autores, mientras solo el 27,5 % son producidos por tres o más autores. Esto indica una preferencia por la autoría individual o en pareja en el contexto de revistas nacionales. En contraste, para los artículos publicados en revistas extranjeras, el 55,6 % son el fruto de colaboraciones entre tres o más autores, el 29,6 % son obra de dos autores y el 14,8 % son trabajos individuales, mostrando una inclinación hacia la colaboración.

Entre los autores colombianos con mayor número de colaboraciones, Aguado-Quintero se destaca con 14 de sus 15 artículos en coautoría, principalmente con el español Palma-Martos. Por otro lado, Espinal-Monsalve ha publicado 12 de sus 13 artículos en colaboración, destacándose las coautorías con Ramos-Ramírez (6 artículos), Gómez-Zapata (4 artículos) y Gómez-Hernández (3 artículos). Esto sugiere una red de trabajo internacional entre Palma-Martos de la Universidad de Sevilla y Aguado-Quintero de la Pontificia Universidad Javeriana en Cali, así como una red de colaboración nacional entre Espinal-Monsalve, Ramos-Ramírez, Gómez-Zapata y Gómez-Hernández, quienes pertenecen al Grupo de Investigación Economía, Cultura y Políticas de la Universidad Nacional de Colombia Sede Medellín.

En cuanto al número de publicaciones por autores colombianos, se observa que el 77,7 % (87) tienen una sola publicación en el campo de la economía de la cultura, el 13,4 % (15) dos publicaciones y el 8,9 % (10) tres o más publicaciones. Los autores con una o dos publicaciones no se consideran especialistas en economía de la cultura, ya que la mayoría tienen otras áreas de especialización y probablemente están empezando a incursionar en este campo. Otra razón para un número reducido de publicaciones podría ser que estos autores están en las etapas iniciales de su carrera investigadora en esta área.

Por otro lado, los autores colombianos con tres o más publicaciones son considerados investigadores en economía de la cultura y figuran como autores o coautores en el 41,5 % (39) de los artículos analizados en este estudio. Los temas más recurrentes entre estos autores son consumo cultural, patrimonio cultural y análisis teórico de la economía de la cultura. Discriminando por autor (tabla 2), se observa que Aguado-Quintero se enfoca principalmente en el análisis teórico de la economía de la cultura (5 artículos), consumo cultural (3 artículos) y patrimonio cultural (3 artículos); Espinal-Monsalve se concentra en el consumo cultural (5 artículos) y el patrimonio cultural (4 artículos); Ramos-Ramírez se especializa en el consumo cultural (5 artículos); Gómez-Zapata se centra en patrimonio cultural (3 artículos) y política cultural (3 artículos); Gómez-Hernández se focaliza en consumo cultural (3 artículos), y Espinosa-Espinosa en consumo cultural (2 artículos).

Tabla 2.
Artículos por tema para los autores colombianos con más de dos publicaciones en economía de la cultura

Temas	Autores					
	Ramos-Ramírez	Gómez-Zapata	Aguado-Quintero	Gómez-Hernández	Espinal-Monsalve	Espinosa-Espinosa
Análisis teórico de la economía de la cultura	0	0	5	0	1	0
Artes escénicas	0	0	1	0	0	0
Consumo cultural	5	0	3	3	5	2
Cultura y desarrollo	0	3	1	0	1	1
Derechos de autor	0	0	1	0	0	0
Industrias culturales	0	0	1	0	0	0
Patrimonio cultural	1	3	3	0	4	0
Política cultural	0	3	0	0	0	0
Turismo cultural	1	0	0	0	2	0
Total	7	9	15	3	13	3

Fuente: elaboración propia.

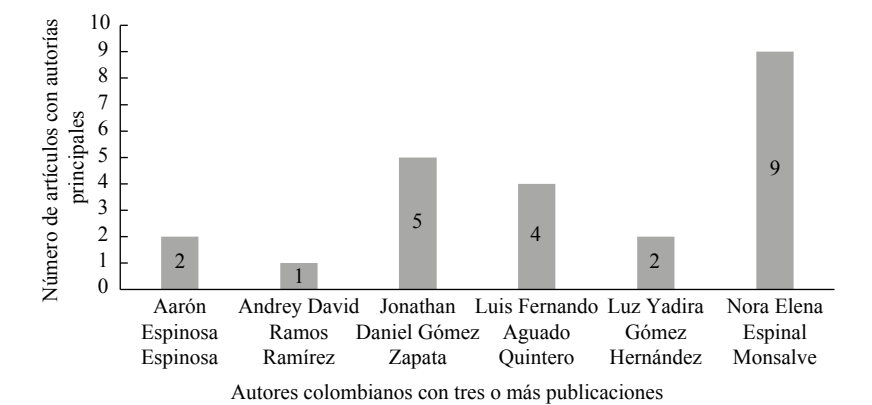
De los 55 artículos con más de un autor, se observó que el 76,4 % de los autores principales son colombianos, mientras el 23,6 % son extranjeros. Además, el 56,4 % de los artículos con autores principales colombianos fueron publicados en revistas colombianas.

Entre los autores colombianos con tres o más publicaciones, Espinal-Monsalve, Espinosa-Espinosa y Gómez-Hernández destacan como los que tienen el mayor porcentaje de autorías principales, representando el 69,2 %, el 66,7 % y el 66,7 % de sus artículos totales publicados, respectivamente. Aunque Aguado-Quintero tiene el mayor número total de publicaciones, solo figura como autor principal en el 26,7 % de los artículos (figura 5).

Para estos autores, se midió el impacto científico de sus trabajos por medio del número de citas. Como propone Gómez Vega (2021), el número de citaciones se puede emplear como un indicador de la calidad científica según el impacto científico y la producción de nuevo conocimiento.

Se encontró que, en promedio, tienen 15 citaciones por artículo. Los autores con mayor impacto científico son Aguado-Quintero, Gómez-Zapata y Espinal-Monsalve, que son los autores con mayor número de artículos publicados (tabla 3).

Figura 5.
Autorías principales para los autores colombianos con tres o más publicaciones



Fuente: elaboración propia.

Tabla 3.
Citaciones por autor

Nombre del autor	Número de citas	Número de artículos	Citas por artículos
Luis Fernando Aguado Quintero	398	15	26,5
Jonathan Daniel Gómez Zapata	176	9	19,6
Nora Elena Espinal Monsalve	176	13	13,5
Andrey David Ramos Ramírez	52	7	7,4
Luz Yadira Gómez Hernández	37	3	12,3
Aarón Espinosa Espinosa	27	3	9,0

Fuente: elaboración propia.

De estos autores, los artículos con más citas son “Determinants of cultural and popular celebration attendance: The case study of Seville Spring Fiestas” (73 citas) publicado en la revista internacional *Journal of Cultural Economics*, y “50 años de economía de la cultura: Explorando sus raíces en la historia del pensamiento económico” (60 citas) publicado en la revista nacional *Cuadernos de Economía*; en ambos artículos, Aguado-Quintero registra como autor.

ANÁLISIS

Este estudio bibliométrico proporciona un análisis exhaustivo de la investigación en economía de la cultura, destacando las tendencias, las áreas de enfoque y los patrones de colaboración. Los resultados presentados ofrecen una visión profunda de la evolución y el estado actual de este campo de estudio.

Se observa un aumento significativo en la producción académica sobre economía de la cultura en Colombia, con 96 artículos identificados en 53 revistas nacionales e internacionales. Aunque el crecimiento a lo largo de los años es irregular, el promedio de 17 artículos por año en los últimos cinco años indica un incremento sostenido reciente.

El análisis temático revela áreas de interés predominantes en la investigación. El consumo cultural, el patrimonio cultural y la cultura y el desarrollo emergen como temas destacados. Estos temas abordan aspectos clave, como los determinantes de la participación en actividades culturales, la valoración económica del patrimonio y el impacto económico de la cultura en el desarrollo. Estos temas representan una proporción significativa de las publicaciones, subrayando su relevancia en el campo.

Se identifican varios autores con múltiples contribuciones al campo, quienes han abordado diversos temas en profundidad y consistencia. Sus investigaciones han ampliado el conocimiento en áreas, como el análisis teórico de la economía de la cultura, así como el consumo y el patrimonio culturales. Además, se observa una evolución en la participación de los autores, desde aquellos que inician en el campo hasta aquellos que consolidan su presencia como investigadores especializados.

Los resultados de este estudio proporcionan una base sólida para futuras investigaciones en economía de la cultura. Se sugiere explorar más a fondo los temas identificados, así como fomentar la colaboración interdisciplinaria y la participación en redes internacionales. Asimismo, se invita a los investigadores nuevos a contribuir al campo y a fortalecer la presencia de la investigación colombiana en la escena internacional.

CONCLUSIONES

Los resultados de esta investigación evidencian que el campo de estudio de la economía de la cultura en Colombia es de reciente aparición, pues el primer artículo encontrado fue “La biodiversidad y el desarrollo económico”, publicado en 2001 por la revista *Con-Texto*, revista colombiana dedicada al estudio de temas relacionados con el derecho y la economía. En este estudio, Guevara-Bernal plantea una discusión sobre la importancia que tiene la conservación de la biodiversidad para el desarrollo económico, cultural y ambiental de las comunidades.

El primer artículo publicado en una revista internacional fue “Las dinámicas socioespaciales de los centros históricos versus las políticas públicas de conservación del patrimonio urbano: El caso de Bogotá (1994-2010)”, por Lulle y de Urbina en 2010, en la revista *Scripta Nova*⁹ de la Universidad de Barcelona, estudio en el cual analizan las políticas públicas de conservación del patrimonio

⁹ Scripta Nova fue fundada en 1994 como evolución de Geocrítica y se especializa en la publicación de estudios sobre geografía crítica y análisis socioespacial, fomentando el debate interdisciplinario.

urbano en Bogotá. Y el primer artículo publicado en la revista *Journal of Cultural Economics (JCE)*¹⁰ es realizado por los españoles Palma-Martos y Palma-Martos y el colombiano Aguado-Quintero en 2013, investigación que se centra en los determinantes de la asistencia a las Fiestas de Primavera de Sevilla.

Los resultados de este trabajo reflejan el interés de los investigadores en el patrimonio (16 artículos), poniéndole mayor atención a la política pública de financiación y recogiendo el reconocimiento social y académico del patrimonio como un activo cultural y económico que contribuye al bienestar de la sociedad y al desarrollo. La mayoría de los 15 estudios de consumo cultural son la respuesta de los investigadores a la aparición de la encuesta de consumo cultural¹¹ realizada por el Departamento Nacional de Estadística (DANE),¹² la cual provee los datos para el tratamiento estadístico y el análisis teórico. Finalmente, los 13 estudios sobre turismo cultural reflejan el interés de los investigadores y el reconocimiento que tiene Colombia a nivel mundial por su enorme patrimonio cultural y ambiental, que cada vez atrae a un mayor número de turistas y que se ha convertido en un poderoso activo económico y social capaz de contribuir a la sostenibilidad del patrimonio, la generación de empleo y el crecimiento del producto interior bruto (PIB).

Existe un número importante de autores que apenas están comenzando su carrera investigativa en este campo que presentan menos de tres artículos, y que probablemente aparecerán otras publicaciones en el futuro.

Se destaca una red internacional y un grupo de investigación consolidado que se dedica al estudio de la economía de la cultura. No se encontraron trabajos conjuntos entre la Pontificia Universidad Javeriana y la Universidad Nacional de Colombia, instituciones donde trabajan los investigadores con el mayor número de artículos publicados, Aguado-Quintero, Espinal-Monsalve y Gómez-Zapata.

A partir de la celebración del Primer Seminario Iberoamericano de la Economía de la Cultura se evidencia un pico en 2019 en el número de artículos publicados en el área de la economía de la cultura. Para un próximo estudio, se propone medir el impacto que tuvo este evento en el número de publicaciones y, por tanto, en la consolidación del campo de estudio en Colombia. Este hallazgo podría alentar a realizar eventos académicos nacionales e internacionales en la Pontificia Universidad Javeriana y en la Universidad Nacional de Colombia, con el fin de contribuir

¹⁰ Esta revista cuenta con una clasificación Q1 y un índice SJR de 0,82 para 2020, lo que la convierte en una importante revista a nivel mundial. Desarrolla temas como el análisis teórico de la economía de la cultura, la aplicación del análisis económico y sus herramientas al campo de la cultura y a los aspectos económicos de la política cultural.

¹¹ La Encuesta de Consumo Cultural (ECC) proporciona información sobre las prácticas culturales de la población mayor de 5 años en adelante que reside en las cabeceras municipales del territorio.

¹² El DANE es la entidad encargada de garantizar la producción, disponibilidad y calidad de la información estadística estratégica, así como dirigir, planear, ejecutar, coordinar, regular y evaluar la producción y difusión de información oficial básica.

al posicionamiento del área de la economía de la cultura en el escenario nacional e internacional.

Finalmente, es importante reconocer que este estudio tiene limitaciones que podrían haber dejado por fuera importantes contribuciones en el campo de la economía de la cultura. Una limitación clave es la exclusión de ciertas publicaciones, como artículos, libros y capítulos de libros, debido a las restricciones metodológicas; es posible también que existan algunos autores colombianos que tengan publicaciones exclusivamente en revistas extranjeras, que por la estrategia de búsqueda no quedaron registradas. Estas limitaciones pueden ser superadas en los próximos estudios.

REFERENCIAS

1. Acevedo-Ardila, D. (2020). *Análisis teórico y bibliométrico de la economía naranja y economía creativa y cultural* [tesis de grado, Universidad Santo Tomás]. <https://repository.usta.edu.co/server/api/core/bitstreams/f702cab9-4f54-428e-9e45-06bec561fa82/content>
2. Aguado, L. F. (2010). Estadísticas culturales: una mirada desde la economía de la cultura. *Cuadernos de Administración*, 23(41), 107-141. <http://www.scielo.org.co/pdf/cadm/v23n41/v23n41a06.pdf>
3. Aguado, L. F., Palma, L., & Pulido Pavón, N. (2017). 50 años de economía de la cultura: Explorando sus raíces en la historia del pensamiento económico. *Cuadernos de Economía*, 36(70), 197-225. <http://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n70.53813>
4. Aguado, L., & Palma, L. (2012). Una interpretación metodológica sobre la incorporación de los bienes y servicios culturales al análisis económico. *Lecturas de Economía*, 77, 219-252. <https://revistas.udea.edu.co/index.php/lecturasdeeconomia/article/download/14775/17901?inline=1>
5. Angelini, F., & Castellani, M. (2019). Cultural and economic value: A critical review. *Journal of Cultural Economics*, 43, 173-188. <https://doi.org/10.1007/s10824-018-9334-4>
6. Ateca-Amestoy, V. M.^a (2007). Cultural capital and demand. *Economics Bulletin*, 26(1), 1-9.
7. Ateca Amestoy, V. M.^a (2009). El capital humano como determinante del consumo cultural. *Studies of Applied Economics*, 27(1), 89-112. <https://doi.org/10.25115/eea.v27i1.4851>
8. Ateca-Amestoy, V., & Prieto-Rodriguez, J. (2013). Forecasting accuracy of behavioural models for participation in the arts. *European Journal of Operational Research*, 229(1), 124-131. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2013.02.005>

9. Aureli, S., Del Baldo, M., Demartini, P., & Piber, M. (2023). Cultural heritage as a trigger for civic wealth creation and sustainable urban development. En M. del Baldo, M. Piber, P. Demartini, & Selena Aureli (eds.), *Cultural heritage as a trigger for civic wealth creation and sustainable urban development* (pp. 25-32). Roma: RomaTrE-Press.
10. Bakhshi, H., & Cunningham, S. (2016). *Cultural policy in the time of the creative industries*. Nesta.
11. Bakhshi, H., & Throsby, D. (2012). New technologies in cultural institutions: Theory, evidence and policy implications. *International Journal of Cultural Policy*, 18(2), 205-222. <https://doi.org/10.1080/10286632.2011.587878>
12. Baumol, W. J., & Bowen, W. G. (1993). *Performing arts-the economic dilemma: A study of problems common to theater, opera, music and dance*. Gregg Revivals.
13. Bedate Centeno, A. M.^a, & Herrero Prieto, L. C. (2003). Consumo cultural y desarrollo económico en España. En 8.º Congreso de Economía Regional de Castilla y León: comunicaciones. Valladolid, días 28, 29 y 30 de noviembre de 2002 (pp. 305-325). Junta de Castilla y León. https://www.jcyl.es/jcyl/cee/dgeae/congresos_ecoreg/CERCL/411_1.PDF
14. Belfiore, E. (2020). Whose cultural value? Representation, power and creative industries. *International Journal of Cultural Policy*, 26(3), 383-397. <https://doi.org/10.1080/10286632.2018.1495713>
15. Blaug, M. (2001). Where are we now on cultural economics. *Journal of Economic Surveys*, 15(2), 123-143. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00134>
16. Borgonovi, F. (2004). Performing arts: Aneconomic approach. *Applied Economics*, 36, 1871-1885. <https://doi.org/10.1080/0003684042000225707>
17. Camacho Sotelo, C. K. (2020). Visualización de las líneas de investigación de las industrias culturales y creativas basado en mapas bibliométricos. *Repositorio de la Red Internacional de Investigadores en Competitividad*, 14(14). <https://www.riico.net/index.php/riico/article/view/1953/1792>
18. Castillo, A., & Carretón, M. C. (2010). Investigación en comunicación: Estudio bibliométrico de las revistas de comunicación en España. *Communication & Society*, 23(2), 289-327. <https://doi.org/10.15581/003.23.36234>
19. Chang, Y. Y., Potts, J., & Shih, H. Y. (2021). The market for meaning: A new entrepreneurial approach to creative industries dynamics. *Journal of Cultural Economics*, 45(3), 491-511. <https://doi.org/10.1007/s10824-021-09416-5>
20. Congreso de Colombia. (1997, 7 de agosto). Ley 397. *Por la cual se desarrollan los artículos 70, 71 y 72 de la Constitución Política; se dictan normas sobre el patrimonio cultural, fomento y estímulos a la cultura; se crea el Ministerio de Cultura y se trasladan algunas dependencias*. Diario Oficial 43102. <https://www.suin-juriscol.gov.co/viewDocument.asp?ruta=Leyes/1659563>

21. Congreso de Colombia. (2017, 23 de mayo). Ley 1834. *Por medio de la cual se fomenta la economía creativa ley naranja*. Diario Oficial 50.242. <https://www.suin-juriscol.gov.co/viewDocument.asp?ruta=Leyes/30030647#:~:text=Objeto.,fundamentan%20en%20la%20propiedad%20intelectual>.
22. Convenio Andrés Bello. (2001). *Economía y cultura: La tercera cara de la moneda*.
23. Cuadrado García, M., & Berenguer Contri, G. (2002). *El consumo de servicios culturales*. ESIC.
24. Cuenin, F. (2009). *Patrimonio cultural y desarrollo socioeconómico: La recuperación de áreas centrales históricas*. Banco Interamericano de Desarrollo. <http://doi.org/10.18235/0009403>
25. Dalkavouki, A. (2022). Towards a methodology for the assessment of culture-derived spatial economic development: The case of visual artists in the United States. *European Journal of Geography*, 13(2), 108-126. <https://doi.org/10.48088/ejg.a.dal.13.2.108.126>
26. Departamento Nacional de Planeación. (2019). *Plan Nacional de Desarrollo 2018-2022 “Pacto por Colombia, pacto por la equidad”*. <https://colaboracion.dnp.gov.co/CDT/Prensa/Resumen-PND2018-2022-final.pdf>
27. Devesa, M., Báez, A., Figueroa, V., & Herrero, L. C. (2012). Repercusiones económicas y sociales de los festivales culturales: El caso del Festival Internacional de Cine de Valdivia. *EURE*, 38(115), 95-115. <https://doi.org/10.4067/S0250-71612012000300005>
28. De la Vega, P., Suarez-Fernández, S., Boto-García, D. *et al.* (2020). Playing a play: online and live performing arts consumers profiles and the role of supply constraints. *Journal of Cultural Economics* 44, 425-450. <https://doi.org/10.1007/s10824-019-09367-y>
29. Dharmani, P., Das, S., & Prashar, S. (2021). A bibliometric analysis of creative industries: Current trends and future directions. *Journal of Business Research*, 135, 252-267. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2021.06.037>
30. Espinal Monsalve, N. E., & Ramos Ramírez, A. D. (2017). Aproximaciones al estudio del turismo cultural en Medellín. *Transitare*, 3, 63-82. <https://transitare.anahuacoaxaca.edu.mx/index.php/Transitare/article/view/37/21>
31. Falk, M., & Katz-Gerro, T. (2016). Cultural participation in Europe: Can we identify common determinants? *Journal of Cultural Economics*, 40, 127-162. <https://doi.org/10.1007/s10824-015-9242-9>
32. Frey, B. S. (2000). *L'economia de l'art*. la Caixa.
33. Ginsburgh, V. (2001). Economics of art and culture. En N. Smelser, & P. Baltes (eds.), *International encyclopedia of the social and behavioural sciences* (pp. 758-764). Elsevier.

34. Ginsburgh, V. A., & Throsby, D. (2006). *Handbook of the economics of art and culture*. Elsevier.
35. Gómez Hernández, L. Y., & Espinal Monsalve, N. E. (2016). Determinantes de la participación en artes escénicas en Medellín, Colombia. *Ensayos de Economía*, 26(48), 189-207. <https://doi.org/10.15446/ede.v26n48.59863>
36. Gómez Vásquez, D., Ramírez Muñoz, L., & Berrocal, J. L. (2021). Análisis de las características de la Ley 1834 de 2017 que fomentan el sector cultural en Colombia. *La Propiedad Inmaterial*, 31, 129-156. <https://revistas.uexternado.edu.co/index.php/propin/article/view/7271/9980>
37. Gómez Vega, M. (2021). Análisis bibliométrico de la producción científica en el ámbito de la economía de la cultura en España entre 2009-2019. En L. C. Herrero Prieto y J. Prieto Rodríguez (eds.), *La economía de la cultura: Una disciplina joven. Estudios en homenaje al profesor Víctor Fernández Blanco* (pp. 249-264). Universidad de Oviedo. <https://digibuo.uniovi.es/dspace/bitstream/handle/10651/66293/An%C3%A1lisis%20bibliom%C3%A9trico.pdf?sequence=1>
38. Gómez Velasco, N. Y., Chaviano, O. G., & Ballesteros Alfonso, A. L. (2021). Dinámicas de la producción científica colombiana en economía: Un estudio bibliométrico en Scopus, 2007-2019. *Lecturas de Economía*, 95, 277-309. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n95a344139>
39. Gonzales de Dios, J., Moya, M. A. & Mateos Hernández, M. A. (1997). Indicadores bibliométricos: Características y limitaciones en el análisis de la actividad científica. *Anales Españoles de Pediatría*, 47(3), 235-244. <https://www.aeped.es/sites/default/files/anales/47-3-3.pdf>
40. Guevara-Bernal, I. (2001). La biodiversidad y el desarrollo económico. *Contexto*, 11, 89-95. <https://revistas.uexternado.edu.co/index.php/contexto/article/view/1777/1585>
41. Herrero-Prieto, L. C. (2009). La investigación en economía de la cultura en España: Un estudio bibliométrico. *Estudios de Economía Aplicada*, 27(1), 35-62. <https://www.redalyc.org/pdf/301/30117097002.pdf>
42. Klammer, A. (2003). Social, cultural and economic values of cultural goods. *Journal of Cultural Economics*, 3(3), 17-39. https://doi.org/10.11195/jace1998.3.3_17
43. Lin, M. P., Marine-Roig, E., & Llonch-Molina, N. (2021). Gastronomy as a sign of the identity and cultural heritage of tourist destinations: A bibliometric analysis 2001-2020. *Sustainability*, 13(22). <https://doi.org/10.3390/su132212531>
44. Lulle, T., & De Urbina, A. (2010). Las dinámicas socioespaciales de los centros históricos versus las políticas públicas de conservación del patrimonio urbano: El caso de Bogotá (1994-2010). *Scripta Nova*, 14. <https://revistes.ub.edu/index.php/ScriptaNova/article/view/1724>

45. Markusen, A., & Gadwa, A. (2010). Arts and culture in urban or regional planning: A review and research agenda. *Journal of Planning Education and Research*, 29(3), 379-391. <https://doi.org/10.1177/0739456X09354380>
46. Matarasso, F. (2001). *Recognising culture: A series of briefing papers on culture and development*. Unesco.
47. Mousavi, S. S., Doratli, N., Mousavi, S. N., & Moradiahari, F. (2016). Defining cultural tourism. En *Proceedings of the International Conference on Civil, Architecture and Sustainable Development*, 1(2), 70-75. <https://blog.americansforthearts.org/sites/default/files/DefiningCulTourism.pdf>
48. Noonan, D. S., & Rizzo, I. (2017). Economics of cultural tourism: Issues and perspectives. *Journal of Cultural Economics*, 41, 95-107. <https://doi.org/10.1007/s10824-017-9300-6>
49. Palma, L. A., & Aguado, L. F. (2010). Economía de la cultura: Una nueva área de especialización de la economía. *Revista de Economía Institucional*, 12(22), 129-165. <https://revistas.uexternado.edu.co/index.php/ecoins/article/view/386/365>
50. Palma, M. L., Palma, L., & Aguado, L. F. (2013). Determinants of cultural and popular celebration attendance: The case study of Seville Spring Fiestas. *Journal of Cultural Economics*, 37, 87-107. <https://doi.org/10.1007/s10824-012-9167-5>
51. Richards, G. (2013). Cultural tourism. En *Routledge handbook of leisure studies* (pp. 483-492). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203140505>
52. Romaní, F., Huamaní, C. y González-Alcaide, G. (2011). Estudios bibliométricos como línea de investigación en las ciencias biomédicas: Una aproximación para el pregrado. *Ciencia e Investigación Médica Estudiantil Latinoamericana*, 16(1), 52-62. <https://www.redalyc.org/pdf/717/71723602008.pdf>
53. Ruijgrok, E. C. (2006). The three economic values of cultural heritage: A case study in the Netherlands. *Journal of Cultural Heritage*, 7(3), 206-213. <https://doi.org/10.1016/j.culher.2006.07.002>
54. Shin, S. (2024). The impact of covid-19 on cultural and arts activities: Evidence from a large-scale micro-level survey in South Korea. *Journal of Cultural Economics*, 49, 193-229. <https://doi.org/10.1007/s10824-024-09501-5>
55. Snowball, J. D., Jamal, M., & Willis, K. G. (2010). Cultural consumption patterns in South Africa: An investigation of the theory of cultural omnivores. *Social Indicators Research*, 97(3), 467-483. <https://doi.org/10.1007/s11205-009-9545-1>
56. Throsby, D. (2001). *Economics and culture*. Cambridge University Press.
57. Throsby, D. (2008). The concentric circles model of the cultural industries. *Cultural Trends*, 17(3), 147-164. <https://doi.org/10.1080/09548960802361951>

58. Towse, R. (2003). 20 Cultural industries. En *A handbook of cultural economics*. Elgar. <https://doi.org/10.4337/9781781008003.00026>
59. Towse, R. (2006). Copyright and artists: A view from cultural economics. *Journal of Economic Surveys*, 20(4), 567-585. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2006.00256.x>
60. Towse, R. (2013). The quest for evidence on the economic effects of copyright law. *Cambridge Journal of Economics*, 37(5), 1187-1202. <https://doi.org/10.1093/cje/bet014>
61. Tubadji, A. (2013). Culture-based development-culture and institutions: economic development in the regions of Europe. *International Journal of Society Systems Science*, 5(4), 355-391. <https://doi.org/10.1504/IJSS.2013.058466>
62. Tubadji, A., & Nijkamp, P. (2015). Cultural impact on regional development: application of a PLS-PM model to Greece. *The Annals of Regional Science*, 54, 687-720. <https://doi.org/10.1007/s00168-015-0672-2>
63. Vlase, I., & Lähdesmäki, T. (2023). A bibliometric analysis of cultural heritage research in the humanities: The Web of Science as a tool of knowledge management. *Humanities and Social Sciences Communications*, 10(1), 1-14. <https://doi.org/10.1057/s41599-023-01582-5>
64. Whitaker, A., Bracegirdle, A., De Menil, S., Gitlitz, M. A., & Saltos, L. (2021). Art, antiquities, and blockchain: New approaches to the restitution of cultural heritage. *International Journal of Cultural Policy*, 27(3), 312-329. <https://doi.org/10.1080/10286632.2020.1809910>
65. Yildirim, I., Deniz, G., & Dalkilic, F. (2022). *Bibliometric analysis of publications within the scope of cultural heritage tourism*. University of South Florida.
66. Zamora Acosta, E. (2011). Sobre patrimonio y desarrollo: Aproximación al concepto de patrimonio cultural y su utilización en procesos de desarrollo territorial. *PASOS: Revista de Turismo y Patrimonio Cultural*, 9(1), 101-113. <https://www.pasosonline.org/Publicados/9111/PASOS23.pdf#page=109>
67. Zhang, S., Liang, J., Su, X., Chen, Y., & Wei, Q. (2023). Research on global cultural heritage tourism based on bibliometric analysis. *Heritage Science*, 11(1), 139. <https://doi.org/10.1186/s40494-023-00981-w>

APÉNDICES

Apéndice 1.

Libros sobre economía de la cultura

Autor	Año	Título
Convenio Andrés Bello	2001	<i>Economía y cultura: La tercera cara de la moneda</i>
López-Olarte, O., Gutiérrez, R. y Machicado, J. A.	2003	<i>Impacto económico de las industrias culturales en Colombia</i>
Reina, M., Jaramillo, L. y Zuleta, L. A.	2003	<i>Impacto del sector cinematográfico sobre la economía colombiana: Situación actual y perspectivas</i>
Zuleta, L. A. y Jaramillo, L.	2003	<i>Impacto del sector fonográfico en la economía colombiana</i>
Zuleta, L. A. y Jaramillo, L.	2003	<i>Impacto económico del patrimonio del centro histórico de Bogotá D. C.</i>
Sosa <i>et al.</i>	2003	<i>Diez festivales en Colombia: Valores e impacto</i>
Abril, C. y Soto, M	2004	<i>Entre la champeta y la pared: El futuro económico y cultural de la industria discográfica</i>
Zuleta, L. A. y Jaramillo, L.	2006	<i>Cartagena de Indias: Impacto económico de la zona histórica</i>
Pizarro, O.	2010	<i>Gestión del patrimonio cultural: Perspectivas de actuación desde la academia</i>
Machicado <i>et al.</i>	2012	<i>Medición y caracterización del impacto económico y el valor social y cultural de festivales en Colombia</i>
Machicado y Cifuentes-Gómez	2014	<i>Caracterización metodológica para una valoración económica del patrimonio cultural en Colombia</i>
Pizano-Mallarino, O., Zuleta, L. A., Jaramillo, L. y Rey, G.	2014	<i>La fiesta, la otra cara del patrimonio: Valoración de su impacto económico, cultural y social</i>
Cifuentes, D. y Machicado, J.	2019	<i>Bases conceptuales de la economía naranja en Colombia</i>

Apéndice 2.

Revistas con publicaciones en economía de la cultura (2001-2023)

Revista	País	Publindex	JSR
<i>Aguaita</i>	Colombia	No clasificada	N/N
<i>Apuntes del Cenes</i>	Colombia	B	N/N
<i>Arbor</i>	España	No clasificada	0,13
<i>Commentary on Cultural Industry in China</i>	China	No clasificada	Falta
<i>Con-Texto</i>	Colombia	No clasificada	N/N
<i>Cuadernos de Administración</i>	Colombia	C	0,14
<i>Cuadernos de Economía</i>	Colombia	C	0,15
<i>Desarrollo y Sociedad</i>	Colombia	C	0,15
<i>Dialéctica</i>	Colombia	C	N/N
<i>Dictamen Libre</i>	Colombia	C	N/N
<i>Economía e Sociedad</i>	Colombia	A1	0,26
<i>Economía y Región</i>	Colombia	B	N/N
<i>Economics and Business Letters</i>	España	C	0,20
<i>Empirical Studies of the Arts</i>	Estados Unidos	A1	0,24
<i>En Contexto</i>	Colombia	No clasificada	N/N
<i>Ensayos de Economía</i>	Colombia	C	N/N
<i>Equidad & Desarrollo</i>	Colombia	C	N/N
<i>Estudios Constitucionales</i>	Chile	A2	0,21
<i>Estudios Sociológicos</i>	México	No clasificada	0,16
<i>Journal of Arts Management Law and Society</i>	Estados Unidos	A1	0,3
<i>Journal of Cultural Economics</i>	Estados Unidos	A1	0,78
<i>Journal of Cultural Heritage</i>	Francia	A1	0,67
<i>Journal of Librarianship and Information Science</i>	Estados Unidos	No clasificada	0,66
<i>Lecturas de Economía</i>	Colombia	B	0,14
<i>Libre Empresa</i>	Colombia	C	N/N
<i>Scripta Nova</i>	España	No clasificada	0,19
<i>Panorama Económico</i>	Colombia	B	N/N
<i>Porik An</i>	Colombia	No clasificada	N/N
<i>Relasco</i>	México	No clasificada	N/N
<i>Review of Economics and Finance</i>	Canadá	A1	0,81
<i>Revista de Ciencias Sociales</i>	Venezuela	C	0,22
<i>Revista de Economía del Caribe</i>	Colombia	C	N/N
<i>Revista de Economía del Rosario</i>	Colombia	A2	0,11
<i>Revista de Economía Institucional</i>	Colombia	C	0,12
<i>Revista de la Facultad de Arquitectura y Urbanismo de la Universidad de Cuenca</i>	Ecuador	No clasificada	Falta

(Continúa)

Revista	País	Publindex	JSR
<i>Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa</i>	España	C	0,17
<i>Revista Finanzas y Política Económica</i>	Colombia	No clasificada	0,19
<i>Revista Gestión y Región</i>	Colombia	C	N/N
<i>Revista Kepes</i>	Colombia	A1	Falta
<i>Revista La Propiedad Inmaterial</i>	Colombia	No clasificada	N/N
<i>Revista Ploutos</i>	Colombia	No clasificada	Falta
<i>Revista Proyección</i>	Argentina	No clasificada	N/N
<i>Scientific Annals of Economics and Business</i>	Rumania	C	0,16
<i>Scripta Nova</i>	Brasil	C	0,2
<i>Semestre Económico</i>	Colombia	C	N/N
<i>Sociedad y Economía</i>	Colombia	B	N/N
<i>Socio-Economic Planning Sciences</i>	Reino Unido	A1	1,32
<i>Tendencias</i>	Colombia	C	N/N
<i>Territorios</i>	Colombia	C	N/N
<i>Trames Journal of the Humanities and Social Sciences</i>	Estonia	B	0,17
<i>Transitare</i>	México	No clasificada	N/N
<i>Turismo y Sociedad</i>	Colombia	C	Falta
<i>Universidad y Empresa</i>	Colombia	No clasificada	N/N

Apéndice 3.
Autores con publicaciones en economía de la cultura (2001-2023)

Autor	Nacionalidad	Número de artículos	Número de artículos en coautoría
Luis Fernando Aguado Quintero	Nacional	15	14
Luis Antonio Palma Martos	Internacional	14	13
Nora Elena Espinal Monsalve	Nacional	13	12
Jonathan Daniel Gómez Zapata	Nacional	11	10
Andrey David Ramos Ramírez	Nacional	7	6
Jesús Heredia Carroza	Internacional	6	6
Luis César Herrero Prieto	Internacional	6	6
María José del Barrio Tellado	Internacional	3	3
Luz Yadira Gómez Hernández	Nacional	3	3
Aarón Espinosa Espinosa	Nacional	3	3
Alejandro Valencia Arias	Nacional	2	2
María Camila Alzate Torres	Nacional	2	2
Ana María Osorio Mejía	Nacional	2	2
Andrés José Castrillón Muñoz	Nacional	2	1
Mario Eduardo Hidalgo Villota	Nacional	2	0
Ángel Rodrigo Vélez Bedoya	Nacional	2	2
Amparo de Urbina	Nacional	2	1
Beatriz Rodríguez Prado	Internacional	2	2
Mafalda Gómez Vega	Internacional	2	2
Doris Lilia Andrade Agudelo	Nacional	2	2
María Luisa Palma Martos	Internacional	2	2
Jhonny Antonio Pabón Cadavid	Internacional	2	0
Winston Manuel Licon Calpe	Nacional	2	2
Joan Miguel Tejedor Estupiñán	Nacional	2	1
Juan Felipe Parra Osorio	Nacional	2	1

Apéndice 4.
Artículos publicados sobre economía de la cultura en Colombia

Autores	Año de publicación	Título del artículo	Revista	Tema
Aguado-Quintero, L. F.	2010	“Estadísticas culturales: Una mirada desde la economía de la cultura”	<i>Cuadernos de Administración</i>	Análisis teórico de la economía de la cultura
Aguado-Quintero, L. F. y Palma-Martos, L. A.	2012	“Una interpretación metodológica sobre la incorporación de los bienes y servicios culturales al análisis económico”	<i>Lecturas de Economía</i>	Análisis teórico de la economía de la cultura
Aguado-Quintero, L. F., Lazzaro, E., Palma-Martos, L. A. y Osorio-Mejía, A. M.	2018	“Newspaper reading as a form of cultural participation: The case of Colombia”	<i>Review of Economics and Finance</i>	Consumo cultural
Aguado-Quintero, L. F., Palma-Martos, L. A. y Pulido-Pavón, N.	2017	“50 años de economía de la cultura: Explorando sus raíces en la historia del pensamiento económico”	<i>Cuadernos de Economía</i>	Análisis teórico de la economía de la cultura
Alvarado-Rosas, C.	2015	“Conservación del patrimonio cultural en el Pueblo Mágico de Tepoztlán, Morelos (2001-2012)”	<i>Territorios</i>	Patrimonio cultural
Alzate-Torres, M. C. y Espinal-Monsalve, N. E.	2018	“Estudio de las características del turismo doméstico en Colombia a partir de la matriz origen-destino”	<i>Ensayos de Economía</i>	Turismo cultural
Andrade-Agudelo, D. L., Fernández-Cantero, A. L., y Velásquez-Galeano, D. A.	2023	“Provisión eficiente de bienes públicos: Oferta y demanda de bibliotecas públicas en Colombia”	<i>Revista Finanzas y Política Económica</i>	Consumo cultural
Andrade-Agudelo, D. L., Idrobo Sulbarán, L. Y. y Galindo Sánchez, V. M.	2022	“La industria musical y los determinantes del consumo cultural en la música en vivo en Colombia”	<i>Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa</i>	Consumo cultural

(Continúa)

Autores	Año de publicación	Título del artículo	Revista	Tema
Arteaga-Flórez, A. L., Pianda-Estrada, E. M. y Sandoval-Montenegro, X. A.	2019	“City branding como estrategia de mercado para promocionar el turismo en la ciudad de Ipiales”	<i>Tendencias</i>	Política cultural
Batista, J. A.	2006	“Economía cultural: Elementos para un análisis cultural de lo económico y para una crítica de la economía (ortodoxa)”	<i>Porik An</i>	Análisis teórico de la economía de la cultura
Bedoya-Londoño, A. J.	2021	“Los desafíos de la gerencia en las organizaciones creativas y culturales en Colombia”	<i>En Contexto</i>	Cultura y desarrollo
Bermúdez-Triviño, J., Medina-Hurtado, L. y Aguado-Quintero, L. F.	2016	“La decisión de escuchar música grabada en Colombia: Un enfoque microeconómico”	<i>Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa</i>	Consumo cultural
Bernat, L. F., Mora, J. J. y Zuluaga, B.	2012	“La elasticidad ingreso del consumo cultural en Cali”	<i>Revista de Economía Institucional</i>	Consumo cultural
Bérubé, J.	2023	“Pandemia e industrias culturales en un contexto regional”	<i>Revista Finanzas y Política Económica</i>	Cultura y desarrollo
Bird-David, N.	2004	“La economía: Una perspectiva económico-cultural”	<i>Porik An</i>	Análisis teórico de la economía de la cultura
Brida, J. G., Monterrubianesi, P. D. y Zapata-Aguirre, S.	2013	“Análisis de los factores que influyen en el gasto de los turistas culturales: El caso de los visitantes de museos de Medellín”	<i>Revista de Economía del Rosario</i>	Turismo cultural
Burgos-Vigna, D.	2015	“Del patrimonio a la cultura: Evoluciones en la gobernanza urbana de Quito”	<i>Territorios</i>	Patrimonio cultural

(Continúa)

Autores	Año de publicación	Título del artículo	Revista	Tema
Cabrera-Hanna, S.	2017	“El Centro Histórico de Quito en la planificación urbana (1942-1992): Discursos patrimoniales, cambios espaciales y desplazamientos socioculturales”	<i>Territorios</i>	Cultura y desarrollo
Carrillo-Pumarejo, R. y Cabana-Yejas, J. A.	2013	“Los problemas sociales del centro histórico y cultural de Barranquilla”	<i>Dictamen Libre</i>	Cultura y desarrollo
Castrillón-Muñoz, A. J.	2005	“Lo ‘tecnocultural’ como concepto en la construcción de un producto turístico diferenciador para el departamento del Cauca (Colombia)”	<i>Turismo y Sociedad</i>	Turismo cultural
Castrillón-Muñoz, A. J., Sánchez-Preciado, D. J., Ramírez-González, G. A., Solís-Valencia, O. P., Pemberthy-Gallo, L. S. y Braendly-De Bucheli, H.	2006	“Productos turísticos a partir de procesos productivos de empresarios rurales: Una propuesta desde la tecnoculturalidad”	<i>Porik An</i>	Turismo cultural
Chafía-Martínez, P.	2019	“La disposición al pago para la conservación de bienes patrimoniales: Caso del Centro Histórico de la Ciudad de Quito”	<i>Cuadernos de Economía</i>	Turismo cultural
Consuegra-De la Ossa, H.	2009	“Turismo y desarrollo económico: ¿Hace el patrimonio la diferencia en el Caribe?”	<i>Panorama Económico</i>	Turismo cultural
Contreras, M. Y., Flórez, A. O. y Avila, L. S.	2009	“Cultura de uso y explotación económica de las playas en Cartagena de Indias”	<i>Panorama Económico</i>	Turismo cultural
De Urbina, A.	2018	“Aportes desde la teoría del actor red para implementar la aproximación del paisaje histórico urbano”	<i>Revista de la Facultad de Arquitectura y Urbanismo de la Universidad de Cuenca</i>	Patrimonio cultural

(Continúa)

Autores	Año de publicación	Título del artículo	Revista	Tema
Del Barrio-Tellado, M. J., Gómez Vega, M., Gómez-Zapata, J. D. y Herrero-Prieto, L. C.	2021	“Urban public libraries: Performance analysis using dynamic-network-DEA”	<i>Socio-Economic Planning Sciences</i>	Cultura y desarrollo
Díaz-León, B., Martínez-Fernández, I. y Palma-Martos, L. A.	2023	“Interés por las artes escénicas desde el capital cultural y la educación: El caso español, 2019”	<i>Revista Finanzas y Política Económica</i>	Consumo cultural
Espinal-Monsalve, N. E.	2006	“Economía de la cultura”	<i>Ensayos de Economía</i>	Análisis teórico de la economía de la cultura
Espinal-Monsalve, N. E. y Gómez-Zapata, J. D.	2011	“Experimentos de elección: Una metodología para hacer valoración económica de bienes de no mercado”	<i>Ensayos de Economía</i>	Patrimonio cultural
Espinal-Monsalve, N. E. y Gómez-Zapata, J. D.	2019	“La cultura como elemento de transformación social y urbana de la ciudad de Medellín, Colombia”	<i>Commentary on Cultural Industry in China</i>	Cultura y desarrollo
Espinal-Monsalve, N. E. y Gutiérrez-Hidalgo, F.	2014	“Supervivencia organizativa y legitimidad social: El caso de la Biblioteca Pública Piloto de Medellín (1952-2002)”	<i>Estudios Sociológicos</i>	Patrimonio cultural
Espinal-Monsalve, N. E. y Ramos-Ramírez, A. D.	2017	“Aproximaciones al turismo cultural en Medellín, Colombia”	<i>Transitare</i>	Turismo cultural
Espinal-Monsalve, N. E. y Ramos-Ramírez, A. D.	2020	“Aplicación de modelos de elección discreta regularizados para el análisis de los determinantes del consumo cultural en Colombia: El caso de los bienes del patrimonio cultural”	<i>Nova Economia</i>	Consumo cultural

(Continúa)

Autores	Año de publicación	Título del artículo	Revista	Tema
Espinal-Monsalve, N. E., Gómez-Zapata, J. D., Ramos-Ramírez, A. D., Alzate-Torres, M. C. y Mesa-Zapata, B.	2014	“Valoración económica del Museo de Arte Moderno de Medellín: Una aplicación de experimentos de elección”	<i>Ensayos de Economía</i>	Patrimonio cultural
Espinal-Monsalve, N. E., Ramos-Ramírez, A. D. y Gómez-Hernández, L. Y.	2020	“Poniendo a prueba la teoría de la reproducción del capital cultural en Colombia: Caso de las artes escénicas, conciertos y cine”	<i>Lecturas de Economía</i>	Consumo cultural
Espinal-Monsalve, N. E., Ramos-Ramírez, A. D., Balbín-Espinal, I. C. y Echavarría-Carvajal, J.	2020	“Consumo de cine en Colombia: Estimación de sus determinantes”	<i>Sociedad y Economía</i>	Consumo cultural
Espinosa-Espinosa, A. y Palma-Martos, L. A.	2019	“Cultural participation in the main Colombian cities, 2008-2015”	<i>Scientific Annals of Economics and Business</i>	Consumo cultural
Espinosa-Espinosa, A. y Toro-González, D.	2019	“La participación en la vida cultural en Cartagena, 2008-2013”	<i>Economía y Región</i>	Consumo cultural
Garay, S.	2017	“Economía naranja colombiana en tiempos modernos”	<i>Revista Ploutos</i>	Industrias culturales
Gómez-Barrera, Y. N. I.	2012	“La cultura material cafetera”	<i>Revista Gestión y Región</i>	Patrimonio cultural
Gómez-Hernández, L. Y. y Espinal-Monsalve, N. E.	2016	“Determinantes de la participación en artes escénicas en Medellín, Colombia”	<i>Ensayos de Economía</i>	Consumo cultural
Gómez-Hernández, L. Y., Ramos-Ramírez, A. D. y Espinal-Monsalve, N. E.	2020	“El consumo de artes escénicas en Medellín”	<i>Revista de Economía Institucional</i>	Consumo cultural

(Continúa)

Autores	Año de publicación	Título del artículo	Revista	Tema
Gómez-Vásquez, D., Ramírez Muñoz, L. y Berrocal, J.L.	2021	“Análisis de las características de la Ley 1834 de 2017 que fomentan el sector cultural en Colombia”	<i>Revista La Propiedad Inmaterial</i>	Política cultural
Gómez-Zapata, J. D.	2015	“La cultura en el desarrollo económico local: Una aplicación en el Museo de Antioquia (Medellín, Colombia)”	<i>Revista Proyección</i>	Cultura y desarrollo
Gómez-Zapata, J. D., Herrera-Moreno, M. A., y Herrero-Prieto, L. C.	2023	“Valuing cultural public goods in times of pandemic: What happened to the libraries?”	<i>Journal of Librarianship and Information Science</i>	Política cultural
Gómez-Zapata, J. D., y del Barrio-Tellado, M. J.	2023	“Social impact and return on investment from cultural heritage institutions: An application to public libraries in Colombia”	<i>Journal of Cultural Heritage</i>	Política cultural
Gómez-Zapata, J. D., Espinal-Monsalve, N. E. y Herrero-Prieto, L. C.	2018	“Economic valuation of museums as public club goods: Why build loyalty in cultural heritage consumption?”	<i>Journal of Cultural Heritage</i>	Patrimonio cultural
Gómez-Zapata, J. D., Herrero-Prieto, L. C. y Rodríguez-Prado, B.	2021	“Does music soothe the soul? Evaluating the impact of a music education programme in Medellín, Colombia”	<i>Journal of Cultural Economics</i>	Política cultural
Guevara-Bernal, I.	2001	“La biodiversidad y el desarrollo económico”	<i>Con-Texto</i>	Cultura y desarrollo
Gutiérrez-Del Castillo, J. A.	2017	“Los estudios culturales como una aproximación a la investigación sobre las instituciones económicas a partir de las premisas del desarrollo”	<i>Revista de Economía del Caribe</i>	Cultura y desarrollo

(Continúa)

Autores	Año de publicación	Título del artículo	Revista	Tema
Heredia-Carroza, J., Aguado, L. F., y Tejedor Estupiñán, J. M.	2023	“La economía y gestión de la cultura popular como motor de desarrollo territorial”	<i>Revista Finanzas y Política Económica</i>	Cultura y desarrollo
Heredia-Carroza, J., Palma-Martos, L. A. y Aguado-Quintero, L. F.	2019	“Flamenco and Copyright: The case of Camarón de la Isla”	<i>Arbor</i>	Industrias culturales
Heredia-Carroza, J., Palma-Martos, L. A. y Aguado-Quintero, L. F.	2019	“Song, performance and authorship: The case of flamenco in Spain”	<i>Trametes Journal of the Humanities and Social Sciences</i>	Análisis teórico de la economía de la cultura
Heredia-Carroza, J., Palma-Martos, L. A. y Aguado-Quintero, L. F.	2019	“Why does copyright ignore performers? The case of flamenco in Spain”	<i>Journal of Arts Management Law And Society</i>	Derechos de autor
Heredia-Carroza, J., Palma-Martos, L. A. y Aguado-Quintero, L. F.	2020	“Creación e interpretación en el marco de los derechos de autor: El caso de la música popular tradicional”	<i>Revista Kepes</i>	Patrimonio cultural
Heredia-Carroza, J., Palma-Martos, L. A. y Aguado-Quintero, L. F.	2020	“How to measure intangible cultural heritage value? The case of flamenco in Spain”	<i>Empirical Studies of the Arts</i>	Patrimonio cultural
Hidalgo-Villota, M. E.	2018	“Estimación de la probabilidad de participar en el Carnaval de Negros y Blancos de Pasto, Colombia, mediante modelos de elección discreta binaria: logit y probit”	<i>Tendencias</i>	Consumo cultural
Hidalgo-Villota, M. E.	2019	“Valoración del impacto económico y social del Carnaval de Negros y Blancos de Pasto, Colombia”	<i>Lecturas de Economía</i>	Patrimonio cultural

(Continúa)

Autores	Año de publicación	Título del artículo	Revista	Tema
Iguarán-Manjarrés, V. J. y Campo-Rivadeneira, L. E.	2015	“Transculturación en los procesos de producción y comercialización de las artesanías wayuu en la ciudad de Riohacha”	<i>Dictamen Libre</i>	Industrias culturales
James-Cruz, J.	2009	“El papel del Estado en la construcción del desarrollo sostenible: El caso del turismo en el Caribe insular”	<i>Cuadernos de Economía</i>	Turismo cultural
León-Rengifo, L. M. y Moreno-De García, A. M.	2014	“Gozar del museo a través del computador”	<i>Dialéctica</i>	Consumo cultural
Licón-Calpe, W. M. y Vélez-Bedoya, Á. R.	2004	“Cultura y desarrollo integral: Viejos ideales, nuevas estrategias”	<i>Universidad y Empresa</i>	Análisis teórico de la economía de la cultura
Licón-Calpe, W. M. y Vélez-Bedoya, Á. R.	2005	“La marca país en la administración cultural: Variable estratégica en la sociedad global de las negociaciones”	<i>Apuntes del Cenes</i>	Cultura y desarrollo
López-Castaño, S., Moncaleano-Aguirre, D. M. y Pulido-Cárdenas, S. L.	2016	“Potencialidades del turismo rural en los municipios de Apía y Quinchía, en el departamento de Risaralda”	<i>Revista Gestión y Región</i>	Turismo cultural
Lulle, T. y de Urbina, A.	2010	“Las dinámicas socioespaciales de los centros históricos versus las políticas públicas de conservación del patrimonio urbano: El caso de Bogotá (1994-2010)”	<i>Scripta Nova</i>	Política cultural
Maussa-Pérez, F. O. y Montes Hincapié, J. M.	2023	“Patrimonio cultural inmaterial y ecosistemas creativos: Una revisión de literatura”	<i>Revista Finanzas y Política Económica</i>	Patrimonio cultural
Mayorga-Castaño, D. A.	2015	“Paisaje cultural cafetero, patrimonio de la humanidad: La cuestión del discurso patrimonial en contraste con el paisaje de la caficultura”	<i>Territorios</i>	Patrimonio cultural

(Continúa)

Autores	Año de publicación	Título del artículo	Revista	Tema
Méndez-Velásquez, L. M., Villa Enciso, E. M. y Valencia-Arias, A.	2022	“Buenas prácticas para el fortalecimiento de emprendimientos creativos y culturales relacionados con innovación inclusiva”	<i>Semestre Económico</i>	Cultura y desarrollo
Mercado-Celis, A.	2016	“Distritos creativos en la Ciudad de México en la segunda década del siglo XXI”	<i>Territorios</i>	Industrias culturales
Montenegro, M.	2011	“La producción del espacio en dos ferias contemporáneas”	<i>Desarrollo y Sociedad</i>	Cultura y desarrollo
Otero-Cleves, A. M.	2009	““Jeneros de gusto y sobretodos ingleses”: El impacto cultural del consumo de bienes ingleses por la clase alta bogotana del siglo XIX”	<i>Desarrollo y Sociedad</i>	Análisis teórico de la economía de la cultura
Pabón-Cadavid, J. A.	2009	“Derechos del consumo y la gestión de derechos de autor de obras musicales en establecimientos comerciales”	<i>Con-Texto</i>	Derechos de autor
Pabón-Cadavid, J. A.	2018	“Participación de comunidades y el camino hacia un derecho humano al patrimonio cultural”	<i>Estudios Constitucionales</i>	Análisis teórico de la economía de la cultura
Palma-Martos, L. A.	2010	“Economía de la cultura: Una nueva área de especialización de la economía”	<i>Revista de Economía Institucional</i>	Análisis teórico de la economía de la cultura
Palma-Martos, L. A. y Aguado-Quintero, L. F.	2011	“¿Debe el Estado financiar las artes y la cultura? Revisión de literatura”	<i>Economía e Sociedad</i>	Artes escénicas
Palma-Martos, L. A. y Aguado-Quintero, L. F.	2015	“Factores que limitan la participación cultural: Una mirada desde la economía de la cultura”	<i>Revista de Ciencias Sociales</i>	Análisis teórico de la economía de la cultura

(Continúa)

Autores	Año de publicación	Título del artículo	Revista	Tema
Palma-Martos, M. L., Aguado-Quintero, L. F. y Osorio-Mejía, A. M.	2014	“Determinants of book reading and library attendance in Colombia: A micro-econometric approach”	<i>Economics and Business Letters</i>	Consumo cultural
Palma-Martos, M. L., Palma-Martos, L. A. y Aguado-Quintero, L. F.	2013	“Determinants of cultural and popular celebration attendance: The case study of Seville Spring Fiestas”	<i>Journal of Cultural Economics</i>	Patrimonio cultural
Parra-Osorio, J. F.	2012	“Una función de producción para el teatro en Colombia”	<i>Cuadernos de Economía</i>	Artes escénicas
Parra-Osorio, J. F. y Corzo, O. J.	2008	“Impacto del Plan Nacional de Lectura y Bibliotecas (PNLB) sobre el número de libros leídos en Colombia”	<i>Cuadernos de Economía</i>	Consumo cultural
Pazos-Cárdenas, M.	2015	“Industrias culturales ‘afropacíficas’: Encrucijadas del multiculturalismo en la ciudad de Cali, Colombia”	<i>Desarrollo y Sociedad</i>	Industrias culturales
Peralta-Farak, Y. . . y Espinosa Espinosa, A.	2023	“Desarrollo humano e inclusión productiva en la música popular colombiana: El caso de las bandas de viento en Sucre (Colombia)”	<i>Revista Finanzas y Política Económica</i>	Cultura y desarrollo
Pineda-Escobar, M. A. y Falla-Villa, P. L.	2017	“Turismo termal como opción de turismo de bienestar en Colombia: Un estudio exploratorio”	<i>Equidad & Desarrollo</i>	Turismo cultural
Quintero-Puentes, P., Bernal-Mattos, C. y López-Bandera, H.	2005	“La competitividad de Cartagena de Indias como destino turístico: Determinantes y perspectivas”	<i>Aguaíta</i>	Turismo cultural

(Continúa)

Autores	Año de publicación	Título del artículo	Revista	Tema	
Ramos-Ramírez, A. D.	2018	“Análisis de los determinantes de la asistancia a bienes del patrimonio cultural en Colombia”	<i>Relasco</i>	Consumo cultural	
Rodríguez-Escobar, G.	2016	“Propuesta para el desarrollo de mercadeo turístico para la sabana centro de Cundinamarca”	<i>Equidad & Desarrollo</i>	Turismo cultural	
Rodríguez-Garcés, M. M.	2015	“Estrategias de ordenamiento territorial en los centros históricos colombianos”	<i>Territorios</i>	Cultura y desarrollo	
Sánchez-Roys, D.	2013	“Políticas públicas y comercialización de los productos étnicos de la frontera colombo-venezolana”	<i>Libre Empresa</i>	Política cultural	
Santana-Viloria, L. G.	2020	“Arte como inversión: Construcción de un índice hedónico para medir la valoración de arte colombiano en el periodo 1989-2015”	<i>Cuadernos de Economía</i>	Artes escénicas	
Santiago, E.	2010	“Biodiversidad, cultura y territorio”	<i>Territorios</i>	Patrimonio cultural	
Tejedor-Estupiñán, J. M.	2008	“Economía de la cultura en los museos de la Upec: El caso del museo casa cultural Gustavo Rojas Pinilla 2004-2005”	<i>Apuntes del Cenes</i>	Patrimonio cultural	
Valencia, J., Umba-López, A. M., Moná, A. M., Valencia-Arias, A. y Patiño-Vanegas, C.	2019	“Evolución y tendencias investigativas en marketing orientado a industrias culturales y creativas: Un análisis bibliométrico en Scopus”	<i>Semestre Económico</i>	Industrias culturales	
Vargas-Arbeláez, E. J.	2014	“La política editorial de acceso abierto: Horizontes de la democratización del conocimiento para el desarrollo”	<i>Equidad & Desarrollo</i>	Política cultural	
Abitol, P.	2013	“Democracia, cultura y desarrollo”	<i>Economía y Región</i>	Cultura y desarrollo	

CARACTERIZACIÓN DE LA DESIGUALDAD ECONÓMICA ENTRE LAS REGIONES DE COLOMBIA (2002-2022)

Lorena Sotelo-Forero
Luis-E. Vallejo-Zamudio

Sotelo-Forero, L., & Vallejo-Zamudio, L.-E. (2025). Caracterización de la desigualdad económica entre las regiones de Colombia (2002-2022). *Cuadernos de Economía*, 44(95), 965-996.

Este artículo examinó la desigualdad económica a nivel departamental y regional. Los resultados muestran una relación heterogénea entre los ingresos y la desigualdad; los departamentos con mayores ingresos no necesariamente presentan menos desigualdad que aquellos con menores ingresos. Además, se observa una alta concentración del ingreso y la producción en unos pocos departamentos, sin cambios significativos en el periodo analizado. Finalmente, no se observa un proceso

L. Sotelo-Forero

Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia, Tunja (Colombia). Correo electrónico: lorena.sotelo@uptc.edu.co. Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-5921-3313>

L.-E. Vallejo-Zamudio

Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia, Tunja (Colombia). Correo electrónico: luis.vallejo@uptc.edu.co. Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-0539-7679>

Sugerencia de citación: Sotelo-Forero, L., & Vallejo-Zamudio, L.-E. (2025). Caracterización de la desigualdad económica entre las regiones de Colombia (2002-2022). *Cuadernos de Economía*, 44(95), 965-996. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n95.108551>

Este artículo fue recibido el 26 de abril de 2023, ajustado el 12 de junio de 2024 y su publicación aprobada el 8 de octubre de 2024.

de convergencia en el producto interior bruto (PIB) per cápita ni en el ingreso del hogar. Se concluye que la desigualdad ha sido persistente, resaltando la necesidad de políticas públicas efectivas para reducir las brechas económicas regionales.

Palabras clave: desigualdad regional; distribución del ingreso; convergencia; persistencia; polarización; econometría espacial.

JEL: D31, D33, N36, O15, R11.

Sotelo-Forero, L., & Vallejo-Zamudio, L.-E. (2025). Characterization of economic inequality among the regions of Colombia (2002-2022). *Cuadernos de Economía*, 44(95), 965-996.

This paper examines economic inequality at the departmental and regional levels. The results show a heterogeneous relationship between income and inequality; departments with higher incomes do not necessarily exhibit less inequality than those with lower incomes. Additionally, there is a high concentration of income and production in a few departments, with no significant changes during the analyzed period. Finally, no convergence process is observed in per capita GDP and household income. It is concluded that inequality has been persistent, highlighting the need for effective public policies to reduce regional economic disparities.

Keywords: Regional inequality; income distribution; convergence; persistence; polarization; spatial econometrics.

JEL: D31, D33, N36, O15, R11.

INTRODUCCIÓN

Históricamente, Colombia ha sido un país caracterizado por importantes desigualdades regionales, que refleja una marcada heterogeneidad productiva y social. De acuerdo con datos del Banco Mundial (BM), medido por el índice de Gini, Colombia es el tercer país más desigual del mundo. Esta disparidad varía significativamente en el país, siendo más pronunciada en algunos departamentos que en otros. De acuerdo con Sánchez-Torres (2018):

Ciudades y departamentos donde vive el 48,6 % de la población del país como Bogotá, Antioquia, Cundinamarca, Valle del Cauca y Santander, concentran el 63,3 % del ingreso nacional; mientras que aquellos donde habita el 13 % como Caquetá, Cauca, Chocó, Córdoba, La Guajira y Sucre, perciben el 7 %.

Además, varios estudios (Fergusson Talero *et al.*, 2017; Hahn de Castro y Meisel Roca, 2018; Loaiza y Moncada, 2013) muestran que las desigualdades han sido persistentes en las últimas décadas, lo que se manifiesta en un notorio contraste no solo en la concentración de los ingresos, sino también en el nivel de bienestar (acceso a servicios básicos como la educación, el saneamiento, la salud, etc.) entre distintas zonas del país. Panorama que se ha agravado con las crisis del covid-19.

Autores como Eslava e Isaacs (2020), Galvis-Aponte *et al.* (2021) y Ricciulli-Marín *et al.* (2020) señalan que el impacto de la pandemia de covid-19 ha sido desigual entre distintos grupos poblacionales. A nivel regional, las regiones periféricas, como la Amazonía, la costa caribe, la costa pacífica, los Llanos y la Orinoquía, se han visto más afectadas. Según Ricciulli-Marín *et al.* (2020), a nivel económico se estima una pérdida entre el 5,4 % y el 6,4 % del producto interior bruto (PIB) nacional, según la participación de cada región en el valor agregado nacional.

Lo anterior constituye un escenario preocupante; sin embargo, el aumento de las desigualdades no es un fenómeno propio de la crisis sanitaria. Autores como Atkinson (2015), Piketty (2014) y Stiglitz (2012) han señalado el alarmante aumento de las disparidades en la distribución del ingreso desde la década de 1980. Por tanto, la pandemia ha exacerbado una tendencia histórica, haciendo que el debate resurja en la discusión académica, en el ámbito político y en el social.

Tener una distribución desigual del ingreso es un tema de especial atención, así, autores como la Organization for Economic Cooperation and Development (2011, 2015) y Ostry *et al.* (2014) han demostrado que la desigualdad impacta de manera negativa el crecimiento económico. Asimismo, la importancia de la desigualdad radica en múltiples dimensiones que sobrepasan meramente la perspectiva económica, tanto sus causas como consecuencias tienen una multidimensionalidad que se proyecta en campos como la justicia y el bienestar. Los niveles elevados de desigualdad resultan nocivos para la sociedad, pues generan una sensación de injusticia que intensifica las tensiones sociales.¹

¹ Algunos autores se han referido a la desigualdad grave como algo que corroe los cimientos de la sociedad, entre ellos Polanyi (1944), Myrdal (1957), Wilkinson y Pickett (2010), citados en Anderson (2015).

Este artículo lleva a cabo una caracterización de la desigualdad económica a nivel departamental y regional durante el periodo 2002-2022. Se utiliza información proporcionada por el Departamento Nacional de Estadística (DANE) e indicadores, tales como el índice de Gini, el análisis tradicional de convergencia, y se incorporan elementos de econometría espacial debido a la naturaleza geográfica del estudio. Además, se fundamenta en una revisión de literatura pertinente.

El contenido de este artículo se desarrollará en cinco partes, sin incluir esta introducción. La primera presenta una revisión de la literatura. En la segunda, se indican los aspectos metodológicos. En la tercera, se señalan los resultados sobre los indicadores de desigualdad y su relación con el nivel de ingreso y la dinámica del crecimiento económico y la convergencia. En la cuarta parte, se presenta la discusión de resultados y, finalmente, se abordan las conclusiones.

REVISIÓN DE LITERATURA

En la literatura económica, no existe un consenso sobre las tendencias temporales y las fuerzas subyacentes de la desigualdad regional. La mayor parte del debate ha estado dominado por las teorías sobre convergencia (como las posturas neoclásicas) y divergencia (como la teoría de la dependencia, el neomarxismo). De acuerdo con Wei (2015), la investigación académica sobre desigualdad regional se divide en cinco periodos: 1930-1940, 1950-1960, 1970-1980, 1990-2000 y 2010-presente.

Antes de la Gran Depresión, el debate estaba dominado por la concepción de equilibrio general, el cual fue rebatido por la economía keynesiana, proporcionando un pensamiento que abrió el camino para la intervención del Estado. En la década de 1950, surgieron las escuelas de convergencia neoclásicas, para las cuales las disparidades regionales eran una etapa transitoria en el proceso de desarrollo. Sin embargo, a pesar del optimismo inicial, la pobreza y la desigualdad persistieron, lo que allanó el camino para las teorías estructuralistas en las décadas de 1970 y 1980 (Wei, 2015).

En 1990, se da un renacimiento del modelo neoclásico de la mano de Barro y Sala-i-Martin (1991) mediante una nueva teoría de la convergencia. Finalmente, con la crisis financiera global en 2008, la revolución tecnológica, la crisis climática y, recientemente, la crisis sanitaria de 2020 se ha generado una creciente preocupación por los temas relacionados con la desigualdad, convirtiéndose en un problema muy debatido entre los principales líderes mundiales, incluidos los de las Naciones Unidas y el BM (Wei, 2015).

Estas dos tendencias, convergencia y divergencia, son abordadas por distintos autores con diferentes planteamientos. En primer lugar, en el ámbito de la convergencia, se destaca la hipótesis propuesta por el modelo neoclásico de crecimiento económico (Solow, 1956). Este modelo enfatiza las condiciones de equilibrio y la importancia del mercado en la asignación de recursos. Considera la desigualdad

regional como un fenómeno transitorio y el crecimiento regional como un proceso de reasignación de factores.

De manera que, si se comparan países cuyas condiciones son similares a largo plazo, estos tenderán hacia el mismo nivel de estado estacionario, independiente de su situación inicial. Esta predicción del modelo es denominada *convergencia incondicional* (Ray, 2002). Lo anterior significa que las economías pobres presentan mayores tasas de crecimiento a largo plazo que aquellas que son más prósperas al inicio, lo que implica que, eventualmente, las regiones atrasadas alcanzarán los mismos niveles de ingreso per cápita que las regiones ricas (Hahn de Castro y Meisel Roca, 2018).

Sin embargo, como indica Ray (2002):

Los países se diferencian en muchos aspectos, si no en todos [...] los estados estacionarios ahora pueden variar de unos países a otros, por lo que no es necesario que dos países converjan *uno con otro*, esta hipótesis más moderada se denomina *convergencia condicional*. (p. 79)

En esta hipótesis, las tasas de crecimiento deben ajustarse a la posición de los estados estacionarios con el fin de condicionar el análisis a las posibles diferencias entre los países y luego sí examinar si hay o no convergencia (Ray, 2002).

En segundo lugar, se destaca la hipótesis de U invertida planteada por Williamson (1965), la cual se fundamenta en la teoría de la desigualdad de ingresos en forma de U invertida de Kuznets (1955) y la teoría de las etapas del crecimiento económico de Rostow. Esta describe la existencia de una relación en forma de campana entre el nivel de desarrollo económico y el de las disparidades espaciales a medida que la economía madura (Wei, 2015).

Según dicha hipótesis, los factores que explican las desigualdades regionales en las primeras etapas del desarrollo, como la movilidad de la mano de obra, los mercados de capitales deprimidos en regiones pobres, etc., con el tiempo alteran su naturaleza y la desigualdad comienza a disminuir, por lo que, a medida que se da un mayor crecimiento económico de las regiones, las disparidades entre estas tenderán a disminuir. En este sentido, la hipótesis de Williamson (1965) también predice la convergencia regional a medida que el nivel de desarrollo económico aumenta; sin embargo, a diferencia de la hipótesis neoclásica de convergencia, proporciona una base para la intervención política.

En oposición a las predicciones de convergencia, existen argumentos que indican que el aumento del desarrollo de una región puede generar disparidades frente a otras regiones, ya que no se puede lograr un crecimiento equilibrado debido a las diferentes condiciones económicas y sociales de cada región. Entre estos planteamientos, destaca el principio de causación circular y acumulativa de Myrdal (1959), también asociado a autores como Nicholas Kaldor y Albert O. Hirschman. Myrdal sostiene que, si no hay intervención del Estado, siempre

existirá una relación centro-periferia, pues los mecanismos del mercado favorecen la profundización de las desigualdades.

Así, por ejemplo, para Myrdal (1959) la movilidad de factores (como mano de obra y capital) que impulsa la expansión de unas regiones, por lo general, supera los efectos retardadores que generan fuerzas expansivas desde los centros de crecimiento hacia otras regiones. Por esto, la movilidad de factores estimula más la divergencia regional que la convergencia, proceso que se refuerza a sí mismo, causando que las diferencias en las tasas de crecimiento tiendan a persistir e, incluso, a ampliarse con el tiempo, siendo la intervención del Gobierno tanto central como regional necesaria para contrarrestar y reducir la desigualdad regional (Fuentes, 2007).

En esta misma línea, se encuentra la teoría de la dependencia latinoamericana de Cardoso y Faletto (1976), que hace hincapié en el mantenimiento de las asimetrías y las desigualdades socioeconómicas entre el centro y la periferia. También cabe mencionar los planteamientos de la nueva geografía económica (NGE) (Fujita y Krugman, 1995; Krugman, 1992), la cual predice la existencia de disparidades regionales basadas en las ventajas iniciales adquiridas por una región frente a otras, especialmente relacionadas con las economías de escala y la aglomeración de la actividad económica. Según los autores de la NGE, la desconcentración de la actividad económica desde el centro hacia la periferia requiere condiciones específicas que permitan operar las fuerzas centrífugas y conformar nuevas economías de escala en otras regiones. Sin embargo, esta teoría también predice que nunca se dará un proceso de convergencia absoluta entre las regiones.

La desigualdad entre espacios geográficos ha sido una preocupación importante en los estudios de desarrollo económico. Existe una gran cantidad de literatura que busca determinar su magnitud, establecer sus causas y proponer soluciones de política. En Colombia, los estudios sobre desigualdad regional tomaron una mayor fuerza desde mediados de la década de 1990, motivados por el proceso de descentralización política, administrativa y fiscal que estaba orientado a reducir las brechas regionales. Desde entonces, se ha producido un aumento de los trabajos investigativos, los cuales se han enfocado, principalmente, en los aspectos relacionados con la convergencia en cualquiera de sus manifestaciones y en la medición del nivel de desigualdad.

El enfoque de beta convergencia, utilizado por autores como Baumol (1986), Barro (1991) y Barro y Sala-i-Martin (1991), ha sido ampliamente adoptado. En este modelo, el crecimiento económico de un grupo de países depende de su nivel inicial. Si la ecuación de convergencia muestra un coeficiente significativo y una pendiente negativa, se indica que los países pobres crecen más rápidamente que los ricos, lo que implica un proceso de convergencia. Este enfoque se detalla en la metodología.

Es pertinente mencionar que esta no es la única forma de medir la convergencia existente. Este enfoque, generalmente, se conoce como análisis tradicional de convergencia. Solo por mencionar algunos, otra manera de medir la convergencia es mediante la distribución de la variable, enfoque que se denomina sigma convergencia, y permite determinar si una variable es cada vez más similar entre los países

estudiados. Otra posibilidad es el análisis de dinámica distributiva propuesto por Quah (1993, 1996, 1997), que expande la información de la convergencia sigma con el uso de kernels estocásticos para capturar la evolución en el tiempo de la distribución del ingreso (Royuela y García, 2015). Finalmente, existe una extensión del análisis tradicional que incorpora elementos espaciales a la ecuación de convergencia.

En la literatura empírica sobre Colombia, se encuentran trabajos que utilizan el análisis tradicional de convergencia, el análisis de dinámica distributiva, los efectos espaciales o una combinación de estos. Los resultados de tales estudios han sido mixtos. Por ejemplo, el primer estudio realizado por Cárdenas *et al.* (1993), siguiendo el enfoque propuesto por Barro y Sala-i-Martin (1991), encontró que el país experimentó un caso exitoso de convergencia entre 1950 y 1989, con una tasa de convergencia del 4 % anual. Según los autores, esta velocidad duplicaba la estimada para Estados Unidos, Europa y Japón. Sin embargo, este resultado ha sido objeto de controversia en estudios posteriores, con resultados en favor y en contra.

Meisel Roca (1993) utilizó los mismos datos y encontró resultados opuestos, evidenciando un aumento en la desigualdad de la producción regional durante el periodo 1960-1980. Por otro lado, Bonet Morón y Meisel Roca (1999), empleando datos de depósitos bancarios, como *proxy* del PIB per cápita departamental, identificaron un periodo de convergencia interdepartamental en Colombia entre 1926 y 1960. Sin embargo, los resultados varían entre 1960 y 1995, mostrando una creciente polarización en los niveles de ingreso per cápita departamental.

Por su parte, Gómez (2006) mediante el empalme de diferentes series de PIB departamental encuentra evidencia que indica que durante el periodo 1960-2000 se dio un leve proceso de divergencia. Por su parte, Bonilla Mejía (2008) encuentra que la distribución del ingreso de los hogares y de los ocupados no es igual en todas las regiones de Colombia, lo que implica que parte importante de la desigualdad entre los individuos se manifiesta también entre regiones. Sus resultados muestran que los departamentos y las ciudades más equitativos son los de ingreso medio y el grupo de los más desiguales está constituido por los ricos y pobres.

Algunos autores han explorado la convergencia tanto en variables económicas como sociales. Royuela y García (2015) para el periodo 1975-2005 encuentran convergencia en variables sociales, como alfabetización, esperanza de vida al nacer, así como la variable económica ingreso del hogar, y no hallaron evidencia de convergencia en PIB per cápita. Por su parte, Rodríguez Miranda y Vial Cossani (2021) desarrollan un índice de desarrollo regional de carácter multidimensional para América Latina, este índice evidencia que Colombia posee las mayores brechas desde el punto de vista del desarrollo territorial en la región y que existen fuertes diferencias entre departamentos que se han mantenido históricamente.

Finalmente, Hahn de Castro y Meisel Roca (2018) indican que las diferencias en los resultados de los estudios de convergencia “radican en la evolución que han presentado los distintos métodos utilizados, así como la disponibilidad de nuevas fuentes de información. Todas estas aproximaciones han permitido enriquecer el debate” (p. 1).

En su estudio, concluyen que para el periodo 1926-2016 Colombia no muestra evidencia histórica de haber sido un caso exitoso de convergencia regional, pues señalan:

Las desigualdades económicas regionales que se observan hoy día no son recientes. A lo largo del siglo XX, la región central de Colombia, donde se encuentra su ciudad capital, ha concentrado una parte importante de la producción nacional, mientras que regiones periféricas como las costas Caribe y Pacífico se han rezagado en términos relativos. Estas brechas muestran pocos indicios de haberse cerrado en el tiempo. (p. 27)

METODOLOGÍA

Datos y fuentes

El objetivo de este artículo es realizar una caracterización de la desigualdad económica en las últimas dos décadas. Se busca identificar el cierre o no de brechas a partir del análisis de indicadores de desigualdad, análisis gráfico y análisis de convergencia tradicional. Las variables económicas a utilizar son el PIB per cápita y el ingreso promedio del hogar. Como fuente de datos, se toma el DANE. En el caso del PIB, se dispone de datos para los 33 departamentos, mientras el ingreso solo se encuentra disponible para 23 departamentos y Bogotá, lo que limita el análisis, pues no incluye ninguno de los departamentos de la Amazonía ni de la Orinoquía.

Asimismo, los datos relacionados con los ingresos provienen de los microdatos de la medición de pobreza monetaria, surgidos de la misión de empalme que realizó los empalmes correspondientes entre la Encuesta Continua de Hogares (ECH) y la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH). Por tanto, es importante considerar las limitaciones propias de las encuestas de hogares, como la falta de representatividad adecuada de ciertas partes de la población, las personas sin hogar, la dificultad en la captura de ingresos altos y la declaración inexacta por parte de algunas personas sobre sus ingresos y gastos, lo que puede afectar la calidad de los datos.

Metodología de convergencia

En la metodología tradicional de análisis de convergencia, se encuentran el análisis de convergencia sigma (σ) y de convergencia beta (β). La convergencia sigma mide la evolución de la dispersión de la riqueza a lo largo del tiempo; una menor dispersión indica que hay convergencia. Existen distintas medidas de dispersión mediante las cuales se puede verificar esta hipótesis. En este artículo, se utilizan la desviación estándar (DE) y el coeficiente de variación ponderado por la población. Su cálculo se realiza mediante las siguientes fórmulas:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n (\log Y_{it} - \mu_t)^2} \quad (1)$$

$$Cv_{-P_t} = \sqrt{\sum_{i=1}^N \left(\left(\frac{y_{it}}{\mu_t} \times 100 \right) - 100 \right)^2} \times \left(\frac{P_{it}}{\sum_{i=1}^N P_t} \right) \quad (2)$$

Donde i es el departamento, t el tiempo, Y_{it} la variable de interés (PIB per cápita, ingreso del hogar), μ_t la media, P_{it} la población de cada departamento, P_t la población total y N el número de observaciones.

Por su parte, la convergencia beta se centra en el comportamiento del crecimiento de las regiones más pobres frente a las más ricas. La presencia o no de convergencia, tradicionalmente, se puede identificar siguiendo la siguiente ecuación:

$$\frac{1}{T} \left[\ln(y_{i,T}) - \ln(y_{i,0}) \right] = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Donde T es la longitud del periodo, $y_{i,0}$ el valor de la variable en el periodo inicial en el departamento i , $y_{i,T}$ el valor de la variable en el instante final y β corresponde a la tasa de convergencia.

La hipótesis de convergencia verifica si los departamentos más pobres en 2002 son los que presentan mayor tasa de crecimiento, lo cual implica que el signo de β debe ser negativo. Si su signo es positivo, se entendería que los departamentos más ricos son los que más crecen, lo cual implica que existe divergencia (Loaiza y Moncada, 2013). Además, la velocidad de convergencia se puede calcular mediante la siguiente expresión:

$$V = -\ln(1 + T\beta)/T \quad (4)$$

Ahora bien, tal como lo mencionan Lesage y Fischer (2008) y Rey y Montouri (1999) una de las razones por las que algunos departamentos parecen no creer es porque sus niveles de renta no dependen solo de sus tasas de inversión en capital físico o humano, sino también del crecimiento y los niveles de renta de los otros departamentos vecinos, es decir, la concentración de la actividad económica y conectividad entre departamentos ejerce influencia sobre el crecimiento de estos. Por esto, es recomendable seguir alternativas de estimación de econometría espacial que consideren la dependencia espacial.

Existe un conjunto de estimadores que ayudan a detectar los efectos espaciales, como el modelo de error espacial (SEM, por sus siglas en inglés), el modelo de rezago espacial (SAR, por sus siglas en inglés), el modelo regresivo cruzado espacial, o una combinación de los dos primeros. En este artículo, se contrastará la aplicabilidad de los dos modelos básicos, SEM y SAR. El enfoque tradicional de econometría espacial incorpora la dependencia espacial mediante una matriz de pesos espaciales W , donde cada elemento define la relación de vecindad entre los

departamentos (Rabanal, 2012). Esta matriz puede ser incluida en la ecuación de convergencia según la estructura de la dependencia espacial existente. Para el caso del modelo SAR, tendría la siguiente forma:

$$g_t = \alpha + \rho W + \beta \ln y_{(i,0)} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Donde W representa la matriz de pesos y ρ el coeficiente autocorrelación espacial. Por su parte, la dependencia capturada por el modelo SEM se puede incorporar de la siguiente forma:

$$g_t = \alpha + \beta \ln y_{(i,0)} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\text{Siendo } \varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + \mu_{it} \quad (7)$$

En este caso, la autocorrelación espacial es recogida por λ a través del término de perturbación del modelo.

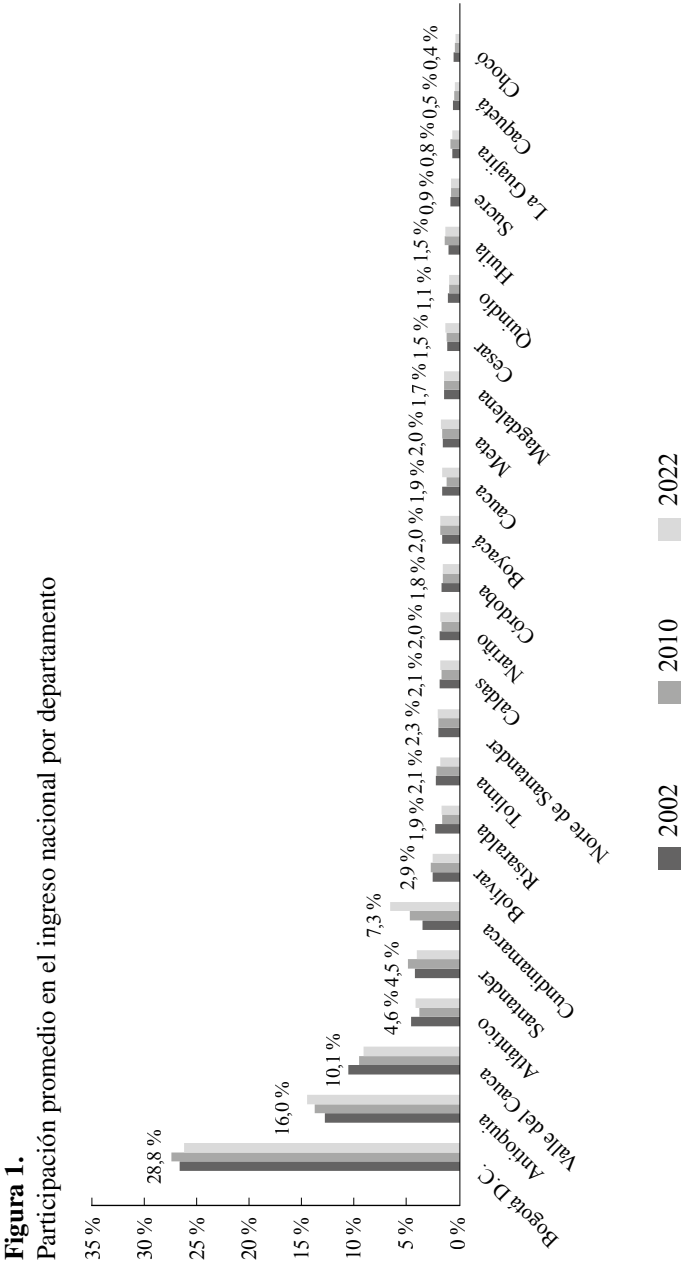
Para determinar si es necesario incorporar elementos espaciales al modelo básico de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), se realiza un test de correlación espacial sobre los residuos de dicho modelo utilizando la matriz W con el fin de identificar la presencia de una estructura espacial en este. Generalmente, se utilizan los contrastes I de Moran y los multiplicadores de Lagrange (LM). Estos test manejan como hipótesis nula (H_0) la no correlación espacial. Por tanto, si el I de Moran rechaza H_0 , habría evidencia en favor de la inclusión de elementos espaciales, aunque no brinda información sobre el posible modelo a especificar. Si el LM Error rechaza H_0 , habría evidencia en favor de estimar el modelo SEM, y si el LM Lag rechaza H_0 , habría evidencia para estimar el modelo SAR. Si en ninguno de los casos se rechaza H_0 , habría evidencia en favor del modelo lineal.

RESULTADOS

Desigualdad en el ingreso

En primer lugar, se realiza un análisis separado de la evolución de las variables económicas a lo largo del tiempo y cómo contribuyen al entendimiento de la desigualdad.

En la figura 1 se observa la participación en el ingreso por departamentos en distintos años del periodo de análisis. Esta muestra que existe una concentración del ingreso en Bogotá en relación con el resto del país, con una participación de casi el 30 %, mientras otras regiones están por debajo del 1 %. Otros departamentos que acompañan a Bogotá, aunque con niveles considerablemente inferiores, son Antioquia, Valle del Cauca y Cundinamarca, siendo este último el que ha experimentado la mejora más notoria durante el periodo de análisis. En contraste, la participación de la gran mayoría de los departamentos se ha mantenido prácticamente inalterada.



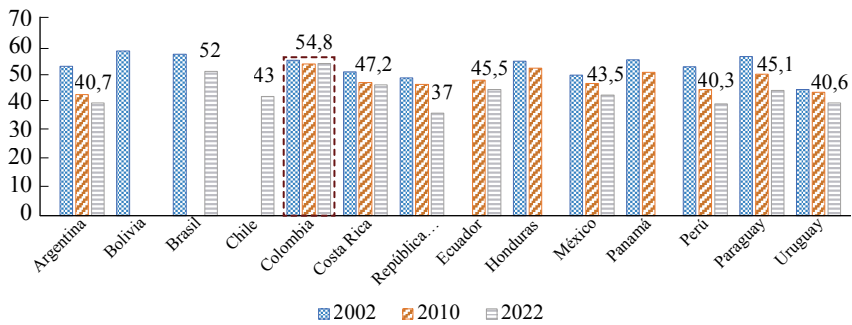
Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH del DANE.

Ahora bien, la distribución del ingreso se puede observar a través de distintos índices, siendo el más utilizado el índice de Gini. Este mide la distribución del ingreso en un rango entre 0 y 1, donde los valores más cercanos a 0 implican mayor igualdad y los más cercanos a 1 mayor desigualdad. De acuerdo con datos del BM (2022), la desigualdad de ingresos en Colombia, medida a través del índice de Gini, ha sido elevada durante todo el periodo de estudio, manteniéndose por encima de 0,50. En términos absolutos, entre 2002 y 2022, el país logró avances en la reducción de la desigualdad, pasando de un índice de Gini de 0,56 a 0,54. Esta disminución es modesta, y para 2022 Colombia seguía siendo el país más desigual de la región y uno de los más desiguales del mundo.

En la figura 2, se ilustra el índice de Gini para 14 países de América Latina. De acuerdo con los datos disponibles, se observa que para 2022 Colombia y Brasil son los únicos países de América Latina con un índice de Gini por encima del 50 %, lo que contrasta con los avances realizados por países como República Dominicana, Perú o Paraguay, que durante el mismo periodo lograron reducciones importantes en sus índices de Gini.

Asimismo, comparado con los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), a la que Colombia fue aceptada en abril de 2020, es claro que el país está rezagado desde el punto de vista del índice de Gini, frente a los países de dicha organización, cuyos índices de Gini oscilan entre el 20 % y el 40 %.

Figura 2.
Índice de Gini en América Latina (14 países) (2008, 2015, 2020)



Fuente: elaboración propia a partir de datos del BM.

La trayectoria seguida a lo largo del periodo de estudio muestra un índice de Gini estable desde 2002 hasta 2010, con niveles del 0,54 al 0,56. A partir de 2010 y hasta 2017, se da un descenso importante, ubicándose en 2017 en 0,49. Sin embargo, a partir de 2018, el índice de Gini comienza a crecer nuevamente, por lo que el aumento de la desigualdad comenzó a darse antes del inicio de la pandemia de covid-19 y con esta su crecimiento se vio acelerado pasando de 0,51 en 2019 a 0,54 en 2020, regresando a niveles de 2009-2010. Lo que significa un retroceso

de aproximadamente 10 años debido al *shock* generado por la pandemia, dejando ver la vulnerabilidad del país frente a estos fenómenos que exacerban patrones ya existentes, como la persistencia de la desigualdad.

Estos elevados niveles de desigualdad se manifiestan de forma distinta en el país. En la tabla 1 se ilustra el coeficiente de Gini por departamentos considerando unidad de observación los hogares. En general, no se observa que exista un patrón en los niveles de desigualdad, pero sí una fuerte heterogeneidad. Departamentos como el Chocó y Bolívar poseen índices de desigualdad elevados frente al promedio nacional, mientras otros como el Quindío o el Huila tienen los índices más bajos e inferiores a 0,50.

Al observar la variación porcentual entre el inicio y el final del periodo, se destaca la mejora en la mayoría de los departamentos analizados. De los 24 departamentos, 15 experimentaron una disminución en el índice de Gini. Entre los más destacados, se encuentran Nariño, con una reducción de 7,4 puntos; Boyacá, el Huila, Antioquia y Córdoba, con disminuciones de 6,8, 6,7, 5 y 4,9 puntos, respectivamente. Por otro lado, La Guajira fue el departamento donde el índice de Gini aumentó más, con un incremento de 3,8 puntos, mientras Bolívar y Cesar tuvieron un crecimiento de más de 2 puntos en su índice de Gini. Además, en departamentos como el Chocó, el Magdalena, Norte de Santander, Sucre y el Tolima, el índice de Gini también aumentó.

A pesar del buen comportamiento de la mayoría de los departamentos, al revisar los valores con detenimiento, se observa que la mayoría de las mejoras en el índice de Gini son pequeñas. Asimismo, la trayectoria a lo largo del periodo muestra una persistencia en los niveles del índice de Gini en la mayoría de los departamentos, así como a nivel nacional. Muchos departamentos mostraron avances en periodos intermedios, pero sus resultados empeoraron en los años pospandemia, por lo que el resultado final es un cambio pequeño entre el inicio y el final del periodo. Se podría decir que el patrón de igualdad, medido por el índice de Gini, entre 2002 y 2022 no se ha modificado significativamente.

Del análisis anterior se puede concluir que los mayores niveles de desigualdad no necesariamente se dan en los departamentos de menores ingresos. Lo que evidencia que en Colombia existe una gran heterogeneidad en los niveles de desigualdad en contraste con la pobreza. Si bien la distribución espacial de los ingresos es claramente diferenciable al contrastar con el índice de Gini, no es posible distinguir un patrón claro entre la magnitud de la desigualdad y el ingreso, pues los departamentos con niveles de ingreso bajos como el Chocó o La Guajira presentan niveles de Gini similares a departamentos de ingresos altos como Bogotá y Antioquia.

En este sentido, no es posible afirmar que un mayor nivel de ingreso garantice mejoras distributivamente. Además, el atraso económico no necesariamente conlleva que se amplíen las desigualdades entre los habitantes de un territorio. Estos resultados resaltan la importancia de entender lo que sucede a nivel local para explicar y solucionar las brechas existentes, pues el hecho de que haya departamentos

con bajos ingresos y bajos índices de Gini, como el Caquetá, Córdoba, Sucre y el Cesar, no implica que tengan mejores políticas redistributivas que los departamentos ricos con altos índices de Gini, sino que los primeros pueden estar atrapados en la denominada “trampa de pobreza”.

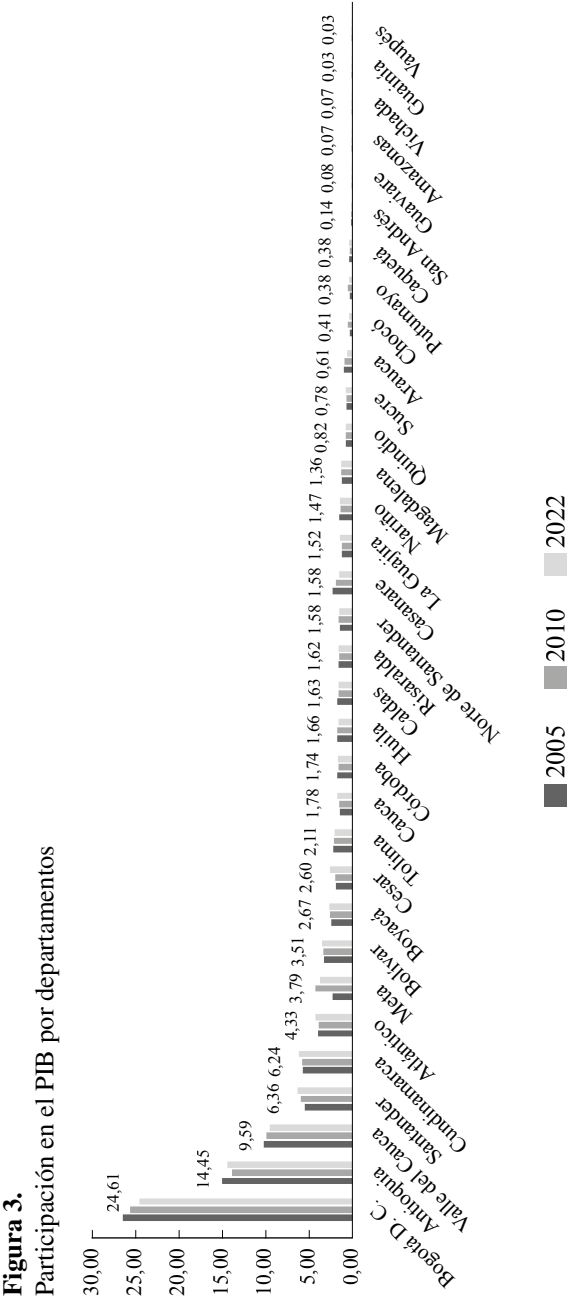
Tabla 1.

Coefficiente de Gini por departamentos (2002, 2005, 2010, 2015, 2022)

Departamento	2002	2005	2010	2015	2022	Variación % Gini (2002-2022)
Antioquia	0,59	0,56	0,561	0,521	0,535	-0,05
Atlántico	0,53	0,51	0,496	0,44	0,496	-0,03
Bogotá D.C.	0,57	0,56	0,526	0,498	0,549	-0,02
Bolívar	0,53	0,48	0,514	0,489	0,559	0,03
Boyacá	0,60	0,56	0,538	0,536	0,529	-0,07
Caldas	0,51	0,51	0,535	0,512	0,488	-0,02
Caquetá	0,53	0,53	0,45	0,483	0,484	-0,04
Cauca	0,52	0,50	0,565	0,524	0,512	-0,01
Cesar	0,46	0,45	0,518	0,479	0,487	0,02
Chocó	0,57	0,58	0,571	0,598	0,588	0,02
Córdoba	0,55	0,54	0,55	0,465	0,503	-0,05
Cundinamarca	0,48	0,49	0,46	0,438	0,494	0,01
Huila	0,54	0,51	0,571	0,536	0,477	-0,07
La Guajira	0,48	0,47	0,613	0,551	0,522	0,04
Magdalena	0,50	0,47	0,544	0,477	0,513	0,02
Meta	0,50	0,49	0,502	0,47	0,488	-0,01
Nariño	0,57	0,51	0,496	0,497	0,496	-0,07
Norte de Santander	0,49	0,49	0,493	0,473	0,503	0,01
Quindío	0,50	0,52	0,541	0,494	0,458	-0,04
Risaralda	0,51	0,50	0,484	0,461	0,487	-0,03
Santander	0,53	0,53	0,507	0,471	0,522	-0,01
Sucre	0,50	0,48	0,536	0,47	0,503	0,003
Tolima	0,52	0,49	0,549	0,505	0,526	0,01
Valle del Cauca	0,52	0,54	0,52	0,479	0,521	-0,001
Total nacional	0,57	0,56	0,56	0,52	0,56	-0,02

Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH del DANE.

Desigualdad en la producción



Fuente: elaboración propia a partir de cuentas nacionales del DANE.

El análisis de la dinámica del PIB es otro aspecto importante que ayuda a comprender las diferencias entre los espacios geográficos. Si se observa la participación de los departamentos en la generación del PIB, se aprecia una situación similar a la del ingreso del hogar. Es decir, una concentración en pocos departamentos, entre los que nuevamente se destaca Bogotá, con una participación que oscila entre el 24 % y el 26 % durante el periodo, acompañada de departamentos como Antioquia, el Valle del Cauca, Cundinamarca y Santander, que, en conjunto, explican aproximadamente el 60 % del PIB, mientras una gran mayoría de los departamentos no alcanza el 1 % durante el mismo periodo.

Evidentemente, esta diferencia en producto se refleja en el PIB per cápita. En la tabla 2, se observa el PIB per cápita normalizado para las regiones y los departamentos. Durante el periodo analizado, la desigualdad entre regiones se mantiene constante, sin que se produzcan cambios significativos en sus posiciones relativas. Asimismo, se observa una polarización en el crecimiento del PIB per cápita, con una notoria supremacía de Bogotá a lo largo de todo el periodo, siendo la única región cuyo PIB per cápita se mantuvo por encima del nacional, con una tendencia al alza. Por otro lado, las demás regiones mantuvieron una tendencia estable por debajo del PIB per cápita nacional, a excepción de la Orinoquía, que presentó un crecimiento por encima del nacional desde aproximadamente 2008 hasta 2014, cuando cayó y se estabilizó cerca del 80 %. Por su parte, la Amazonía tuvo el peor desempeño durante todo el periodo.

La supremacía de Bogotá es un dato de suma relevancia, ya que denota el nivel de polarización en Colombia. Según Galvis y Meisel Roca (2013), la participación de Bogotá en el PIB nacional se ha vuelto más notable desde la década de 1990, pasando de un 14 % en 1960 a un 22,6 % en 1995, y hoy día su participación oscila alrededor del 26 %, como se mencionó. La creciente importancia de Bogotá en la economía nacional no solo implica diferencias en el nivel de ingreso, sino también una concentración de las inversiones en infraestructura, nuevas empresas, mejores instituciones de salud y educación, entre otros. Estos elementos implican una expansión de su mercado y la concentración de las oportunidades económicas, lo que convierte a otras regiones en expulsoras de población hacia la ciudad principal.

De acuerdo con Galvis y Meisel Roca (2013), se destaca la participación de Cali, Medellín y Barranquilla como los principales centros de sus respectivas regiones, lo que significa que Colombia se caracteriza por la presencia de varios polos de crecimiento. Sin embargo, el contraste entre Bogotá y regiones como la costa atlántica y la Amazonía es mucho más evidente. Además, a pesar de que estas regiones no tienen una alta participación en la población en relación con la ciudad capital, su participación en la pobreza es mayor y sus indicadores de bienestar muestran un evidente rezago.

Por ejemplo, el trabajo de Rodríguez Miranda y Vial Cossani (2021) muestra cómo los departamentos periféricos son recurrentemente los más rezagados en indicadores de salud, educación, actividad económica e institucionalidad. Incluso, en América Latina, los departamentos de Vichada, Arauca y Guaviare tienen los

Tabla 2.
PIB per cápita normalizado por región y departamento (Colombia, 2002-2022)

Región	Departamento	2002	2005	2008	2010	2015	2018	2020	2022
Amazonia	Amazonas	0,512	0,472	0,435	0,453	0,449	0,484	0,490	0,449
	Caquetá	0,446	0,408	0,409	0,409	0,480	0,495	0,511	0,464
	Putumayo	0,403	0,517	0,643	0,786	0,838	0,566	0,471	0,528
	Total	0,454	0,466	0,496	0,549	0,589	0,515	0,491	0,480
Occidente	Antioquia	1,049	1,152	1,094	1,062	1,059	1,080	1,121	1,101
	Caldas	0,769	0,744	0,750	0,726	0,705	0,769	0,835	0,813
	Cauca	0,487	0,487	0,484	0,509	0,559	0,583	0,615	0,596
	Chocó	0,304	0,377	0,346	0,512	0,378	0,345	0,410	0,367
	Quindío	0,757	0,663	0,674	0,671	0,656	0,719	0,749	0,761
	Risaralda	0,730	0,774	0,753	0,756	0,767	0,822	0,866	0,865
	Nariño	0,430	0,422	0,404	0,398	0,413	0,444	0,485	0,449
	Valle del Cauca	1,124	1,015	1,021	1,016	0,991	1,047	1,110	1,071
	Total	0,706	0,704	0,691	0,706	0,691	0,726	0,774	0,753
	Arauca	1,543	1,985	2,348	1,850	1,271	0,949	0,870	1,017
Orinoquía	Casanare	3,377	2,975	2,582	2,341	2,576	1,802	1,570	1,772
	Guainía	0,473	0,510	0,439	0,432	0,394	0,369	0,365	0,318
	Guaviare	0,487	0,587	0,550	0,522	0,490	0,462	0,478	0,425
	Meta	1,055	1,235	1,612	2,135	2,316	1,660	1,491	1,758
	Vaupés	0,382	0,386	0,350	0,333	0,358	0,337	0,324	0,290
	Vichada	0,555	0,479	0,393	0,347	0,285	0,288	0,302	0,280
	Total	1,125	1,165	1,182	1,137	1,099	0,838	0,771	0,837

(Continúa)

Tabla 2.
PIB per cápita normalizado por región y departamento (Colombia, 2002-2022)

Región	Departamento	2002	2005	2008	2010	2015	2018	2020	2022
Costa Atlántica	Atlántico	0,829	0,788	0,802	0,768	0,823	0,836	0,826	0,807
	Bolívar	0,783	0,765	0,778	0,780	0,809	0,836	0,801	0,815
	Córdoba	0,563	0,482	0,464	0,446	0,454	0,460	0,494	0,478
	La Guajira	0,649	0,802	0,850	0,777	0,639	0,659	0,441	0,770
	Cesar	0,754	0,840	0,891	0,859	0,749	0,865	0,684	0,998
	Magdalena	0,512	0,486	0,479	0,496	0,458	0,482	0,481	0,476
	San Andrés	1,019	0,971	1,006	1,030	1,119	1,221	1,065	1,168
	Sucre	0,438	0,376	0,390	0,393	0,426	0,439	0,445	0,411
Centro-Oriente	Total	0,693	0,689	0,707	0,694	0,685	0,725	0,655	0,741
	Boyacá	0,914	0,889	1,001	1,007	1,055	1,079	1,075	1,074
	Cundinamarca	1,044	1,266	1,226	1,202	1,075	0,989	0,953	0,966
	Huila	0,781	0,795	0,786	0,774	0,767	0,710	0,747	0,739
	Norte de Santander	0,619	0,484	0,521	0,517	0,500	0,506	0,490	0,486
	Santander	1,294	1,227	1,317	1,328	1,472	1,426	1,370	1,407
	Tolima	0,730	0,728	0,784	0,739	0,755	0,771	0,810	0,796
	Total	0,897	0,898	0,939	0,928	0,937	0,913	0,907	0,911
Bogotá D.C.	Bogotá D.C.	1,725	1,651	1,588	1,596	1,583	1,674	1,695	1,615

Fuente: elaboración propia a partir de cuentas nacionales del DANE.

peores niveles de desarrollo. Asimismo, el Putumayo, el Chocó, el Guainía y el Vaupés se ubican en el *ranking* de los departamentos con menores niveles de desarrollo en el continente.

En la tabla 2, también se puede apreciar que la Orinoquía es particularmente desigual. En esta región, el Casanare, Arauca y el Meta presentan un comportamiento superior al de los demás departamentos, registrando hasta 2015 un crecimiento del PIB per cápita, incluso, superior al de Bogotá, siendo 2 veces superior al nacional. Mientras tanto, departamentos como el Vaupés, el Vichada y el Guainía tienen los peores desempeños a nivel nacional.

De acuerdo con Hahn de Castro y Meisel Roca (2018), las notorias diferencias en la Orinoquía se deben, en gran medida, al descubrimiento de recursos naturales, especialmente petróleo, ocurrido en la segunda mitad del siglo XX. Estos recursos beneficiaron a los departamentos de Casanare, Arauca y Meta, los cuales, debido a su baja densidad poblacional, experimentaron la tendencia observada. Sin embargo, esta tendencia comenzó a revertirse desde 2014 con el desplome del precio de los *commodities*. Por tanto, los resultados de esta región desde el punto de vista del crecimiento económico están estrechamente ligados a la actividad extractiva.

Por su parte, las demás regiones, aunque presentan tendencias estables, también son muy desiguales en su interior. Por ejemplo, en la región occidente, Antioquia y Valle del Cauca tienen desempeños muy superiores a los del Chocó, Nariño y el Cauca. Como se mencionó, Medellín y Cali son importantes centros de crecimiento que impulsan la economía en los departamentos de Antioquia y Valle del Cauca, respectivamente. Mientras tanto, departamentos como el Chocó se han caracterizado por un rezago histórico. Además, al igual que Nariño y el Cauca, han sido escenario de gran parte del conflicto armado en Colombia, lo que ha generado cierto abandono estatal y el aumento de problemas, como la violencia, la pobreza, el desplazamiento y la desigualdad.

La región menos polarizada en su interior sería la Amazonía. No obstante, en comparación con otras regiones, esta sería la más desigual desde el punto de vista del PIB per cápita, sus departamentos presentan un gran rezago frente a los más ricos. Cabe destacar que el Putumayo experimentó un crecimiento notable entre 2008 y 2014, alcanzando el 90 % del PIB per cápita nacional en 2013. Sin embargo, este es el caso similar a algunos de los departamentos de la Orinoquía, que se beneficiaron del auge de los recursos naturales. En la tabla 2, se observa cómo su PIB per cápita comenzó a disminuir a partir de 2015, ubicándose alrededor del 50 % para 2022.

Convergencia económica

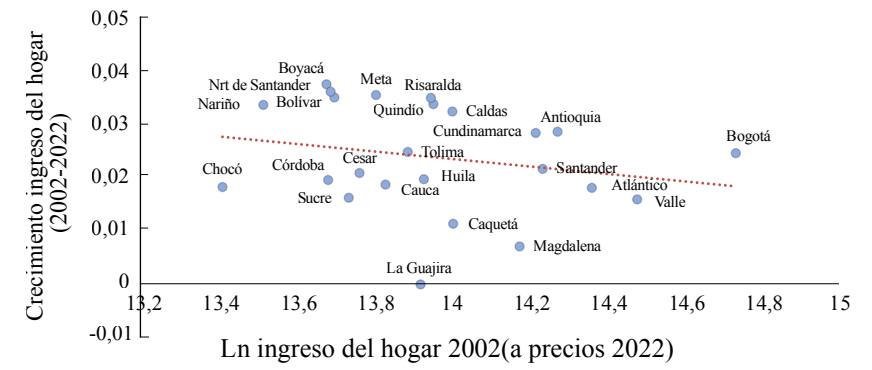
A partir del análisis, se observa cierta persistencia en la desigualdad departamental tanto en el PIB per cápita como en el ingreso del hogar. Durante todo el periodo, Bogotá, Antioquia, el Valle del Cauca, Atlántico, Santander y Cundinamarca siempre se mantienen a la cabeza desde el punto de vista de los indicadores económicos, mientras el Amazonas, el Caquetá, el Chocó, La Guajira, el Guaviare, el

Guainía, el Vichada y el Vaupés muestran un rezago considerable. Por tanto, a primera vista se tiene la impresión de que los departamentos de Colombia han experimentado muy poca movilidad en las variables económicas.

Para comprender si la dinámica de estas variables económicas ha evolucionado hacia un proceso de convergencia o divergencia durante el periodo de estudio, es necesario realizar una evaluación más exhaustiva. En primer lugar, se llevará a cabo la validación gráfica de la hipótesis fuerte de convergencia absoluta y de la convergencia sigma; posteriormente, se realizará la validación a través de modelos econométricos.

En la figura 4 se observa que en el caso del ingreso promedio del hogar hay una tendencia negativa entre el nivel de ingreso inicial y la tasa de crecimiento; sin embargo, esta no es muy marcada, lo que podría apuntar hacia un leve proceso de convergencia. Se puede observar que los departamentos con mayor crecimiento respecto de su ingreso inicial fueron Boyacá, Norte de Santander y Bolívar. Asimismo, departamentos con un bajo ingreso como el Chocó, Córdoba y Sucre muestran crecimientos bajos frente a otros de altos ingresos como Bogotá y Antioquia, aspecto que podría debilitar la hipótesis de convergencia.

Figura 4.
Convergencia beta absoluta, ingreso promedio del hogar por departamentos (Colombia, 2002-2022)

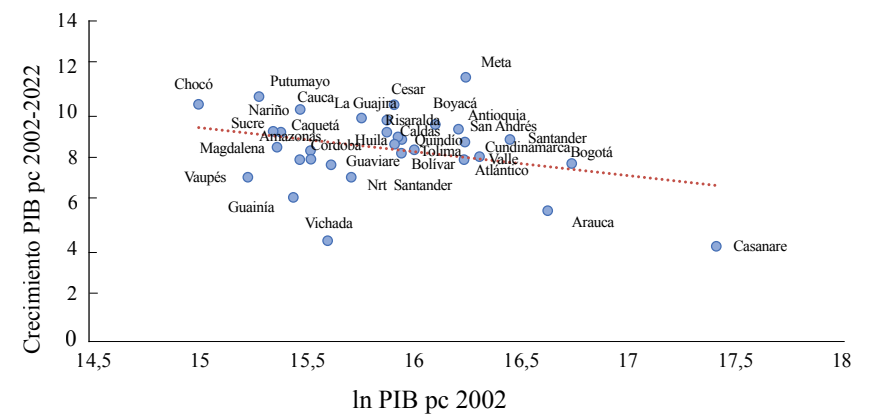


Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH del DANE.

En el caso del PIB per cápita, en la figura 5 se observa una tendencia negativa entre el nivel inicial del PIB per cápita y el crecimiento, aunque su pendiente no es tan marcada. Es de resaltar el comportamiento del Chocó, el Putumayo, el Cauca y el Meta, los cuales, en relación con su PIB per cápita inicial, tuvieron tasas de crecimiento elevadas. En contraste, Bogotá, Cundinamarca y el Valle del Cauca, departamentos con PIB per cápita alto, tuvieron un crecimiento más moderado, lo cual es coherente con la teoría de convergencia. Sin embargo, otros casos como el Vichada, el Guainía y el Vaupés, que tienen un PIB per cápita bajo, también tuvieron crecimientos bajos, lo que contradice un proceso de convergencia.

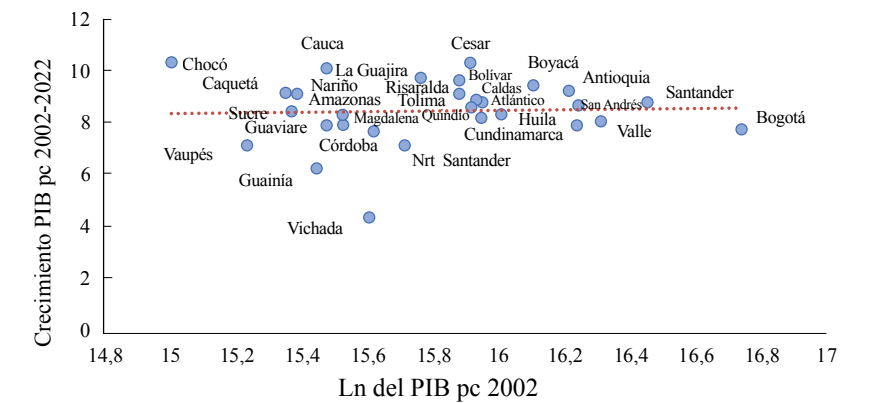
Por tanto, a pesar de la tendencia negativa, no se puede afirmar que se esté dando un proceso de convergencia. La comprobación econométrica podría ayudar a verificar si esta tendencia es significativa o no.

Figura 5.
Convergencia beta absoluta PIB per cápita por departamentos (Colombia, 2002-2022)



Fuente: elaboración propia a partir de cuentas nacionales del DANE.

Figura 6.
Convergencia beta absoluta PIB per cápita sin departamentos mineros (Colombia, 2002-2022)



Fuente: elaboración propia a partir de cuentas nacionales del DANE.

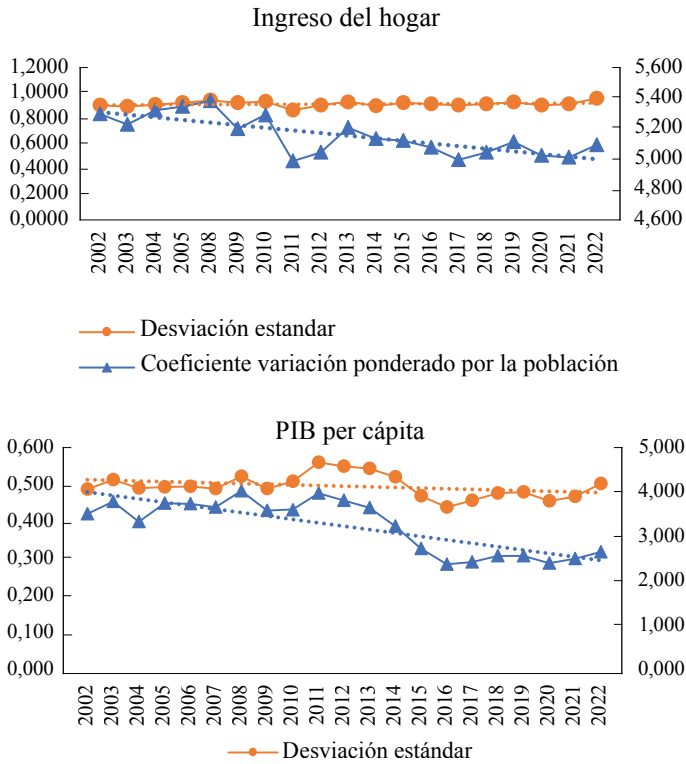
Asimismo, en atención al análisis hecho hasta el momento, se sabe que durante el periodo 2008-2014 hubo una gran influencia de los departamentos mineros en el crecimiento del PIB per cápita, el cual fue superior a la mayoría de los departamentos, incluso Bogotá. Por esto, al quitar los departamentos mineros, se observa (figura 6)

que la línea de tendencia toma una pendiente positiva, lo que indicaría un posible proceso de divergencia entre los demás departamentos. En este sentido, el periodo de bonanza petrolera tuvo una fuerte influencia en la convergencia entre departamentos, aspecto que la hipótesis de convergencia absoluta no puede considerar.

Convergencia sigma (σ)

Ahora bien, dentro de la metodología tradicional el anterior análisis se puede complementar con el uso de la convergencia sigma. En la figura 7, se observa que, en el caso del PIB per cápita, tanto la DE como el coeficiente de variación comparten una trayectoria muy similar entre 2002 hasta aproximadamente 2012, mantienen una senda estable con ligeras fluctuaciones, luego desciende rápidamente hasta 2016, después de esto la variabilidad relativa sigue disminuyendo, aunque a un ritmo más lento, y parece estabilizarse en los últimos años del periodo.

Figura 7.
Convergencia sigma, ingreso del hogar y PIB per cápita por departamentos (Colombia, 2002-2022)



Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH y cuentas nacionales del DANE.

La tendencia general es claramente descendente, lo cual indica que la desigualdad relativa del PIB per cápita ha disminuido durante estos años. Sin embargo, la tendencia decreciente no es prueba suficiente para determinar que las disparidades están disminuyendo, ya que desde 2017 se observa un aumento nuevamente en la dispersión de los datos, lo que señala que estos son más desiguales. De hecho, la evidencia apunta más hacia un proceso de polarización, donde en algunos años el crecimiento de ciertos departamentos, no necesariamente los más rezagados, fue muy superior al promedio, pero no sostenido como para modificar la tendencia durante todo el periodo.

En el caso del ingreso del hogar, la tendencia seguida por los dos indicadores no es tan similar. Mientras el coeficiente de variación muestra una tendencia decreciente más pronunciada con mayores fluctuaciones, la DE muestra una estabilidad relativa durante el periodo. Es de destacar que después de 2020 se observa un ligero crecimiento en la dispersión, lo que puede estar indicando un aumento de la desigualdad en los ingresos debido a la pandemia de covid-19.

El análisis gráfico realizado hasta el momento muestra una tendencia decreciente en la desigualdad económica, lo que sugiere la posibilidad de un proceso de convergencia. Sin embargo, debido a que las relaciones encontradas no son tan fuertes y considerando la persistencia previamente identificada en la participación del ingreso y el PIB, no se puede afirmar con certeza que la tendencia observada sea significativa, ni que exista efectivamente un proceso de convergencia económica entre los departamentos durante el periodo de estudio. Por tanto, a continuación, se presenta la estimación econométrica de la hipótesis de convergencia no condicional.

Como se planteó, al analizar la dinámica geográfica de las variables económicas, es importante considerar el papel del espacio en el proceso de convergencia. En la tabla 3, se presentan los resultados de los contrastes de autocorrelación espacial. En ambos casos, el I de Moran es positivo y significativo, lo que indica la presencia de algún grado de autocorrelación espacial. El contraste LM proporciona evidencia para estimar los modelos SEM en el caso del PIB per cápita. La estimación de estos modelos se basa en el método de máxima verosimilitud, que permite obtener estimadores efectivos e insesgados.

En la tabla 4 se presentan los resultados de la estimación de los tres modelos. En todos los casos, la pendiente es negativa como se esperaba, pero no es significativa ni en el PIB per cápita ni del ingreso del hogar. Esto indica que durante el periodo 2002-2022 no hubo un proceso de convergencia estadísticamente significativo en las variables económicas a nivel departamental.

Además, el proceso de no convergencia en el caso del PIB per cápita está acompañado de una autocorrelación espacial significativa en los residuos, capturada por el modelo SEM. Esto implica que hay factores espaciales no observados que afectan el PIB per cápita de manera similar en departamentos espacialmente cercanos. Por tanto, la falta de convergencia observada está influenciada por factores espaciales que afectan las tasas de crecimiento económico en regiones cercanas de manera similar.

Tabla 3.
Test de autocorrelación espacial

Diagnostics	PIB per cápita			Ingreso del hogar		
	Statistic	df	p-value	Statistic	df	p-value
Moran's I	2.6129	1	0.0089***	2.0723	1	0.030**
Lagrange multiplier (lag)	0.2555	1	0,6132	2.2099	1	0.1371
Robust LM (lag)	0.6906	1	0,4060	0.9673	1	0.3254
Lagrange multiplier (error)	4.0454	1	0.044**	2.5962	1	0.1071*
Robust LM (error)	4.4805	1	0.0342**	1.3535	1	0.2447
*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1						

Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH, el Marco Geoestadístico Nacional y cuentas nacionales del DANE.

Por otro lado, como se esperaba de acuerdo con el test de autocorrelación, no existe dependencia espacial a través del rezago espacial, lo que significa que el crecimiento del PIB per cápita de un departamento no afecta a sus vecinos.

En el caso del ingreso del hogar, no hay efectos espaciales significativos, a pesar de que el I de Moran es significativo. Esto puede implicar que se requiera la especificación de un modelo espacial más complejo del estimado.

Tabla 4.
Estimación de convergencia beta absoluta entre departamentos (Colombia, 2002-2022)

	PIB per cápita			Ingreso del hogar		
	MCO	SEM	SAR	MCO	SEM	SAR
lny _{i,0}	-0.0047	-0.00451	-0.00443	-0.00714	-0.00721	-0.00732
	(0.00443)	(0.00446)	(0.00432)	(0.00675)	(0.006324)	(0.006412)
Lambda		0.42761**			0.2247	
		(0.198625)			(0.3983)	
Rho			0.07071			0.2297
			-0.1487			(0.3959)
Constant	0.142*	0.1382*	0.1327*	0.124	0.12438	0.12066
	(0.0703)	(0.07102)	(0.07073)	(0.0942)	(0.08829)	(0.08978)
Velocidad de convergencia	0.497	0.473	0.463	0.770	0.778	0.791
Standard errors in parentheses						
*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1						

Fuente: elaboración propia a partir de la GEIH, el Marco Geoestadístico Nacional y cuentas nacionales del DANE.

ANÁLISIS DE RESULTADOS

Es importante cuestionarse por qué son relevantes los resultados anteriores. El debate sobre la desigualdad es amplio y suele volverse pantanoso cuando se desvía hacia cuestiones relacionadas con el mérito y las capacidades individuales. Sin embargo, este trabajo se enfoca en la desigualdad socioeconómica, limitándose a aquellas disparidades sociales que son injustas, innecesarias y evitables. En este contexto, se está señalando que la desigualdad regional en Colombia es excesivamente alta y persistente.

Si bien en promedio Colombia exhibe un crecimiento en sus ingresos, solo algunas partes del país contribuyen a este, mientras otras mantienen ingresos muy bajos, tendencia que no es nueva. Estudios como el de Fergusson Talero *et al.* (2017) indican que para 1790 los departamentos de Colombia que son relativamente ricos hoy lo eran entonces, lo que sugiere una persistente desigualdad regional a lo largo del tiempo, a pesar de los cambios significativos desde el punto de vista del crecimiento económico y desarrollo social.

Según Fergusson Talero *et al.* (2017), y en atención a la revisión de otros autores, es posible indicar que la desigualdad regional en Colombia tiene causas históricas que no se han logrado superar de manera efectiva, relacionadas, en parte, con las condiciones iniciales que impulsaron el desarrollo en algunos territorios del país más que en otros, gracias a ventajas geográficas, de dotación de factores y también políticas e institucionales. Esta disparidad ha continuado retroalimentándose, llevando a una mayor modernización no solo económica sino también institucional en regiones como Bogotá, Antioquia (Medellín) y Valle del Cauca (Cali). Este fenómeno parece estar más en línea con la teoría de la causación circular acumulativa y con los planteamientos de la NGE que con la hipótesis de convergencia regional.

Es importante destacar que en Colombia, a diferencia de la lucha contra la pobreza, se les ha dado menos relevancia a los temas relacionados con la desigualdad. De acuerdo con Moncayo Jiménez (2019), “la cuestión regional vino a ser incorporada por primera vez en el plan Planes y Programas de Desarrollo (1969)” (p. 139). Posteriormente, entre 1991 y 2006, hubo un retroceso del Estado desde el punto de vista de las políticas públicas regionales, y se otorgó más relevancia a aquellas de carácter transversal. A partir de 2007, se retomó una senda más activa en políticas regionales explícitas. Sin embargo, no fue hasta 2010 que estas políticas se hicieron más evidentes a través del Plan Nacional de Desarrollo (PND), en el que se incorporó la dimensión territorial como uno de los ámbitos estratégicos. Hasta entonces, la principal política regional del Gobierno para reducir las disparidades regionales se centraba en los esfuerzos del proceso de apertura comercial en 1990 y la descentralización fiscal.

Con la apertura comercial, entre muchos otros objetivos, se buscaba mejorar los niveles de productividad y eficiencia mediante la competencia en los mercados externos, lo que conduciría a ajustes en el patrón de localización, reduciendo la

concentración de la actividad económica. Se esperaba que las actividades económicas se desplazaran desde el interior del país hacia regiones con facilidad de acceso a los mercados externos, como las fronterizas, lo que implicaría una mejora en las condiciones de vida de dichas regiones.

Sin embargo, la distribución geográfica de la actividad económica no ha experimentado cambios significativos. Aunque algunas regiones periféricas han aumentado su participación en el PIB, la concentración en Bogotá, Antioquia y el Valle del Cauca ha persistido, con un incremento particularmente notable en el caso de Bogotá, como se mencionó. Contrariamente a las expectativas, sectores como la industria no se trasladaron hacia ciudades fronterizas y portuarias, sino que se observó un aumento de la actividad industrial en las zonas cercanas a Bogotá. Este aumento en la concentración económica después de la apertura puede explicarse por lo mencionado por Venables (2000) y Henderson *et al.* (2000), citados en Lotero Contreras (2009), quienes indican que, a medida que se incrementa la integración económica y se reducen los costes de transacción, la actividad económica tiende a concentrarse, espacialmente, en aquellas regiones que ya disfrutaban de ventajas comparativas. Como resultado, emerge una dinámica centro-periferia en la que la actividad más dinámica se concentra en las regiones centrales.

De acuerdo con estos planteamientos, solo en circunstancias propicias, en las que puedan operar fuerzas centrífugas, se dispersarán las actividades económicas hacia la periferia. Sin embargo, la desconcentración no beneficiará a todas las regiones periféricas por igual. Solo aquellas con buen acceso a los mercados y dotadas de capital humano e infraestructura física e institucional atraerán capitales e industrias, y así generarán nuevos procesos de aglomeración en nuevas regiones (Venables, 2000; Henderson *et al.*, 2000, citados en Lotero, 2009).

Por su parte, los resultados de la descentralización han sido mixtos. Si bien muchos departamentos se han beneficiado, varios estudios (Bonet Morón, 2004; Bonet Morón y Meisel Roca, 2007; Hernández Gamarra y Barreto Nieto, 2018) señalan que han sido aquellos que ya eran más prósperos, por lo que la transferencia de recursos ha resultado en un ensanchamiento de las disparidades entre departamentos ricos y pobres. Varios expertos atribuyen esto al hecho de que el sistema de asignación de recursos gubernamentales no tiene mecanismos explícitos para compensar los desequilibrios regionales existentes.

Para Rodríguez-Pose y Ezcurra (2010), los procesos de descentralización fiscal pueden contribuir al aumento de las disparidades regionales, debido a diferencias en las capacidades de los Gobiernos locales para obtener recursos del Gobierno central, restricciones financieras y variaciones en la calidad institucional que afectan la eficiencia en el uso de esos recursos. Según Bonet-Morón y Ayala-García (2015), dos tercios del total del recaudo fiscal se concentran en Bogotá, Medellín, Cali, Cartagena y Barranquilla. Asimismo, según Rodríguez Miranda y Vial Cossani (2021):

Bogotá es la región con mayor autonomía en sus ingresos, con más del 50 % de ingresos propios respecto al total, seguida por Cundinamarca, Valle del Cauca, Santander, Atlántico y Antioquia [...]. En contraste, San Andrés, La Guajira, Chocó, Vichada y Nariño son los departamentos más dependientes de ingresos diferentes a los tributarios. (p. 210)

Entre los esfuerzos dirigidos a comprender y reducir las disparidades regionales, se encuentran las medidas recientes implementadas en el Plan Nacional de Desarrollo 2010-2014. Estas incluyen la identificación de brechas desde el punto de vista de las necesidades básicas insatisfechas (NBI) y las capacidades institucionales de los departamentos, así como la creación de áreas de desarrollo territorial (ADT), basadas en el aprovechamiento de infraestructuras viales, logísticas y de comunicaciones (Moncayo Jiménez, 2019). Estas iniciativas continúan en el Plan de Desarrollo 2014-2018.²

Asimismo, en el Plan Nacional de Desarrollo 2018-2022 también se incluyó un componente regional denominado pactos regionales, en el que se plantean estrategias diferenciales para cada región del país. Entre los mecanismos más recientes, cabe destacar el fortalecimiento de las finanzas locales mediante el impulso del catastro multipropósito y una mayor profundización de la descentralización.

Sin embargo, estos planes fallan en el planteamiento de compromisos y mecanismos redistributivos explícitos, así como en la falta de complementariedad entre políticas sectoriales y territoriales. Además, no abordan de manera efectiva los problemas estructurales relacionados con las disparidades en infraestructura, educación y capacidades institucionales. A pesar de que se propone un aumento de la autonomía de las entidades territoriales y sus capacidades, las iniciativas regionales y locales aún no son integradas plenamente en los procesos de toma de decisiones, prevaleciendo el enfoque estatal de arriba hacia abajo.

CONCLUSIONES

Entre los principales resultados, se destaca el alto índice de Gini que ha tenido Colombia durante los últimos años, siendo el más alto entre países de América Latina y uno de los más altos del mundo, según los datos del BM. Asimismo, durante el periodo analizado, en el país no existe una relación positiva entre el nivel de ingreso y la distribución de este, pues Bogotá presenta una alta concentración del ingreso, siendo responsable de una gran proporción del ingreso nacional. Sin embargo, la distribución del ingreso en Bogotá es tan desigual como en los departamentos más pobres del país como el Chocó. Esto indica que la capital, a pesar de su riqueza, enfrenta problemas serios de desigualdad interna, similar a las regiones con menores ingresos.

² Los resultados de estas medidas merecen un análisis en profundidad que excede los objetivos de esta investigación. Para una aproximación, véase Moncayo Jiménez (2019).

Asimismo, Bogotá también muestra una alta participación en el PIB per cápita, destacándose como la región con la mayor producción económica. La capital no solo concentra una porción significativa del ingreso nacional, sino también de la producción económica, lo que refleja su papel crucial en la economía nacional. La concentración del PIB en Bogotá no se traduce en una distribución equitativa de la riqueza. Esto sugiere que el crecimiento económico no se está difundiendo adecuadamente a otras regiones, perpetuando una disparidad significativa en la producción económica entre la capital y el resto del país.

La notable disparidad en el PIB per cápita y los ingresos se refleja en la ausencia de convergencia durante el periodo analizado. Aunque la pendiente muestra una relación negativa entre el crecimiento de las variables económicas y sus condiciones iniciales, no son los departamentos más pobres los que impulsan esta tendencia. De hecho, en muchos casos, estos últimos muestran los crecimientos más bajos, mientras algunos departamentos con influencia petrolera o minera registran los mayores incrementos o bien aquellos con niveles de ingreso y PIB per cápita intermedios.

La falta de convergencia sugiere una persistente polarización económica, en que las regiones ricas continúan prosperando mientras las regiones pobres siguen rezagadas. Esta polarización tiene raíces históricas; ciudades como Bogotá, Medellín y Cali continúan acumulando las ventajas iniciales desde el punto de vista de la ubicación y el desarrollo, lo que les permite atraer mayores inversiones, desarrollar infraestructura y fortalecer sus instituciones, y así concentrar las oportunidades económicas. Por otro lado, algunos grupos de departamentos, especialmente aquellos con recursos mineros, han experimentado éxitos temporales debido a sus activos naturales, pero su crecimiento no ha sido sostenido.

Por tanto, la disminución de las disparidades no se puede dejar en manos del crecimiento económico, ya que no existen efectos compensatorios y redistributivos implícitos, por ende, se requiere la intervención de políticas que creen estos mecanismos.

RECONOCIMIENTOS

Este artículo es resultado de la actividad del Grupo de Investigación en Modelos de Desarrollo Económico en América Latina (MODEAL) de la Escuela de Economía de la Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia (UPTC). Agradecemos el apoyo brindado por la Vicerrectoría de Investigación y Extensión de la UPTC para el desarrollo de esta investigación.

REFERENCIAS

1. Anderson, T. (2015). ¿Por qué importa la desigualdad? Del economicismo a la integridad social. *Revista Mexicana de Ciencias Políticas y Sociales*, 60(223), 191-207. [https://doi.org/10.1016/S0185-1918\(15\)72135-5](https://doi.org/10.1016/S0185-1918(15)72135-5)

2. Atkinson, T. (2015). What can be done about inequality? *Juncture*, 22(1), 32-41. <https://doi.org/10.1111/j.2050-5876.2015.00834.x>
3. Banco Mundial. (2022). *Índice de Gini*. <https://datos.bancomundial.org/indicador/SI.POV.GINI>
4. Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1991). Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2(1), 107-182. <https://doi.org/10.2307/2534639>
5. Baumol, W. J. (1986). Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. *The American Economic Review*, 76(5), 1072-1085.
6. Bonet Morón, J., & Meisel Roca, A. (1999). La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926-1995. *Coyuntura Económica*, 29(1), 69-106. <https://repositorio.banrep.gov.co/server/api/core/bitstreams/e4b6f15e-c4a8-4c87-807b-8bf80d5bb139/content>
7. Bonet Morón, J., & Meisel Roca, A. (2007). Polarización del ingreso per cápita departamental en Colombia, 1975-2000. *Ensayos sobre Política Económica*, 25(54), 12-43. <http://www.scielo.org.co/pdf/espe/v25n54/v25n54a02.pdf>
8. Bonet Morón, J. (2004). Descentralización fiscal y disparidades en el ingreso regional: La experiencia colombiana. *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, 49. <https://d1b4gd4m8561gs.cloudfront.net/sites/default/files/publicaciones/archivos/DTSER-49.pdf>
9. Bonet-Morón, J. A., & Ayala-García, J. (2015). Transferencias intergubernamentales y disparidades fiscales horizontales en Colombia. *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional y Urbana*, 231. <https://repositorio.banrep.gov.co/server/api/core/bitstreams/8511dfad-208a-4666-8b6c-36e7e106ea27/content>
10. Bonilla Mejía, L. (2008). Diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia. *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, 108. <https://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/DTSER-108.pdf>
11. Cárdenas, M., Pontón, A., & Trujillo, J. P. (1993). Convergencia y migraciones interdepartamentales en Colombia, 1950-1989. *Coyuntura Económica*, 23(1), 111-137. https://www.repository.fedesarrollo.org.co/bitstream/handle/11445/2270/Co_Eco_Abril_1993_Cardenas_Ponton_y_Trujillo.pdf?sequence=2&isAllowed=y
12. Cardoso, F. H., & Faletto, E. (1976). *Dependencia y desarrollo en América Latina*. Siglo XXI.
13. Eslava, M., & Isaacs, M. (2020, 7 de abril). *La vulnerabilidad del empleo a la emergencia de covid-19*. <https://economia.uniandes.edu.co/sites/default/files/observatorio/Graficos-Empleos-Bogota-07042020.pdf>
14. Fergusson Talero, L. Molina Guerra, C. A., Robinson, J. A., & Vargas, J. F. (2017). The long shadow of the past: Political economy of regional inequality

- in Colombia. *Documentos CEDE*, 22. <https://repositorio.uniandes.edu.co/server/api/core/bitstreams/dd4e9e6a-39ee-48f6-b2e1-b88ea43fde55/content>
15. Fuentes, N. A. (2007). Las disparidades municipales en México: Un estudio desde la óptica de la desigualdad. *Problemas del Desarrollo*, 38(150), 213-234. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0301-70362007000300009&lng=es&tlng=es.
 16. Fujita, M., & Krugman, P. (1995). When is the economy monocentric? Von Thiinen and Chamberlin unified. *Regional Science and Urban Economics*, 4(25), 505-528. [https://doi.org/10.1016/0166-0462\(95\)02098-F](https://doi.org/10.1016/0166-0462(95)02098-F)
 17. Galvis-Aponte, L. A., Bonet-Morón, J., Bonilla-Mejía, L., Otero-Cortés, A. S., Pérez-Valbuena, G. J., Posso-Suárez, C. M., & Ricciulli-Marín, D. C. (2021). Desigualdades del ingreso en Colombia: ¿Cuáles son sus determinantes y cómo se han afectado por la pandemia del covid-19? *Ensayos sobre Política Económica*, 101. <https://doi.org/10.32468/espe.101>
 18. Galvis, L. A., & Meisel Roca, A. (2013). Regional inequalities and regional policies in Colombia: The experience of the last two decades. En J. R. Cuadrado-Roura, & P. Aroca (eds.), *Regional problems and policies in Latin America* (pp. 197-223). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-39674-8_9
 19. Gómez, C. (2006). Convergencia regional en Colombia: Un enfoque en los arreglos monetarios y en el sector exportador. *Ensayos sobre Economía Regional*, 45. <https://doi.org/10.32468/eser.45>
 20. Hahn de Castro, L. W., & Meisel Roca, A. (2018). La desigualdad económica entre las regiones de Colombia, 1926-2016. *Cuadernos de Historia Económica*, 47. <https://repositorio.banrep.gov.co/server/api/core/bitstreams/89739487-e7c5-4721-bace-7c9f952f8df2/content>
 21. Henderson, J. V., Shalizi, Z. & Venables, A. J. (2000). *Geography and development*. The World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/entities/publication/1da8a99f-6442-563b-8954-92903eb4d778>
 22. Hernández Gamarra, A., & Barreto Nieto, L. H. (2018). Descentralización y finanzas territoriales. *Cuadernos de Fedesarrollo*, 59. https://www.repositorio.fedesarrollo.org.co/bitstream/handle/11445/3555/CDF_No_59_Marzo_2018.pdf?sequence=1&isAllowed=y
 23. Krugman, P. (1992). *Geografía y comercio*. Bosh.
 24. Kuznets, S. (1955). International differences in capital formation and financing. En *Capital formation and economic growth* (pp. 19-111). Princeton University Press. <https://www.nber.org/system/files/chapters/c1303/c1303.pdf>
 25. Lesage, J. P., & Fischer, M. M. (2008). Spatial growth regressions: Model specification, estimation and interpretation. *Spatial Economic Analysis*, 3(3), 275-304. <https://doi.org/10.1080/17421770802353758>

26. Loaiza, O., & Moncada, J. (2013). Un estudio sobre las disparidades regionales en Colombia a través del análisis exploratorio y confirmatorio de datos espaciales, 1985-2010. En M. Ramos, & M. Miranda (eds.), *Estudios en finanzas y contabilidad: España y América Latina. Estado del arte y las nuevas metodologías aplicadas* (pp. 384-413). Ecorfan. <https://www.ecorfan.org/series/pdf/UCM.pdf>
27. Lotero Contreras, J. A. (2009). Ajustes productivos y espaciales de la industria colombiana en el marco de la apertura comercial: Una aproximación desde la geografía económica. *Lecturas de Economía*, 62, 157-190. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n62a2741>
28. Meisel Roca, A. (1993). ¿Polarización o convergencia? A propósito de Cárdenas, Pontón y Trujillo. *Coyuntura Económica*, 23(2), 153-160. https://www.repository.fedesarrollo.org.co/bitstream/handle/11445/2277/Co_Eco_Julio_1993_Meisel.pdf?sequence=2&isAllowed=y
29. Moncayo Jiménez, E. (2019). Las políticas regionales y la planeación en Colombia: Una visión panorámica. Periodo 1958-2018. En C. Soto (ed.), *Seguimiento y análisis de políticas públicas en Colombia 2018* (pp. 135-156). Universidad Externado de Colombia.
30. Myrdal, G. (1959). *Teoría económica y regiones subdesarrolladas*. Fondo de Cultura Económica.
31. Organization for Economic Cooperation and Development. (2011). *Divided we stand: Why inequality keeps rising*. <https://doi.org/10.1787/9789264119536-en>
32. Organization for Economic Cooperation and Development. (2015). *In it together: Why less inequality benefits all*. <https://doi.org/10.1787/9789264235120-en>
33. Ostry, J., Berg, A., & Tsangarides, C. G. (2014). Redistribución, desigualdad y crecimiento. *Revista de Economía Institucional*, 16(30), 53-81. http://www.scielo.org.co/scielo.php?pid=S0124-59962014000100004&script=sci_arttext
34. Piketty, T. (2014). *El capital en el siglo XXI*. Fondo de Cultura Económica.
35. Polanyi, K. (2002). The great transformation. En N. Woolsey Biggart (ed.), *Readings in economic sociology* (pp. 38-62). Blackwell Publishers.
36. Quah, D. (1993). Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *The Scandinavian Journal of Economics*, 95(4), 427-443. <https://doi.org/10.2307/3440905>
37. Quah, D. T. (1997). Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs. *Journal of Economic Growth*, 2, 27-59. <https://doi.org/10.1023/A:1009781613339>
38. Quah, D. T. (1996). Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review*, 40(6), 1353-1375. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)00051-8](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00051-8)

39. Rabanal, C. (2012). Análisis de la convergencia económica internacional en el periodo 1950-2009. *Revista de Economía Mundial*, 31, 167-197. <https://www.redalyc.org/pdf/866/86623416007.pdf>
40. Ray, D. (2002). *Economía del desarrollo*. Bosch.
41. Rey, S. J., & Montouri, B. D. (1999). US regional income convergence: A spatial econometric perspective. *Regional Studies*, 33(2), 143-156. <https://doi.org/10.1080/00343409950122945>
42. Ricciulli-Marín, D., Bonet-Morón, J., Pérez-Valbuena, G. J., Haddad, E. A., Araújo, I. F., & Perobelli, F. S. (2020). Diferencias regionales en el impacto económico del aislamiento preventivo por el covid-19: Estudio de caso para Colombia. *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional y Urbana*, 290. <https://repositorio.banrep.gov.co/server/api/core/bitstreams/22d62a17-b68e-4ccc-bd6a-298f318ff373/content>
43. Rodríguez Miranda, A., & Vial Cossani, C. (eds.) (2021). *Medición y agenda para el desarrollo territorial en América Latina: El índice de desarrollo regional LATAM*. Universidad Autónoma de Chile. <https://doi.org/10.32457/UA.84>
44. Rodríguez-Pose, A., & Ezcurra, R. (2010). Does decentralization matter for regional disparities? A cross-country analysis. *Journal of Economic Geography*, 10(5), 619-644. <https://doi.org/10.1093/jeg/lbp049>
45. Royuela, V., & García, G. A. (2015). Economic and social convergence in Colombia. *Regional Studies*, 49(2), 219-239. <https://doi.org/10.1080/00343404.2012.762086>
46. Sánchez-Torres, R. M. (2018). Conozca el mapa de la desigualdad del ingreso en Colombia. *Periódico UNAL*. <https://periodico.unal.edu.co/articulos/conozca-el-mapa-de-la-desigualdad-del-ingreso-en-colombia/>
47. Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
48. Stiglitz, J. E. (2012). *El precio de la desigualdad: el 1 % de población tiene lo que el 99 % necesita*. Taurus.
49. Venables, A. (2000). Cities and trade: External trade and internal geography in developing economies. En S. Yusuf, W. Wu, & S. J. Evenett (eds.), *Local dynamics in an era of globalization* (pp. 58-64). Banco Mundial.
50. Wei, Y. D. (2015). Spatiality of regional inequality. *Applied Geography*, 61, 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2015.03.013>
51. Williamson, J. G. (1965). Regional inequality and the process of national development: A description of the patterns. *Economic Development and Cultural Change*, 13(4), 1-84. <https://doi.org/10.1086/450136>
52. Wilkinson, R., & Pickett, K. (2010). *The spirit level: Why equality is better for everyone*. Penguin.

FISCAL SUSTAINABILITY AND UNIVERSAL PENSIONS: PUBLIC PENSIONS IN ECUADOR

Margarita Velín-Fárez

Velín-Fárez, M. (2025). Fiscal sustainability and universal pensions: Public pensions in Ecuador. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 997-1023.

This paper aims to assess the impacts of several pension reforms on the economic welfare and main macroeconomic variables in the Ecuadorian economy, where the government covers 40% of the retirement benefits. We use an overlapping generations model, where two types of simulations are carried out for balancing the government's budget: 1) income taxes and social security contributions; and 2) consumption taxes (value added tax, or VAT) that finance pensions, considering tax evasion as well. The simulations suggest that the elimination of the government's financing of contributory pensions, along with a reduction of the replacement rate to 50%, leads to a welfare gain of 15.8%, and an increase in steady-state GDP and private consumption of 13.5% and 6.4%, respectively. Results are even higher if VAT is used instead.

Keywords: Pension reforms; universal pensions; taxation; Dynamic General Equilibrium; Sustainability; Latin America.

JEL: H55, H20, E62, D58.

M. Velín-Fárez

Escuela Politécnica Nacional, Departamento de Estudios Organizacionales y Desarrollo Humano, Facultad de Ciencias Administrativas, Ladrón de Guevara, E11-253, Quito, Ecuador, 17-01-2759; Universidad Internacional del Ecuador UIDE. Email: margarita.velin@epn.edu.ec

Suggested citation: Velín-Fárez, M. (2025). Fiscal sustainability and universal pensions: Public pensions in Ecuador. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 997-1023. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n95.106644>

Este artículo fue recibido el 11 de enero de 2023, ajustado el 12 de mayo de 2024 y su publicación aprobada el 18 junio 2024.

Velín-Fárez, M. (2025). Sostenibilidad fiscal y pensiones universales: Las pensiones públicas en Ecuador. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 997-1023.

Este artículo tiene como objetivo evaluar los impactos de algunas reformas de pensiones en el bienestar económico y en las principales variables macroeconómicas de Ecuador, en el que el Gobierno financia el 40 % de las pensiones contributivas. Para el efecto, utilizamos un modelo de generaciones solapadas con dos tipos de simulaciones que equilibran el presupuesto del gobierno: 1) una combinación de impuestos a los ingresos y con contribuciones a la seguridad social; y 2) impuestos al consumo (IVA) en lugar de las contribuciones a la seguridad social (considerando también el efecto de la evasión de impuestos). Los significativos resultados sugieren que los efectos de estas reformas, específicamente, la eliminación del 40 % del pago a las pensiones contributivas (para mantener el principio de contributividad de las pensiones) y la reducción de la tasa de sustitución al 50 % del salario, permitirían una ganancia en el bienestar económico del 15,8 %, y un incremento del PIB y del consumo privado en estado estacionario del 13,5 % y 6,4 %, respectivamente. Los resultados serían aún mayores si el IVA financia las pensiones.

Palabras clave: reforma de las pensiones; universalización de las pensiones; impuestos; modelos de equilibrio general con generaciones solapadas (CGE-OLG); sostenibilidad fiscal; América Latina.

JEL: H55, H20, E62, D58.

INTRODUCTION

Over the past three decades, governments worldwide have recognised the need to reform pay-as-you-go (PAYG) pension systems due to financial sustainability problems caused by factors such as an aging population with low fertility rates and increased longevity (Fehr, 2009, 2016; Gruber & Wise, 2004; Holzmann & Palmer, 2006), as well as lower growth and weak fiscal conditions—particularly, because of many unexpected shocks due to COVID-19—. In response, some countries have implemented parametric reforms, such as, extending the period of time for computation of pension benefits, and introducing incentives to late retirement or sustainability factors. Others, have undertaken public pension reforms to increase revenue for financing public pensions, by means of raising payroll taxes or value added tax (VAT)¹—as in the case of Japan— (Maebayashi, 2019). However, in an effort to reduce poverty among the elderly, governments may also consider other resources and pension schemes, such as universal, non-earnings-related pension benefits funded through VAT in countries with a large informal² sector, which may be more efficient than financing through income or payroll taxes limited to the formal labour market, as shown in the analysis of the Mexican case by Antón et al. (2013).

After the World Bank's recommendation in its 1994 report, "Avoiding the Old Age Crisis", many countries in Latin America introduced pension system reforms during the 1980's and 1990's (Olivera, 2016). The Ecuadorian PAYG scheme has its origins in the 1942 system, however, due to the myopia of policy-makers and society, no reforms have been made since then. This fact could be possible because the government pays 40% of the contributory pension expenditures³, as an instrument for maintaining the financial sustainability of the pension system. Nevertheless, since 2015, it has been facing a negative financial gap in its pension system, that keeps growing due to the upward trend in the pension coverage rate and the downward trend in the proportion of workers in the formal sector of the economy⁴ (Velín-Fárez, 2021). Thus, with an aging population similar to that of developed countries, Ecuador's pension system will likely be even in an even worse situation in the future if no reforms are made.

Unlike most pension systems in the world that are designed under a contributory principle, the Ecuadorian system is not entirely contributory, placing pressure on the fiscal budget, which is an important element to be considered in an evaluation of the pension system. Unfortunately, existing studies of the Ecuadorian pension system are based on actuarial analysis only. The mandatory government payment of

¹ For details of every reform in each Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) country, see OECD (2005), OECD (2015), OECD (2017), OECD (2019), OECD (2021).

² In this paper, informality is referred to lack of social security coverage.

³ This fact breaks the principle of contributivity.

⁴ In 2021, the social security coverage rate was 42%-related to the economically active population-, i.e., the informality rate would be 58%, and the pensioner coverage rate, measured as the number of pensioners out of the population over 65 years old, was 37%.

40% of the contributory pension expenditures has been defended using the argument that the pension system is unbalanced and that it is a constitutional right of pensioners. Therefore, recommendations to reform the pension system have focused only on increasing the contribution rate and delaying the legal retirement age. As it is well-known that pension reforms have both welfare and macroeconomic impacts arising from general equilibrium effects, two main questions arise: i) What would be the effects of eliminating the 40% government-financed share of contributory pension expenditures on macroeconomic variables and economic welfare? and ii) what would the impact be on macroeconomic variables and welfare change if the replacement rate were reduced? Additionally, as Ecuador is one of the countries in Latin America and the Caribbean with the highest degree of informality in the labour market, which lowers the level of social security contributions and thus pensions (Velín-Fárez, 2021), a third research question arises: what would be the effect if pensions were financed through consumption taxes instead of payroll taxes?

Due to the complexity of CGE-OLG models, and particularly because of data availability, almost all existing models have been built for developed economies, largely with data from the United States⁵. Studies of the macroeconomic effects of pension reforms in developing countries are scarce. In the specific case of Ecuador, as far as the author knows, this may be the first work to explore the effects of pension reforms on macroeconomic variables. It complements similar works carried out in Latin America, including the Glomm et al. (2009) study of the early effect of retirement in Brazil and the Schmidt-Hebbel (1997) study of the effect of informality in the case of Chile. Thus, we start with the simplest model for a first approximation. The numerical analysis is based on a three-periods CGE-OLG model in the tradition of Auerbach and Kotlikoff (1987) as presented in Fehr and Kindermann (2018), taking into account some particularities of the Ecuadorian economy, namely that a fraction of aggregate pensions is financed with consumption and income taxes as opposed to social security payroll taxes, i.e., there is no pure contributory pension system⁶. We carry out two types of simulations: Simulation I, in which income taxes balance the government's budget, and Simulation II, in which pensions are financed by consumption taxes, considering tax evasion as well, i.e., a fiscal reform for universal pension. In each type of simulations, we carried out a sensitivity analysis related to the elements of the pension system by highlighting its properties, i.e., reforms that affect the generosity of pension benefits, the government-financed share of pension expenditures, and an overall reform package incorporating both these policies. Simulation I is designed to answer the first two questions, whereas Simulation II addresses the third research question.

Results suggest that the current design of the Ecuadorian PAYG pension system has negative effects on the economy, i.e., a decrease of savings, income, and welfare of current and future generations. In Simulation I, even though changing from

⁵ See Fehr (2016) and Fehr (2009) for good surveys about CGE models dealing with pension systems.

⁶ Discussions about this issue and its consequences on the fiscal budget can be found in Conde-Ruiz (2014) and Devesa and Doménech (2020).

a partially tax-financed to a fully contribution-financed pension system has weak effects on equilibrium, which is clear since taxes and contributions are very similar instruments in the current model, it is very important to make evident that Ecuador's current taxation structure has hidden taxes to subsidise a few. This contributes to regressiveness and leaves out informal workers. In order to find an "ideal scenario" that fully finances the pension system but smooths the fiscal taxation pressure on household income and the reduction of welfare, we highlighted the case in which the replacement rate is roughly 0.5 and the equilibrium in the long-run is satisfied with a roughly 14% contribution rate. This would lead to an increase in welfare, private consumption, and GDP of 15.79%, 6.42%, and 13.53%, respectively. Of course, the elimination of the payment of the 40% from the government has an effect on income taxes—reduction—. However, since tax evasion estimations are not considered in Simulation I, income taxes could be maintained so as not to affect the fiscal budget. Regarding Simulation II, findings confirm the conclusions of Antón et al. (2013) and Maebayashi (2019) that financing pensions by means of VAT instead of social security payroll taxes would bring about higher welfare gains and economic growth, where, in the "ideal scenario" and considering tax evasions, there would be an increase in welfare, private consumption, and GDP of 21.44%, 10.39%, and 15.7%, respectively. Even without explicitly modelling a dual labour market with an informal sector, it seems to contribute to reducing old age inequalities and poverty. Nevertheless, as is mentioned in Lora and Fajardo-González (2016), care must be taken when analysing the effect of pension reforms from this perspective, as this policy may induce further informality—related to unregistered firms—⁷. They provide a broad empirical assessment of the effects of payroll, value-added, and corporate income taxes on labour outcomes in Latin American economies. Their findings suggest that the impacts of different taxes vary significantly. Depending on workers' perceived value, payroll taxes either increase labour costs and lead to job losses, or enhance labour participation without raising costs for firms. However, VAT might promote informality, particularly for firms operating outside the formal sector, as the self-enforcing nature of VAT applies mainly to formal businesses. The evasion of VAT by firms may serve as an incentive to remain informal, balancing the cost of taxes with the limitations of informal operations.

The balance of this paper is as follows. The Ecuadorian pension system is briefly described in the following section. Section 3 outlines the basic structure of the model, while section 4 explains the calibration strategy and the initial benchmark equilibrium. In Section 5, some reform scenarios from Simulations I and II are reported and discussed. Finally, Section 6 offers concluding remarks and a discussion of the results.

⁷ Lora and Fajardo-González (2016) defines "informality rate" as the ratio between the number of persons in informal sector employment and the total number of employed persons. A worker is informal if (s)he either works in a small firm—those with up to five workers—, or is self-employed or is an unpaid worker.

AN INTRODUCTION TO THE ECUADORIAN PENSION SYSTEM⁸

Ecuador, a small and dollarised country in South America, has one of the highest pension replacement rates in the world, provided by a defined contribution pay-as-you-go (PAYG) pension system that is characterised by its high level of generosity and very low coverage (Conde-Ruiz & González, 2016; OECD, 2021; OECD-IDB-WB, 2014). As a result, Ecuador's pension system has the highest *gross pension wealth* indicator in the world⁹, even higher than the Dutch system, which was positioned as one of the best (A-grade) systems in the 2021 Mercer CFA Institute Global Pension Index¹⁰. Ecuador's pension wealth is 23.2 (25.6) times annual individual earnings for males (females) (OECD-IDB-WB, 2014), while the Dutch system has a pension wealth of 13.1 (14.2) times annual individual earnings, respectively (OECD, 2021).

The contribution rate for all insurances (old age, health, labour risks, and unemployment) is paid by employees and employers and totals 20.60%. The contribution rate for old-age insurance specifically is 10.46%. In addition to these contributions, the Social Security Law mandates that government provides 40% of the benefit expenditures, i.e., a contributory pension subsidy. It is worth noting that, according to Montoya et al. (2018), the average subsidy for Ecuadorian contributory pensioners is 70%, which is 42 percentage points higher than the average pensioner in Latin American and Caribbean countries.

The legal age for retirement depends on an individual's contribution record, but it can begin as early as age 60. If an individual has made 480 contributions (equivalent to 40 years), they can receive full pension benefits. Pension benefits are calculated based on an individual's contributions to the social security system and their previous earnings, resulting in an average replacement rate of approximately 80%. The simulation model described in the next section tries to take these important features into account.

Before conducting an analysis of pension reforms, it is important to mention the four main objectives of a pension system (Blake, 2006):

- *Consumption smoothing* throughout the lifetime, i.e., when individuals are of working age, they make contribution payments through payroll taxes. Thus, when they retire, they receive a pension until death as the counterpart of those contributions.

⁸ For a detailed description of the Ecuadorian pension system, see Velín-Fárez (2021).

⁹ Pension wealth is "relative to individual earnings that measures the total discounted value of the lifetime flow of all retirement incomes in mandatory pension schemes at retirement age", where the discount rate is 2%. It is "expressed as a multiple of gross annual individual earnings" (OECD, 2017).

¹⁰ This Index takes into account the adequacy, sustainability and integrity of pensions, and compares 47 retirement systems across the globe, covering nearly two-thirds of the world's population.

- *Insurance* for the entire lifespan of individuals to mitigate a longer expected lifespan.
- *Redistribution* of earnings to low-earning pensioners. This is an intra-generational sharing aim.
- *Poverty prevention*. It is used to relieve basic needs at old-age. Hence, this and the third objective are part of the public policies aimed at guaranteeing a minimum quality of life for society and helping the more vulnerable social groups.

The current Ecuadorian pension system provides coverage to a low percentage of the population¹¹, which does not allow these objectives to be met for all the population. On the other hand, the system presents additional problems, such as inequalities, a taxation structure that contributes to regressiveness, and a negative financial gap (Velín-Fárez, 2021). Thus, the Ecuadorian pension system needs to discuss technical reforms. A well-designed reform should align with broader economic objectives, focusing on improving these issues and considering a long-run sustainable system, adequate pension, intra- and inter-generational equality, and welfare. Since the purpose of this work is to have an initial macro approach to the evaluation of the Ecuadorian pension system, as well as the social welfare effect on households, it covers a part of this discussion.

THE MODEL ECONOMY

The economy is a three-period overlapping generation model in the tradition of Auerbach and Kotlikoff (1987) that takes into account the model framework of Fehr and Kindermann (2018) as well as many features of Fehr (1999) and Fehr (2000) for studying pension reforms in the Ecuadorian economy. With a flexible demographic structure, it consists of consumption choices (agents belonging to the same generation are identical) given the preferences and budget constraint of households, the production sector, and the government. In the first period, individuals work and save for the second period of life; in the second period, they work and save for the third period; and finally, in the third period, they retire and consume all their savings. The government obtains revenue from consumption, income and payroll taxes, engages in public spending, and pays retirement benefits. Since we are concerned with the impacts of the pension system on the economy, we abstract from corporate profit taxes and government debt, as in the work of Fehr (2000). The model assumes that labour and capital income taxes are equal¹² and that an amount of public goods supplied by the government is included in individual utility function in an additively separable manner.

¹¹ In 2021, the social security coverage rate was 42%-related to the economically active population-, i.e., the informality rate would be 58%, and the pensioner coverage rate, measured as the number of pensioners among the population over 65 years old, was 37%.

¹² This assumption is based on the fact that the Ecuadorian government levies a uniform tax on income from labour and capital.

The production sector is represented by a constant returns-to-scale Cobb-Douglas aggregate production function with inputs of labour and capital. In the government sector, two institutions have the power to levy income and payroll taxes for financing consumption: the fiscal authority that collects taxes to provide public services, and the social security system that provides retirement benefits. Since public debt is not included, the intertemporal government budget is balanced through taxation.

Demographics

The model economy is populated by overlapping generations of individuals who have a maximum lifespan of three periods, N_t , N_{t-1} , N_{t-2} and abstracts from life span uncertainty. N_t is the number of the cohort in period t , which enters the labour force. The population grows at rate $n_{p,t}$, i.e.,

$$N_t = (1 + n_{p,t})N_{t-1} \quad (1)$$

Time is discrete and each period represents 20 years. In period t the total population TP_t size is:

$$TP_t = N_t + N_{t-1} + N_{t-2} \quad (2)$$

where $N_t + N_{t-1}$ is the workforce in period t and N_{t-2} is the retiree population.

Households

The model assumes that all agents have identical preferences and rational behaviour. Agents decide how much to consume (c_t), and consequently save (a_t), in different periods of their lives. They pay taxes on income (labour and capital) and consumption. They also pay a payroll tax in the period t in exchange for receiving pension benefits in the third period of life pen_{t+2} . The model also abstracts from leisure. Thus, it is assumed that the utility function is time-separable, meaning that lifetime utility can be expressed as a function of individual functions of consumption in each period. Moreover, it is assumed that the utility function has the form of the nested, constant elasticity of substitution (CES). The lifetime utility (U_t) of a representative agent born in period t is formulated as:

$$U_t = u(c_{1,t}) + \beta u(c_{2,t+1}) + \beta^2 u(c_{3,t+2}) \quad (3)$$

where $c_{s,t}$ is the consumption of the period $s = \{1, 2, 3\}$ at the respective time $t = \{t, t+1, t+2\}$, and the parameter β is the household's discount factor. The periodic utility function, $u(c_{s,t})$ is given by:

$$u(c_{s,t}) = \frac{c_{s,t}^{1-\frac{1}{\gamma}}}{1-\frac{1}{\gamma}} \quad (4)$$

where $\gamma \geq 0$ is the inter-temporal elasticity of substitution between consumption of different years. The changes in the utility (U_t) would be measured as a gain or reduction in the economic welfare of households.

The dynamic budget constraints in the three different periods are defined as

$$p_t c_{1,t} = w_t^n - a_{2,t+1} \quad (5)$$

$$p_{t+1} c_{2,t+1} = w_{t+1}^n + R_{t+1}^n a_{2,t+1} - a_{3,t+2} \quad (6)$$

$$p_{t+2} c_{3,t+2} = R_{t+2}^n a_{3,t+2} + pen_{t+2} \quad (7)$$

where p_t is the consumer price at each period of life, which includes the consumption tax rate τ_t^c , and $a_{2,t+1}$ and $a_{3,t+2}$ denote saving for the next periods of life. The net wage (w_t^n) and the net interest rate (R_t^n) at time t are defined as

$$w_t^n = w_t(1 - \tau_t^w - \tau_t^p) \quad (8)$$

$$R_t^n = 1 + r_t(1 - \tau_t^r) \quad (9)$$

where τ_t^w and τ_t^p are the labour income and payroll taxes; τ_t^r is the capital income tax; w_t and r_t are the marginal product of labour and capital, respectively, to be defined below (see equations (17) and (18)). Therefore, the inter-temporal budget constraint of the household is given by:

$$p_t c_{1,t} + \frac{p_{t+1} c_{2,t+1}}{R_{t+1}^n} + \frac{p_{t+2} c_{3,t+2}}{R_{t+1}^n R_{t+2}^n} = w_t^n + \frac{w_{t+1}^n}{R_{t+1}^n} + \frac{pen_{t+2}}{R_{t+1}^n R_{t+2}^n} = W_{1,t} \quad (10)$$

where $W_{1,t}$ represents the lifetime resources at period t , i.e., the present discounted value of future resources net of taxes (income, consumption and pension contribution) and future pension benefit.

The resulting first order conditions, together with the constraint (Eq. (10)), define the following consumption for each period

$$c_{1,t}^{-\frac{1}{\gamma}} = \frac{\beta R_{t+1}^n p_t c_{2,t+1}^{-\frac{1}{\gamma}}}{p_{t+1}} \quad (11)$$

$$c_{2,t+1}^{-\frac{1}{\gamma}} = \frac{\beta R_{t+2}^n p_{t+1} c_{3,t+2}^{-\frac{1}{\gamma}}}{p_{t+2}} \quad (12)$$

Thus, given the consumption at period one, the optimal consumption, and consequently savings, are derived from equations (11) and (12). Note that consumption at each period, as well as savings for the second and third periods, depend on the net wage and interest rates, consumer prices, and pension benefits. Before solving the optimisation problem, all aggregate variables are normalised to the size of the newborn size. Hence, it is assumed that each working household at period t (cohorts born at period t , and $t - 1$) supplies one unit of labour inelastically. The aggregate per capita labour supply in period t is given by

$$L_t = \frac{1}{N_t} (N_t + N_{t-1}) = 1 + \frac{N_{t-1}}{N_t} = \frac{2 + n_{p,t}}{1 + n_{p,t}} \quad (13)$$

The aggregate per capita assets in period t becomes

$$A_t = \frac{a_{2,t}}{1 + n_{p,t}} + \frac{a_{3,t}}{(1 + n_{p,t})(1 + n_{p,t-1})} \quad (14)$$

Note that $a_{2,t}$ and $a_{3,t}$ are savings of the two older cohorts that have saved in the previous years. The aggregate per capita consumption in period t is given by

$$C_t = c_{1,t} + \frac{c_{2,t}}{1 + n_{p,t}} + \frac{c_{3,t}}{(1 + n_{p,t})(1 + n_{p,t-1})} \quad (15)$$

The production side

The economy has a large number of identical firms and the sum of them is normalised to unity. They are competitive and produce a single good from aggregate capital and labour. The production function is represented by the Cobb-Douglas type with constant returns-to-scale, i.e.,

$$Y_t = F(K_t, L_t) = K^\alpha L^{1-\alpha} \quad \text{or} \quad y_t = Y_t/L_t = k^\alpha \quad (16)$$

where Y_t is the aggregate output, K_t is the aggregate capital stock, L_t is the aggregate labour input and α is the capital share in production. Profits of firms are maximised by renting capital from the capital market, which depreciates at rate δ , and hiring labour from households. The interest and wage rates at time t , derived from the first-order and zero profit conditions, are of the form:

$$r_t = \alpha (k_t)^{\alpha-1} - \delta \quad (17)$$

$$w_t = (1-\alpha)(k_t)^\alpha \quad (18)$$

The aggregate output, Y_t , can be used for consumption in the same period as production takes place or it can be used for increasing the next period's capital stock, i.e., for investment (I_t),

$$I_t = (1 + n_{p,t+1})K_{t+1} - (1 - \delta)K_t \quad (19)$$

Government sector

The government collects taxes and social security contributions from households for financing the public consumption (G_t) and pension benefits (PB_t), where, $PB_t = pen_t N_{t-2}$. Thus, the government has two budget constraints.

Since our focus is on the impact of the pension system on the economy—as in the work of Fehr (2000)—, we abstract from government debt and corporate profit taxes that are equivalent to income taxes on households (owners of firms). The government budget constraint in period t is as follows:

$$\underbrace{T_t}_{T_t^1} = G_t + \underbrace{\theta PB_t + (1 - \theta)PB_t}_{T_t^2} \quad (20)$$

where T_t^1 is aggregate tax revenues from consumption and income taxation, i.e.,

$$T_t^1 = \tau_t^c C_t + \tau_t^w w_t L_t + \tau_t^r r_t A_t \quad (21)$$

and T_t^2 is the aggregate payroll taxes, given by

$$T_t^2 = \tau_t^p w_t (N_t + N_{t-1}) \quad (22)$$

θ is the government-financed share of the aggregate pension benefits PB_t , i.e., it could be ranging between 0 and 1.

In contrast to the model of Fehr and Kindermann (2018), we separate PB_t (in equation (20)) by two ways of financing, one from a direct payroll tax and another from consumption, and (labour and capital) income taxes. This structure is similar to the work of Fehr (1999) and Fehr (2000), with general taxes used to subsidise contributory pensions. This feature resembles the current situation of the Ecuadorian pension system and allows the analysis of an additional tax that is needed for paying contributory pensions in PAYG unbalanced pension systems.

The amount of public good G_t in per capita terms is given as

$$G_t = \frac{1}{N_t} (N_t g_1 + N_{t-1} g_2 + N_{t-2} g_3) = g_1 + \frac{g_2}{1 + n_{p,t}} + \frac{g_3}{(1 + n_{p,t})(1 + n_{p,t-1})} \quad (23)$$

where g_s , with $s=1,2,3$, represents the proportions of every cohort—young, middle, and old—in public goods. Even though public consumption enters into the utility function of the households, it does not interfere with household decisions on consumption since the utility function is assumed to be additively separable in private and public consumption.

The pension system

This section presents the government budget for pension payments to retirees (T_t^2). Equation (20) shows the budget balance of a PAYG pension system with some important characteristics of Ecuador's institutional setting, particularly the financing $(1 - \theta)$ of aggregate pension benefits PB_t partly with social security contributions and partly (θ) with income and consumption taxes. After substituting PB_t in the expression of T_t^2 , we arrive at

$$\tau_t^p w_t (N_t + N_{t-1}) = (1 - \theta) pen_t N_{t-2} \quad (24)$$

The left part of equation (24) represents the aggregate compulsory earnings base corresponding to the wage payroll. Thus, this system consists of a payment by a payroll tax τ_t^p and transfers (pen_t) between the young and older generations.

The pension system's budget must be balanced in each period, therefore, the national contribution rate, τ_t^p , satisfies the budget constraint, i.e.,

$$\tau_t^p = \frac{(1 - \theta) pen_t}{w_t (2 + n_{p,t})(1 + n_{p,t-1})} \quad (25)$$

where the pension benefit pen_t is

$$pen_t = \kappa_t w_{t-1} \quad (26)$$

where κ_t is the replacement rate.

When θ is zero, pension payments would have to be financed only by contributions, i.e., the pension system would be purely contributory.

Equilibrium

In the stationary equilibrium (long-run equilibria), individual behaviour is consistent with the aggregate behaviour of the economy, i.e., households maximise intertemporal utility, firms maximise profits, the government balances its budget and factor and goods' markets clear. To express the equilibrium in terms of stationary variables only¹³, notice that the mass of all individuals in our economy is normalised to one in every period t .

Definition 3.1. A *stationary equilibrium*, for a specified government fiscal and pension policy, is given by household decisions, prices, wages, interest rates, tax rates, social security contribution rate, government contribution to the PAYG pension system, such that the following conditions are satisfied:

- The household decisions $c_{1,t}$, $c_{2,t+1}$, $c_{3,t+2}$ (Eqs. 11 and 12) solve the household decision problem (Eq. 3)¹⁴ subject to the respective budget constraint (Eq. 10).
- Factor prices equal the marginal product of capital and labour, i.e., equations (17) and (18).
- Factor markets clear, i.e.,

$$A_t = K_t \quad (27)$$

The labour market is always balanced, since the labour supply of household L_t substitutes into the production function (Eq. 16).

- The government budget (Eq. 20) must be balanced in each period.
- The goods market clears, so that:

$$Y_t = C_t + G_t + I_t \quad (28)$$

¹³ A characteristic of steady states is the fact that per capita variables are constant over time. Thus, the time index t can be omitted in all equations; however, we kept it so as to have a better understanding of the model.

¹⁴ Changes in utility are measured as a gain or reduction in the economic welfare of households.

CALIBRATION OF THE BENCHMARK MODEL

This section discusses the approach for parameterising and obtaining the benchmark model (*BM*)—that is assumed to be in an initial steady state equilibrium—in accordance with the Ecuadorian economy. For simplification, we assume that the economy is in stationary competitive equilibrium in 2014¹⁵ and in the long-run steady state¹⁶, respectively.

The parameter values of the benchmark model as well as the results of the selected macroeconomic and fiscal variables of the initial equilibrium of the OLG model are presented on Table 1. Below, the details of the benchmark model calibration are provided using external data sources or calibrated from model equilibrium solution.

The *endogenous* variables in the model are the household decisions c_1, c_2, c_3, a_2, a_3 , factor prices (r, w), the pension payroll tax rate (τ^p), aggregate quantities, and a tax rate, which can be the rate of consumption (τ^c), labour income (τ^w) or capital income (τ^r). In our case, since the VAT is unique and ‘not categorised’, it is very sensitive and has not been changed since 2000, when Ecuador’s monetary model was dollarised. We therefore left VAT as an exogenous variable, and income taxes for adjusting the government’s budget as endogenous tax rates. These assumptions correspond to Simulation I. In Simulation II, however, —because of the discussion about universal pensions financed by VAT— consumption tax is assumed to be an endogenous variable, while income taxes are exogenous variables. In Ecuador, there is a uniform income tax on income from both labour and capital, thus $\tau^w = \tau^r$. In 2014, the revenue from taxation of goods and services was 7.04% of the GDP and aggregate consumption was 60.48% of the GDP, resulting in a consumption tax rate of 12.09%—almost exactly the VAT (12%)—.

The *exogenous* parameters are the population growth rate n_p , the household preference parameters (γ, β), technology parameters (α, δ), government parameters

¹⁵ The main source is the only available Social Accounting Matrix for 2014, published by the Central Bank of Ecuador (BCE, 2017), as well as, whenever possible, the average data from 2000 to 2014.

¹⁶ There are two categories of solutions for OLG models (Kudrna et al., 2022): steady-state solutions and transition path solutions from one steady state to another. The first one becomes applicable when we assume that policy configurations and all exogenous variables are given and remain constant and that there has been enough time for the economy to fully adapt to these settings. In this scenario, endogenous variables such as the wage rate maintain a constant value over time. Households from different generations with the same characteristics encounter the same economic conditions (albeit at different points in time), leading to identical behaviours. Similarly, on the production side, a firms’ steady-state decisions remain unchanged over time. The second one encompasses gradual adjustments spanning multiple periods to transition the economy from one steady-state to another. In this scenario, endogenous variables undergo changes over time until they converge towards the new steady state. Throughout this transitional phase, both households and firms contend with a shifting economic environment, leading to adjustments in their decisions. In this study, we focus on the steady-state implications, providing a discussion of the main behaviour of the macroeconomic, fiscal, and welfare effects (in the long-run). Thus, we left the transition path solution for further research, in which we could also study other issues, such as the aging transition, for instance.

(g, τ^c) and the replacement rate of the pension system (κ). These exogenous variables are set as follows. The model's life cycle has three periods: young, middle and old age. Each period covers 20 years; agents become adults at age 25 and can live to age 85. Households supply labour until retirement age, mandatory at age 65. The annual population growth rate is 1.85%, which is the average annual growth during the last 25 years, i.e., a periodic growth rate of 44,28% ($n_p = 1.0185^{20} - 1$). Regarding the household preference parameters, the inter-temporal elasticity of substitution (γ) is set to 0.5, which implies an individual relative risk aversion of 2. This is within the range of commonly used values (Auerbach & Kotlikoff, 1987; Glomm et al., 2009; İmrohoroglu & Kitao, 2009; Fehr & Uhde, 2013; Kudrna et al., 2022). The annual capital-output ratio is 1.44¹⁷, so that the annual time discount factor β is set at 0.9756.

Table 1.
Values of Main Parameters of Benchmark Model (initial equilibrium)

Parameter	Symbol	Value	Sources/comments
<i>Demographics</i>			
Population growth	$n_{p,t}$	1.85%	United-Nations (2017)
<i>Preference</i>			
Inter-temporal elasticity of substitution	γ	0.50	commonly used values
Time discount factor	β	0.97	capital output ratio of 1.44
<i>Production technology</i>			
Capital share in production	α	0.3303	Cabezas-Gottschalk (2016)
Depreciation of capital (annual)	δ	0.15	Calibrated**
<i>Macroeconomic and fiscal variables</i>			
Government expenditure per capita**:	g_1	0.05	
	g_2	0.02	
	g_3	0.01	
Replacement rate	κ	0.8	see Velín-Fárez (2021)
Share of pension expenditures financed by government	θ	0.4	Social Security Law of Ecuador
Consumption tax rate	τ^c	0.1209	Data/Calibrated*
Labour income tax rate	τ^w	0.1664	Calibrated ^a
Capital income tax rate	τ^r	0.1664	Calibrated ^b
Contribution rate	τ^p	0.1362	Calibrated**

(Continued)

¹⁷ It was calibrated assuming a depreciation rate of 15% and an interest rate of 8%.

Parameter	Symbol	Value	Sources/comments
Consumption tax revenue	$\tau^c C/Y$	0.0818	Calibrated** ^c
Labour income tax revenue	$\tau^w wL/Y$	0.1115	Calibrated** ^d
Capital income tax revenue	$\tau^r rA/Y$	0.0435	Calibrated**
Government Consumption	G/Y	0.1485	Calibrated ^e
Private Consumption	C/Y	0.6770	Calibrated ^f
Investment	I/Y	0.1010	Calibrated ^g **
Interest rate (in % p.a.)		7.96	Calibrated

* Derived from BCE (2017). ** See main text for more details. ^a In 2014 (derived from BCE (2017)): 12.46%. ^b In 2014 (derived from BCE (2017) and assuming 1% of capital income tax revenues): 3.16%. ^{c,d} In 2014 (derived from BCE (2017)): 7.04% and 4.5%, respectively. ^{e,f,g} 2000-2014 (average values derived from data of Central Bank of Ecuador): 12%, 64%, and 23%, respectively.

With respect to technology parameters, we set the capital share in production to $\alpha=0.3303$ (Cabezas-Gottschalk, 2016). Therefore, the wage share is equal to 0.6697. The annual depreciation rate of capital (δ) is 15%, derived by assuming that the capital output ratio is 1.44, and considering an investment to GDP ratio of 24.71%.

The aggregate government expenditure (G) is set as a fraction of GDP and calibrated to be around 14% (BCE, 2017), and the government expenditure per capita is set as higher expenditures for the younger population than for the older, i.e., $g_1=0.05$, $g_2=0.02$, $g_3=0.01$. The model captures the key interaction between the pension system and the remaining tax system, which is most important in the present context. The PAYG pension takes into account the 40% government-financed share of pension expenditures, i.e., $\theta=0.4$ and a replacement rate that represents roughly 80% of the last wage, $\kappa=0.8$ (Velín-Fárez, 2021). Labour and capital income taxes, τ^w and τ^r , adjust to clear the government budget constraint from computing the initial steady state, and the replacement rate determines the payroll tax rate.

Overall, the model matches up the basic economic and fiscal structure of Ecuador quite well. Since it is a closed economy model, the interest rate is defined endogenously by private savings, which yields that investment is not very well matched by the model¹⁸. The government sector is not represented very well because it neglected some important features such as government debt and corporate taxes. However, it does not have significant consequences on the objective of the paper as well as on the research questions, especially because the government budget

¹⁸ The empirical high value of 23% could be because most of it had been carried out by the government through debt, which is not considered in our model.

is balanced through taxes¹⁹. Regarding the capital income tax, it was estimated assuming that the amount of its corresponding revenues is 1% of the GDP. Thus, the tax rates on labour and capital are 12.46% and 3.16%, respectively.

Regarding the capital income tax, it was estimated assuming that the amount of its corresponding income is 1.

The empirical labour income tax revenue is quite low, result of the high weight of the shadow economy²⁰.

SIMULATION RESULTS: POLICY EXPERIMENTS

In this section, we apply the calibrated model to explore the implications of pension policy reforms in Ecuador, including the effects on macroeconomic variables and household welfare. We carry out two types of simulations—related to taxes that balance the government’s budget—, taking into account the following policy reforms: reforms that affect the generosity of the pension benefit (reduce of replacement rates, κ), the government-financed share of pension expenditures, θ (elimination), and an overall reform package incorporating these both policies (in a context of an “ideal scenario”). The simulations are the following:

- Simulation I: Reforms in which income taxes balance the government’s budget.
- Simulation II: Reforms in which consumption taxes finance pensions (with and without tax evasion), where there is no payroll payment contribution to the social security. In the case of no tax evasion, we set the income taxes equal to the ones in the benchmark case (16.64%), while, in the case of tax evasion, a different taxation structure is assumed: $\tau^w=10\%$ and $\tau^r=25\%$.

This type of simulation pretends to discuss the proposal of Levy (2010) and Antón et al. (2013) to implement a universal pension financed through VAT, in which there is a shift in taxation from labour to consumption. According to the argument, this reform would eliminate different treatment between salaried and non-salaried workers and would improve the coverage of workers in the informal sector²¹. It would be more efficient than pensions

¹⁹ Moreover, since this work is a theoretical model, results have not been taken into account literally. In addition, note that a CGEOLG model looks towards analysing in the long-run, so in the present study the debt would be paid through taxes (which would imply higher taxes). Furthermore, it is important to note that there is an implicit assumption that households are the owners of corporates.

²⁰ According to Medina and Schneider (2017), Ecuador had an average shadow economy of 33.6% of the GDP from 1991 to 2015.

²¹ Since our model does not contain a formal-informal dichotomy as the work of Antón et al. (2013) does—the work of Antón et al. (2013) is a static model that does not consider the interactions of different households, i.e., it does not consider an OLG model, which is very important when analysing pension systems and even more for public finances when the system is managed by government—, an in-depth analysis of informality in Ecuador was not possible. Nevertheless, as

financed by payroll taxes because evading VAT is less probable than evading contributions to social security and less costly.

For Simulation II, where tax evasions are included, T_t^1 from eq. (20) is expressed as,

$$T_t^1 = \Phi_c \tau_t^c C_t + \Phi_w \tau_t^w w_t L_t + \Phi_r \tau_t^r r_t A_t \quad (29)$$

Where Φ_c , Φ_w and Φ_r are the percentages of taxes collected by the fiscal authority for the consumption, labour income, and capital income taxes, respectively. In the tax evasion scenario, we assume that only 40% of workers would pay income taxes ($\Phi_w = 0.4$)²², and there is 25%²³ of VAT (and capital income tax) evasions, i.e., $\Phi_c = \Phi_r = 0.75$. Table 2 recaps the pension policy reforms carried out under the two types of simulations.

Based on the benchmark model (BM) with a PAY pension system in period $t = 0$, we introduce a pension reform in period $t = 1$ and compute changes in economic welfare (measured as a gain/reduction of the utility) and macroeconomic variables in a new long-run equilibrium.

Table 3 summarises the results for the selected macroeconomic variables and welfare implications of the pension reforms for both simulations, assuming parametric changes (reduction of the replacement rate (κ) from 0.8 to 0.5—but maintaining the government-financed share of pension expenditures) or elimination of the government subsidy)²⁴.

In the first and the second entry-column, the effects for Simulation I are displayed, while the remained columns present the case for Simulation II. Comparing the first entry column with the second one, we notice that the reform of just reducing the replacement rate instead of eliminating the contribution of the government, would bring about a lower reduction of the income taxes (4.45 percentage points (p.p.)). Regarding the social security contribution, in the first case, it would be reduced by 5 p.p. while in the second one, it would have to be increased by 9.08 p.p., since the fall in income taxes would be high. This fact denotes the high pressure that the

the purpose of our paper is to produce a macro-view of the impact of pension reforms on Ecuador's macroeconomy and the economic welfare effects on households, we conduct this exercise.

²² This value is assumed considering the level of 'adecuado' employment mentioned in Velín-Fárez (2021), which is related to be levied.

²³ This value is assumed considering the minimum level of shadow economy between 1991 and 2001, and because now the Internal Revenue Service has improved the technology for collecting taxes and also considering that cash use is declining, and card use is growing (Mitchell & Robert, 2019).

²⁴ We carry out several simulations with alternative replacement rates (from $\kappa = 0$ to $\kappa = 1$) and government-financed shares of pension expenditures (from $\theta = 0$ to $\theta = 0.4$); which can be provided upon request.

government is facing with this type of subsidy²⁵. However, the long-run welfare (higher in the first case) would increase since savings and private consumption would rise. Consequently, capital stock and wages would both rise as well as capital-output and GDP. Government consumption would decrease more in the first case. Thus, under Simulation I, private consumption, GDP and economic welfare are likely to increase 2.81%, 11.88%, and 12.68%, respectively.

Table 2.
Summary of pension policy reforms

	Simulation I	Simulation II	
	No tax evasion	No tax evasion	With tax evasion
	income taxes ($\tau^w = \tau^r$) balance the government budget	consumption taxes (τ^c) balance the government budget. $\tau^w = \tau^r =$ Initial equilibrium. $\tau^p = 0$	consumption taxes (τ^c) balance the government budget. $\tau^w = 10\%$, $\tau^r = 25\%$ $\tau^p = 0$
Reform 1 (R1): reduction of the replacement rate	$\Delta\kappa$	$\Delta\kappa$	$\Delta\kappa$
Reform 2 (R2): elimination of the 40% government-financed share of contributory pension expenditures	$\Delta\theta$	$\Delta\theta$	$\Delta\theta$
Reform 3 (R3): overall package: elimination of the 40% financed share of pension expenditures and reduction of the replacement rate	$\Delta\theta + \Delta\kappa$	$\Delta\theta + \Delta\kappa$	$\Delta\theta + \Delta\kappa$

²⁵ In 2021, the 40% government-financed share of pension expenditures represented 7% and 2% of the State General Budget and the GDP, respectively. Nonetheless, they will continue to increase because the number of pensioners is increasing and the number of contributors is decreasing, which would lead to an unsustainable system (Velín-Fárez, 2021).

Table 3.
Macroeconomic and welfare effects of policy reforms (R1 y R2) in long-run (in %)^a

	Simulation I		Simulation II					
	R1: $\theta = 0.4$, $\kappa = 0.5$	R2: $\theta = 0$, $\kappa = 0.8$	No Tax Evasions			With Tax Evasions		
			NR: $\theta = 0.4$, $\kappa = 0.8$	R1: $\theta = 0.4$, $\kappa = 0.5$	R2: $\theta = 0$, $\kappa = 0.8$	NR: $\theta = 0.4$, $\kappa = 0.8$	R1: $\theta = 0.4$, $\kappa = 0.5$	R2: $\theta = 0$, $\kappa = 0.8$
Consumption taxes (p.p.)	0.0	0.0	-0.1	-6.1	-13.7	24.37	14.1	-1.4
Income taxes ($\tau^w = \tau'$) (p.p.)	-4.45	-10.11	0.0	0.0	0.0	-6.64*	-6.64*	-6.64*
Contribution rate (p.p.)	-5.11	9.08	-13.62	-13.62	-13.62	-13.62	-13.62	-13.62
Wage rate	11.88	1.78	6.28	13.53	6.28	7.45	15.70	7.45
Interest rate (p.a.) (p.p.)	-1.21	-0.19	-0.6	-1.37	-0.66	-0.78	-1.57	-0.78
Private Consumption/GDP	2.81	4.13	13.32	11.05	28.9	-3.62	-3.63	18.82
Government Consumption/GDP	-10.62	-1.74	-5.91	-11.92	-5.91	-6.94	-13.57	-6.94
Capital-output ratio (annual)	25.56	3.63	13.14	29.35	13.14	15.69	34.4	15.69
GDP	11.88	1.78	6.28	13.53	6.28	7.45	15.7	7.45
Economic welfare	12.68	3.66	15.19	19.65	23.7	5.33	12.05	20.18

Note: ^aAll changes are reported as percentage differences to the benchmark model (BM), except for consumption taxes, income taxes, contribution rate, and interest rate, which are reported in percentage points.
NR means No reforms in θ or κ . p.p. means percentage points
*Results are presented for τ^w . For τ' , there is an increase of 8.36 p.p.

In the case of Simulation II (from third entry column), we analyse the case where consumption taxes (VAT) balance the government's budget, i.e., VAT finance pensions. In the case of no tax evasion, we set the income taxes equal to the ones in the benchmark case (16.64%), while in the case of tax evasion, a different taxation structure is assumed: $\tau^w = 10\%$ and $\tau' = 25\%$. In both cases, a zero-contribution rate is set.

The first effect of a zero-contribution rate would be the elimination of the hidden taxation structure related to the contributory pension subsidy. The results of this exercise are very important for understanding the effects of balancing the government's budget (including a pension system) through VAT instead of income taxes. On the other hand, note that results of economic welfare (comparisons between the same type of reforms) are higher since the assumptions allow individuals to have higher earnings (because taxes are lower) for consuming and saving, which consequently lead to an increase in aggregate capital and a decrease in the interest rate. Nevertheless, regarding the GDP and the annual capital-output, the results are higher in the case of tax evasions. We first present (in 3rd and 6th entry column), results related to cases in which there are no reforms in the replacement rate or in the government-financed share of pension expenditures, but only related to taxes. As a consequence, in the case of no tax evasions, economic welfare would increase substantially compared to the benchmark because of no payroll taxes or increases in taxes that would lead to higher effects on wages and private consumption. Of course, with tax evasion and lower income taxes, it would be necessary to increase the consumption tax for balancing the government budget, which would be high (24 p.p.). This exercise shows that government subsidy and high pension replacement rates require high taxes that cause distortions on consumption decisions and consequently on welfare. However, as Antón et al. (2013) argue, in the case of higher VAT rates, they would "have a contradictory impact on the fiscal balance. On the one hand, they increase revenues; on the other, they induce more evasion and informality" (p. 32).

In the fourth and fifth columns, the cases are displayed in which parametric reforms would be carried out, R1 and R2. In the case of elimination of the pension subsidy (R2), the economic welfare would be higher, even compared to the third column since it would have the almost same effect on the macroeconomic variables as resulting from a significant reduction of VAT and consequently higher private consumption. Because tax evasions would have a significant impact on tax revenues, it would be necessary to increase VAT in order to reach the long-run steady state. This effect would lead to reduce resources of households, decreased consumption, and lower welfare. Therefore, if tax evasion is considered under policy reforms R1 and R2 (seventh and eighth columns), the results of these variables show lower figures than in the scenario of no tax evasions. On the other hand, the results of wage, annual capital-output and GDP, would be higher. Thus, pensions financed by VAT would be more efficient than pensions financed by income taxes.

Regarding an overall reform package, which incorporates a reduction of the replacement rate and a null government-financed share of pension expenditures ($\theta=0$)—in a context of an ideal scenario—, it contributes to a macro view of the consequences of the taxation structure under the principle of contributivity, i.e., pensions are financed only by contribution rates (Conde-Ruiz, 2014; Devesa & Doménech, 2020). It also simulates a reduction of income taxes instead of contribution rates when policy makers are seeking ways to reduce the fiscal taxation pressure upon household labour income (Conde-Ruiz, 2014). Thus, to find the Ecuadorian pension system’s “ideal scenario” in which it is fully-financed but smooths the tax burden on income (focusing on the economic welfare of households), the contribution rate is pinning down. In our case, the equilibrium in the long-run would be satisfied with a contribution rate of 14%. Therefore, the optimal replacement rate would be roughly 0.5 ($\kappa=0.5$). Table 4 presents the results (including the initial equilibrium for easier analysis—in the first entry column—), which suggest that there would be significant increases in GDP and welfare associated with financing schemes based on either the elimination of the government subsidy and the reduction of the replacement rate (Simulation I), or the substitution of payroll taxes by VAT (Simulation II). Thus, in the case of Simulation I (second entry column), the economic welfare, private consumption, and GDP would increase 15.8%, 6.42%, and 13.53%, respectively. While in the case of Simulation II (third and fourth entry column), it would be, for the case of no tax evasion, 25.1%, 20.79% and 13.53%, respectively; and for the case of tax evasion, 21.44%, 10.39%, and 15.7%, respectively.

Overall, financing pensions through VAT instead of income taxes appears to produce a higher long-run welfare gain in a dynamically efficient economy, which confirm the conclusions of Antón et al. (2013) and Maebayashi (2019) that financing pensions by VAT instead of social security payroll taxes would bring about higher welfare gains and economic growth.

Table 4.

Initial Equilibrium and macroeconomic and welfare effects in long-run under “an ideal scenario” reforms (R3)

	Simulation I		Simulation II	
	Initial Eq. $\theta=0.4, \kappa=0.8$	LRE* $\theta=0, \kappa=0.5$	LRE: NTE* $\theta=0, \kappa=0.5$	LRE: WTE* $\theta=0, \kappa=0.5$
Consumption tax (p.p.)	12.09**	0.0	-14.63	-1.91
Labour income tax (p.p.)	16.64**	-11.84	0.0	-6.64
Capital income tax (p.p.)	16.64**	-11.84	0.0	8.36
Contribution rate (p.p.)	13.62**	0.0	-13.62	-13.62
Wage rate*		13.52	13.52	15.70

(Continued)

	Simulation I		Simulation II	
	Initial Eq. $\theta=0.4, \kappa=0.8$	LRE* $\theta=0, \kappa=0.5$	LRE: NTE* $\theta=0, \kappa=0.5$	LRE: WTE* $\theta=0, \kappa=0.5$
Interest rate (p.a.) (p.p.)	7.96**	-1.36	-0.71	-1.57
Private Consumption/GDP ^b	67.70**	6.42	20.79	10.39
Government Consumption/GDP ^b	14.85**	-11.92	-11.92	-13.57
Capital-out-put ratio (annual)	1.44	29.34	29.34	34.4
GDP*		13.53	13.53	15.7
Economic welfare*		15.8	25.1	21.44

Note: LRE means ‘Long-Run Equilibrium’. NTE means ‘No Tax Evasions’. WTE means ‘With Tax Evasions’. *Reported as percentage differences to the Initial Equilibrium. ** in %.

DISCUSSION AND CONCLUSIONS

Motivated by the work of Velín-Fárez (2021), we have used a OLG model to study the effects of pension reforms on long-run macroeconomic variables and welfare in the case of the Ecuadorian economy. Unlike most pension systems that are designed under a contributory principle, the Ecuadorian system is only partially contributory—with 40% of the benefits financed by government resources— and has a high level of generosity and low coverage due to high level of informality in the labour market. Thus, we focused on the much-debated proposed reform to eliminate that government-financed share of contributory pension payments, as well as to reduce replacement rates of earnings-related pensions, and universalise pensions financed by VAT. We used a three-period OLG economy based on Auerbach and Kotlikoff (1987) that takes into account the model framework of Fehr and Kindermann (2018) and many features of Fehr (1999) and Fehr (2000) calibrated to data from Ecuador in which income taxes (Simulation I) and consumption taxes (Simulation II) balance the government’s budget. Simulation II also considered the decreasing revenue effect of tax evasion. The results led us to the following conclusions.

First, reducing the 40% government-financed share of pension benefits while maintaining the generous pension of 80% of past earnings, would have a low impact (up to 3.66% of economic welfare) on the equilibrium of the current pension system. Because pensions are partly funded through taxes, income taxes would have to be reduced by nearly the same percentage points as the contribution rate would have to increase, i.e., a 10.11 percentage points decrease and 9.08 percentage points increase, respectively. Note that the taxation structure at initial equilibrium has *hidden taxes*, in the sense that income taxes are not recognised as an additional contribution rate to pension benefits. This suggest that younger generations would

have to pay a double tax for financing the pension benefits of the older generation. Although our work does not perform a non-contributory analysis, it is necessary to highlight that the contributivity principle is broken because contributory pensions are financed by income and consumption taxes. This means that non-contributory workers would also be entitled to receive pensions (Conde-Ruiz, 2014).

Second, if the reform's primary objective is to reduce the generosity of pensions (maintaining the current 40% government contribution to pensions), the results show higher economic welfare gains with reductions of income taxes and contribution rates compared to the initial equilibrium. Nevertheless, in the spirit of a transparent fiscal taxation structure—in the sense of contributivity principle—combining both policy reforms, i.e., elimination of 40% and reduction of replacement rates, resulted in ever higher gains and a reduction in its regressive effect. Although the model was calibrated to the Ecuadorian economy, this message also applies to other countries with a PAYG pension system scheme, where governments finance earnings-related pension benefits through a combination of taxes. In Spain, for instance, since 2017 the government has transferred resources from general taxes to the Social Security Administration by means of “loans” to cover the gap between revenues from payroll taxes and pension benefits.

To find an “ideal scenario” that fully finances the pension system but smooths the fiscal taxation pressure on household income and the reduction of welfare, we highlighted the case in which the replacement rate is roughly 0.5 and the equilibrium in the long-run is satisfied with a roughly 14% contribution rate. This leads to a reduction in income taxes²⁶, which means that net wages would be higher and, as a result, private consumption would increase. Of course, income tax revenue and public consumption would decrease, while savings and capital would increase significantly, leading to a fall in the interest rate (1.37 percentage points). The effect on welfare, private consumption, and GDP would be an increase of 15.79%, 6.42%, and 13.53%, respectively, for the case of Simulation I (when income taxes balance the government budget).

Third, when VAT revenues, instead of payroll taxes, were used to finance pensions (Simulation II), welfare gains were higher than those achieved under similar parametric reforms, even taking into account the possibility of tax evasion. This supports the conclusions of Antón et al. (2013), and Maebayashi (2019), who, in the case of Japan, argues that public pensions financed by VAT are more growth-friendly than those financed by payroll taxes. Nevertheless, caution must be exercised when analysing the effect of pension reforms from this perspective, as it may induce further informality—related to unregistered firms— (Lora & Fajardo-González, 2016). Results, under the tax evasion scenario, suggest that the

²⁶ The elimination of the payment of the 40% from the government has an effect on income taxes—reduction—. However, since in the Simulation I there is not considered tax evasion estimations, the income taxes could be maintained so as not to affect the fiscal budget.

effect on welfare, private consumption, and GDP, would be an increase of 15.79%, 6.42%, and 13.53%, respectively.

Since our main goal was to develop a macro-view of the effects of a PAYG pension system and its reforms on the Ecuadorian economy, we have abstracted from some potentially important issues, including leisure and uncertainty. We leave all these issues for future research. The quantitative results must be interpreted cautiously. Nevertheless, we believe that this first macro approach to the evaluation of the Ecuadorian pension system is a useful starting point for future discussions of policy reforms in Ecuador. We also think it provides insights for other economies with unbalanced PAYG pension systems, where either income or consumption taxes finance earnings-related pensions.

Finally, although the analysis of the political viability of the analysed reforms is beyond the scope of this work, it is important to mention that these could be implemented through strategies such as those carried out in Peru, where after an intense work—which lasted approximately 9 years—, pension academics, together with constitutionalists and social communicators, brought about changes in the Peruvian Constitution (an old article that made reference to acquired rights about pensions—regardless of the financial situation of the system— was changed to one that guaranteed the right to a long-run sustainable pension, i.e., it allows to carry out intertemporal adjustments without political processes)²⁷, otherwise it would be not possible (see Velín-Fárez et al., 2024) for more details about pension reforms that have been declared as unconstitutional).

REFERENCES

1. Antón, A., Hernández, F., & Levy Algazi, S. (2013). *The end of informality in México?: Fiscal reform for universal social insurance*. Inter-American Development Bank.
2. Auerbach, A. J., & Kotlikoff, L. J. (1987). *Dynamic fiscal policy* (volume 11). Cambridge University Press.
3. BCE (2017). Matriz de Contabilidad Social del Ecuador (MCS) [Social Accounting Matrix of Ecuador (SAM)]. <https://contenido.bce.fin.ec/documentos/PublicacionesNotas/Catalogo/CuentasNacionales/MCS/Indice.htm>. [Accessed 19-August-2017].
4. Blake, D. (2006). *Pension economics*. John Wiley & Sons.
5. Cabezas-Gottschalk, E. (2016). Un modelo de equilibrio general dinámico y estocástico (DSGE) para la economía ecuatoriana [A dynamic and stochastic general equilibrium model (DSGE) for Ecuador]. *Cuestiones Económicas*, 26(1), 11-58.

²⁷ For more details see (Velín-Fárez, 2020).

6. Conde-Ruiz, J. I. (2014). ¿Qué será de mi pensión?: Cómo hacer sostenible nuestro futuro como jubilados [*What will become of my pension? How to make sustainable our future as a retiree*]. Grupo Planeta Spain.
7. Conde-Ruiz, J. I., & González, C. I. (2016). From Bismarck to Beveridge: The other pension reform in Spain. *SERIEs*, 7(4), 461-490.
8. Devesa, E., & Doménech, R. (2020). *Pensions, economic growth and welfare in advanced economies* (pp. 81-103). Springer International Publishing, Cham.
9. Fehr, H. (1999). *Welfare effects of dynamic tax reforms* (volume 5). Mohr Siebeck, Tuebingen.
10. Fehr, H. (2000). Pension reform during the demographic transition. *The Scandinavian Journal of Economics*, 102(3), 419-443.
11. Fehr, H. (2009). Computable stochastic equilibrium models and their use in pension and ageing research. *De Economist*, 157(4), 359-416.
12. Fehr, H. (2016). CGE modeling social security reforms. *Journal of Policy Modeling*, 38(3), 475-494.
13. Fehr, H., & Kindermann, F. (2018). *Introduction to computational economics using Fortran*, In *The overlapping generations model* (pp. 229-261). OUP Oxford, United Kingdom.
14. Fehr, H., & Uhde, J. (2013). On the optimal design of pension systems. *Empirica*, 40(3), 457-482.
15. Glomm, G., Jung, J., & Tran, C. (2009). Macroeconomic implications of early retirement in the public sector: The case of Brazil. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33(4), 777-797.
16. Gruber, J., & Wise, D. A. (2004). *Social security programs and retirement around the world: Micro estimation*. NBER Conference Report series. Chicago and London, University of Chicago Press.
17. Holzmann, R., & Palmer, E. (2006). *Pension reform. Issues and prospects for non-financial defined contribution (NDC) schemes*. The World Bank.
18. Imrohorollu, S., & Kitao, S. (2009). Labor supply elasticity and social security reform. *Journal of Public Economics*, 93(7), 867-878.
19. Kudrna, G., Piggott, J., & Poonpolkul, P. (2022). *Extending pension policy in emerging Asia: An overlapping-generations model analysis for Indonesia* (Working Papers Series 2022/13). ARC Centre of Excellence in Population Ageing Research (CEPAR).
20. Levy, S. (2010). *Good intentions, bad outcomes: Social policy, informality, and economic growth in Mexico*. Brookings Institution Press.
21. Lora, E., & Fajardo-González, J. (2016). Employment and taxes in Latin America: An empirical study of the effects of payroll, corporate income and value-added taxes on labor outcomes. *Cuadernos de Economía*, 35(67), 75-117.

22. Maebayashi, N. (2019). Is an unfunded social security system good or bad for growth? A theoretical analysis of social security systems financed by VAT. *J Public Econ Theory*, 2019, 1-36.
23. Medina, L., & Schneider, F. (2017). *Shadow economies around the world: New results for 158 countries over 1991-2015* (Working Paper 6430). CESifo.
24. Mitchell, K., & Robert H., S. I. (2019). Will that be cash or credit? Payment preferences and rising VAT in Argentina. *Journal of Post Keynesian Economics*, 42(1), 1-15.
25. Montoya, A. A., Berstein, S., Bosch, M., Huitrón, M. G., & Oliveri, M. L. (2018). *Presente y futuro de las pensiones en América Latina y el Caribe [Present and future of pensions in Latin America and the Caribbean]*. Inter-American Development Bank.
26. OECD. (2005). *Pensions at a Glance 2005: Public Policies across OECD countries*. OECD Publishing.
27. OECD. (2015). *Pensions at a Glance 2015: OECD and G20 indicators*. OECD Publishing.
28. OECD. (2017). *Pensions at a Glance 2017: OECD and G20 indicators*. OECD Publishing.
29. OECD. (2019). *Pensions at a Glance 2019: OECD and G20 indicators*. OECD Publishing.
30. OECD. (2021). *Pensions at a Glance 2021: OECD and G20 indicators*. OECD Publishing.
31. OECD-IDB-WB. (2014). *Pensions at a Glance: Latin America and the Caribbean*. OECD Publishing.
32. Olivera, J. (2016). Welfare, inequality and financial effects of a multi-pillar pension reform: The case of Peru. *The Journal of Development Studies*, 52(10), 1401-1414.
33. Schmidt-Hebbel, K. (1997). *Pension reform, informal markets and long-term income and welfare* (Working Paper 4). Central Bank of Chile.
34. United-Nations (2017). World population prospects: The 2017 revision. <http://esa.un.org/unpd/wpp/index.htm>
35. Velín-Fárez, M. (2020). Seminario de investigación *Experiencia en materia de pensiones en Perú: Lecciones para Ecuador*. In N. Bernal Lobato en *seminarios Biess*. https://www.youtube.com/playlist?list=PLiY_k1e9oDTWsv7YEwkE4fXX1iOpS2XUK.
36. Velín-Fárez, M. (2021). Population and labor dynamics in large informal markets: Implications for pension systems with evidence from Ecuador. *Contemporary Economics*, 12(2), 164-187.
37. Velín-Fárez, M., Landy Soria, W., & Palán Buenaño, D. (2024). Sistema de seguridad social y pensiones en Ecuador: evolución en el período 1980-2021 y análisis de sostenibilidad. In *Política social, pobreza y desigualdad en el Ecuador: 1980-2021* (pp. 94-161). PUCE, Centro de Publicaciones.

UNA MIRADA ANALÍTICA A LOS MODELOS DE INNOVACIÓN AGRÍCOLA

Clarisa Solange Zamora Boza
María Amalia Trillo Holgado

Zamora Boza, C. S., & Trillo Holgado, M. A. (2025). Una mirada analítica a los modelos de innovación agrícola. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 1025-1059.

Se analizan y recopilan los modelos de innovación agrícola disponibles, realizando una clasificación que facilita la aplicación empírica en los diferentes contextos, ya que existe un gap en la literatura científica que no aporta una taxonomía clara de carácter holístico. Para ello, se analizaron artículos científicos de alto impacto relacionados con modelos, tipos y factores determinantes de la innovación, la intención de innovar y el uso de tecnologías vinculadas al sector, sin restricciones de fecha y lugar de aplicación. Se aporta una agrupación en seis enfo-

C. S. Zamora Boza
Universidad Estatal de Milagro, Milagro, Provincia del Guayas (Ecuador), 091050.
Correo electrónico: czamorab3@unemi.edu.ec

M. A. Trillo Holgado
Universidad de Córdoba, Área Organización de Empresas, Córdoba (España). Correo electrónico: tdltrhom@uco.es

Sugerencia de citación: Zamora Boza, C. S., & Trillo Holgado, M. A. (2025). Una mirada analítica a los modelos de innovación agrícola. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 1025-1059. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n95.107350>

Este artículo fue recibido el 19 de febrero de 2023, ajustado el 12 de enero de 2024 y su publicación aprobada el 17 abril de 2024.

ques: a) lineal; b) de fuentes, actores y relaciones; c) cognitivo-conductual; d) conductual tecnológico; e) satisfacción, lealtad y compromiso y f) socioeconómico.

Palabras clave: innovación agrícola; modelos de innovación; tecnología agrícola; intención de innovar.

JEL: O00, O35, Q10.

Zamora Boza, C. S., & Trillo Holgado, M. A. (2025). An analytical perspective on agricultural innovation models. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 1025-1059.

The available models of agricultural innovation are analysed and compiled, making a classification that facilitates empirical application in different contexts, as there is a gap in the scientific literature that does not provide a clear taxonomy of a holistic nature. To this end, high-impact scientific articles related to models, types and determinants of innovation, intention to innovate and use of technologies linked to the sector were analysed, without restrictions on date and place of application. A grouping into six approaches is provided: linear; source, actor and relationship; cognitive behavioural; technological behavioural; satisfaction, loyalty and commitment; and socioeconomic.

Keywords: Agricultural innovation; innovation models; agricultural technology; intention to innovate.

JEL: O00, O35, Q10.

INTRODUCCIÓN

La innovación en la agricultura ha desempeñado un papel importante en la larga historia del mundo y en la transición de sociedades pobres de cazadores recolectores a economías industriales modernas (Pardey *et al.*, 2010). Si bien la innovación se relaciona comúnmente con la tecnología, este concepto tiene una implicación más amplia. La innovación agrícola puede describirse como un proceso mediante el cual los agricultores mejoran su capacidad de producción y sus prácticas de administración de los recursos (Food and Agriculture Organization of the United Nations [FAO], 2014). En este proceso, los individuos y las organizaciones implementan productos, técnicas o formas de organización, nuevas o existentes, por primera vez en un contexto específico, con el objetivo de incrementar la eficacia, competitividad y capacidad de recuperación ante un problema determinado (FAO, 2021).

La innovación representa el uso social de los conocimientos, las ideas, prácticas y tecnologías que permiten un cambio útil y beneficioso en los procesos productivos y organizacionales; estos cambios son considerados una novedad para el contexto en el que se aplican, aunque no lo sean para el mundo (Villalobos *et al.*, 2017). La innovación es considerada uno de los elementos que inciden significativamente en el desarrollo de las naciones (Ouyang y You, 2019); por esto, el fomento de las capacidades innovadoras y el estímulo de los sistemas de innovación cobran importancia para el crecimiento de sectores productivos como la agricultura, considerado uno de los más importantes por sus implicaciones en el entorno, la alimentación y la dotación de recursos que necesita la sociedad.

La agricultura es la principal fuente de empleo de los países en vías de desarrollo (Meijerink y Roza, 2007) y el origen de la alimentación de todo el mundo. La innovación en el sector representa un mecanismo indispensable, para, por un lado, asegurar la sostenibilidad alimentaria y, por otro, incrementar el empleo, la productividad y la rentabilidad en el proceso de producción (Bentivoglio *et al.*, 2022).

A diferencia de otros sectores, la innovación en la agricultura tiene implicaciones particulares que resultan de vital importancia para la sostenibilidad de los países, por ejemplo, la necesidad de investigación adaptativa para responder a los cambios del ecosistema, el papel de las plagas y enfermedades coevolutivas que demandan investigación para reducir su impacto en la producción agrícola, las necesidades de actualización tecnológica para adecuarse al espacio, la geografía y el clima cambiantes, los desafíos de reducir el impacto de la contaminación en la tierra y los alimentos (Levidow, 2011; Pardey *et al.*, 2010).

Existe una amplia bibliografía que busca descifrar el fenómeno de la innovación agrícola a través del análisis de sus tipos, determinantes, efectos y características. Este artículo representa un aporte a su entendimiento, teniendo como objetivo la categorización de los diferentes modelos explicativos de la innovación en la agricultura, que han sido agrupados en función de sus características comunes. El análisis incluye la clasificación de los modelos teóricos que han sido aplicados

para el estudio de la innovación en el sector, utilizando teorías ubicadas en las ciencias sociales.

METODOLOGÍA

Se trata de llevar a cabo una investigación de alcance, o *scoping review*, rastreando la literatura disponible a través del Web of Science (WoS) sobre innovación agrícola. A este respecto, se seleccionaron artículos científicos de alto impacto relacionados con modelos, tipos y factores determinantes de la innovación agrícola, sin restricciones de fecha y lugar de aplicación.

En este trabajo, se analiza la amplitud y profundidad de los artículos seleccionados, para tratar de cubrir el gap que se considera existente en la literatura científica, que no aporta una taxonomía clara de carácter holístico. Por ello, se establece una clasificación de los modelos de innovación agrícola que facilita la aplicación empírica y la toma de decisiones en los diferentes contextos.

MODELOS DE INNOVACIÓN AGRÍCOLA

De acuerdo con la bibliografía recabada, la innovación agrícola puede analizarse desde varios enfoques: lineal; de fuentes, actores y relaciones; cognitivo-conductual; conductual tecnológico; de la satisfacción, lealtad y compromiso y, por último, el enfoque de factores socioeconómicos. A continuación, se recogen las propuestas de modelos de innovación agrícola contruidos a partir de las teorías más utilizadas para explicar comportamientos, adopción y uso de tecnologías desde múltiples enfoques.

Enfoque lineal

La innovación agrícola tiene su despertar en la década de 1970, periodo de recuperación de posguerra mundial, en el cual el avance tecnológico se hace evidente a partir de un incremento en investigación y desarrollo (I+D). En aquella época, los Gobiernos tenían la responsabilidad de promover la investigación y la definición de estrategias de desarrollo de nuevas tecnologías agrícolas, las cuales se canalizaban hacia los agricultores a través de servicios públicos de extensión agrícola, es decir, se manejaba un proceso lineal donde el Estado era el encargado de la investigación y el intermediario de los servicios de extensión, siendo los agricultores los receptores finales (Sonnino y Ruane, 2013).

Ante aquel contexto, las principales fuentes de innovación agrícola incluyeron el aprender haciendo, la investigación formal, el desarrollo agrícola financiado por el sector público y por el sector privado, y las tranferencias de conocimiento directa entre países (Jarrett, 1985). Allí surgen dos modelos primarios de innovación en el sector de la agricultura que resultaron de dos perspectivas: el empujón tecnológico y las necesidades de la demanda (tabla 1).

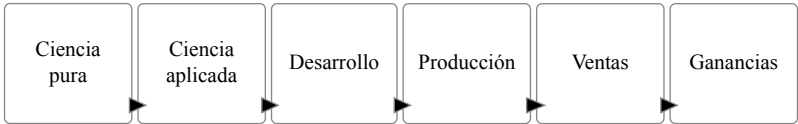
Tabla 1.
La innovación agrícola según el enfoque lineal

Modelo de innovación	Literatura relacionada
Impulsado por el cambio tecnológico	Schumpeter (1934) Jarrett (1985) Klerkx <i>et al.</i> (2012) Török <i>et al.</i> (2019)
Impulsado por la demanda	Schmookler (1966) Jarrett (1985) Rothwell (1994) Piva y Vivarelli (2007) Nemet (2009) Klerkx <i>et al.</i> (2012) Török <i>et al.</i> (2019)

Fuente: elaboración propia.

Por un lado, los avances de la ciencia y tecnología fueron considerados determinantes de la innovación, en un proceso lineal que comienza con la creación de conocimiento puro, aplicación, desarrollo y comercialización (figura 1). En el sector agrícola, el uso histórico de la innovación se inicia a través de la mejora en los procesos, logrando incrementar la producción de forma sustancial; asimismo, los avances de la ciencia en torno a la variación genética y a nuevos desarrollos químicos y farmacéuticos han permitido la proliferación de cultivos con mayor esperanza de vida y rendimiento, contribuyendo al incremento de la productividad agrícola y al impulso de innovaciones a lo largo de la cadena de valor. Desde esta perspectiva, la innovación se desarrolla como respuesta al cambio tecnológico, con la investigación dirigida por científicos, como motor del proceso y el agricultor con el rol de adoptante, mientras la ciencia y la tecnología se presentan independientes de la política y otros agentes sociales (Klerkx *et al.*, 2012).

Figura 1.
Modelo de innovación agrícola impulsado por el cambio tecnológico



Fuente: elaboración propia a partir de Jarrett (1985).

El conocimiento y el desarrollo de la ciencia son necesarios si existe una demanda que requiera resolver un problema (Török *et al.*, 2019). Desde otra perspectiva, el modelo de innovación impulsado por la demanda refiere que el desarrollo de la ciencia y tecnología surge como respuesta a las necesidades económicas y sociales, lo cual genera un estímulo para la invención, transformación o mejora de algo

que posteriormente se desarrolla, difunde y adapta a los requerimientos sociales (figura 2). La innovación es la respuesta a la escasez y el incremento de los precios de los productos agrícolas ocasionado por los crecientes costos de los factores de producción (Jarrett, 1985).

Figura 2.

Modelo de innovación agrícola impulsado por la demanda



Fuente: elaboración propia a partir de Jarrett (1985).

En el modelo de demanda, la innovación proviene de la necesidad de las empresas agrícolas de incrementar sus ganancias ante las condiciones del mercado, lo que, unido al desarrollo tecnológico, ha permitido la reducción progresiva de los costos de producción. Sin embargo, los efectos de la innovación para responder a las necesidades sociales son relativos, considerando las características estructurales y económicas de los países y la posición de los productores en la cadena de valor. En los países de menores ingresos, por ejemplo, es una constante el problema de los agricultores por el costoso acceso a insumos y bienes de capital, así como los bajos precios de los productos primarios debido a la creciente oferta mundial.

En resumen, el enfoque lineal de la innovación considera dos premisas fundamentales. Por un lado, las bases científicas permiten la aplicabilidad de la ciencia, lo que da lugar a la innovación y, por tanto, la riqueza y, por otro, la atención al rol de las fuerzas del mercado como mecanismo que impulsa la innovación y el desarrollo (The World Bank, 2007).

Enfoque de fuentes, actores y relaciones

La perspectiva lineal, consecutiva e individual de la innovación transita posteriormente a un macroenfoque más dinámico e inclusivo, donde se reconocen las fuentes, los actores y las relaciones que definen el proceso, dando paso a los sistemas de innovación. La teoría sobre los sistemas nacionales de innovación fue desarrollada inicialmente por Freeman (1982) y Lundvall (2016) para explicar la innovación tecnológica como resultado de una compleja interacción de actores e instituciones (Compaoré Sawadogo y Sawadogo, 2018).

Un sistema de innovación es el mecanismo mediante el cual se relacionan e interactúan los actores e instituciones que están directamente vinculados con la generación, difusión y apropiación de la innovación tecnológica (Chung, 2002). Los sistemas de innovación permiten que la sociedad genere, comparta y use el

conocimiento en los diversos sectores económicos. En el ámbito agrícola, Anandajayasekeram (2011) define un sistema de innovación como “un acuerdo de colaboración que reúne a varias organizaciones que trabajan por el cambio tecnológico, administrativo, organizativo e institucional en la agricultura” (p. 7).

En el centro de los sistemas de innovación agrícola, se encuentra la granja o el agricultor (Hernández-Pérez, 2019), quien se relaciona e interactúa con otros actores, entre ellos universidades, empresas, organizaciones sin fines de lucro, tomadores de decisiones, instituciones gubernamentales y mercados financieros. Los sistemas de innovación agrícola tienen un alcance tanto nacional como regional y sectorial, con énfasis en dos aspectos: a) institucional, relacionado con los actores, las redes y reglas que regulan esta interacción; y b) infraestructura, tanto física como del conocimiento, que son necesarias para promover la innovación en el sector (Pigford *et al.*, 2018). Existen varias propuestas de modelos de sistemas de innovación que identifican las diversas formas de relación del agricultor con el ecosistema en el que interactúa (tabla 2).

Tabla 2.
La innovación agrícola según el enfoque de fuentes, actores y relaciones

Teorías/modelos	Literatura relacionada
Sistemas centralizados Sistemas de múltiples fuentes de innovación	Biggs (1990)
Modelo de interfaces y relaciones interactivas	Chave <i>et al.</i> (2012)
Modelo cíclico de la agricultura de conservación	Bellotti y Rochecouste (2014)

Fuente: elaboración propia.

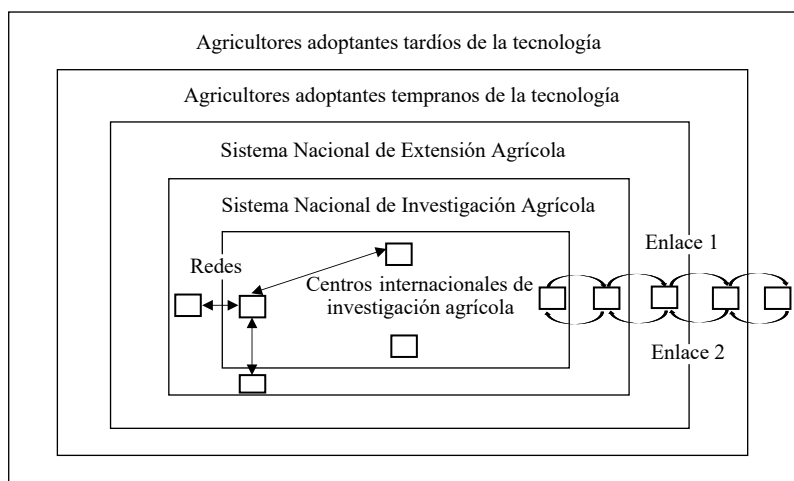
Biggs (1990) presenta dos tipos de modelos de sistemas de innovación con determinadas características. Por un lado, aquellos que tienen como punto de partida el conocimiento centralizado en los centros internacionales de investigación de los países desarrollados y que se difunde a los sistemas nacionales de investigación agrícola, a los sistemas nacionales de extensión¹ agrícola y a los agricultores (figura 3). Este tipo de modelo tiene una estructura centralizada y vertical de difusión del conocimiento y de la innovación. Por otro, los sistemas más inclusivos en los países en vías de desarrollo incorporan nuevas fuentes de innovación, como la investigación creada en ONG nacionales e internacionales, centros de investigación universitarios, a través de la experimentación del agricultor, la investigación informal y la gestión orientada a la innovación de administradores de instituciones públicas relacionadas con la agricultura. Estas se difunden a los sistemas nacionales de investigación, de

¹ La extensión es considerada un vehículo para difundir el progreso técnico y científico y transferir tecnología. Entre los servicios de extensión que forman parte de la dinámica de innovación agrícola, están los intercambios de experiencias entre los productores, las actividades de difusión del conocimiento científico agrícola a través de actores públicos, privados o la academia, la participación en proyectos comunes, las capacitaciones y asesorías.

extensión y al agricultor, en una relación de retroalimentación constante entre todos los actores y considerando el entorno económico, político y social en el que se desenvuelven los países (figura 4). Desde esta perspectiva, la dinámica de innovaciones descentralizada, se alimenta de varias fuentes y genera relaciones de retroalimentación recíproca entre los participantes del sistema.

Figura 3.

Sistemas de innovación centralizados



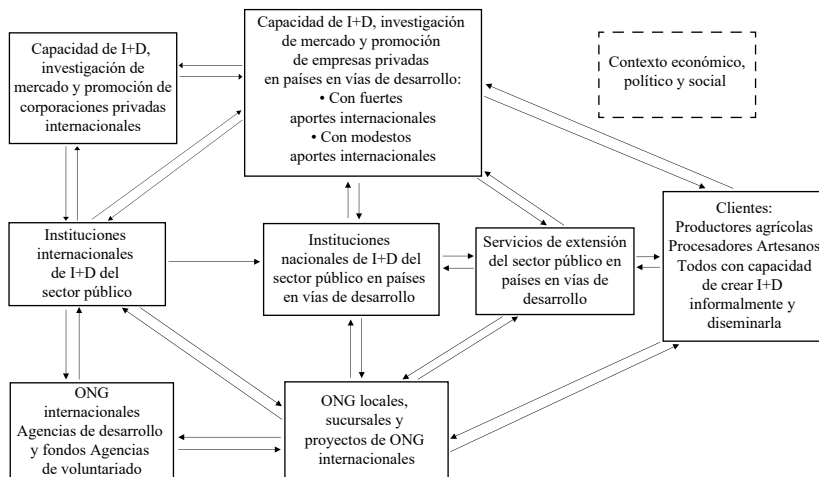
Fuente: elaboración propia a partir de Biggs (1990).

También, en este enfoque, el modelo de Chave *et al.* (2012) explica la innovación como un sistema complejo de relaciones entre varios actores que se encuentran vinculados por interfaces o mecanismos de colaboración. Por un lado, los arreglos institucionales permiten la interacción entre las instituciones (autoridades regionales, cámara de agricultores, asociación de agricultores, institutos de investigación, etc.) y el agricultor y sus aliados (usuarios, inversores, intermediarios, investigadores) a través, por ejemplo, de leyes, programas, contratos de cooperación. Por otro, mediante un adecuado sistema de información y comunicación, el agricultor y sus aliados pueden compartir datos, como detalles técnicos, necesidades de financiación, reportes, características de la propiedad intelectual; asimismo, pueden llevar a cabo acciones conjuntas para la ejecución de los diferentes tipos de innovación en el sector (proceso, *software*, etc.) (figura 5).

En cambio, Bellotti y Rochecouste (2014) proponen una perspectiva cíclica en la cual el sistema de innovación agrícola tiene una dinámica convergente de momentos y los agricultores son la figura central. En primera instancia, el agricultor accede a la investigación y el desarrollo institucionalizados en el ecosistema (paso 1); los resultados de la investigación especializada, es decir, las nuevas tecnologías, nuevas prácticas de gestión, pueden ser evaluadas o no por los agricultores

Figura 4.

Modelo de múltiples fuentes de innovación en la agricultura de los países en vías de desarrollo



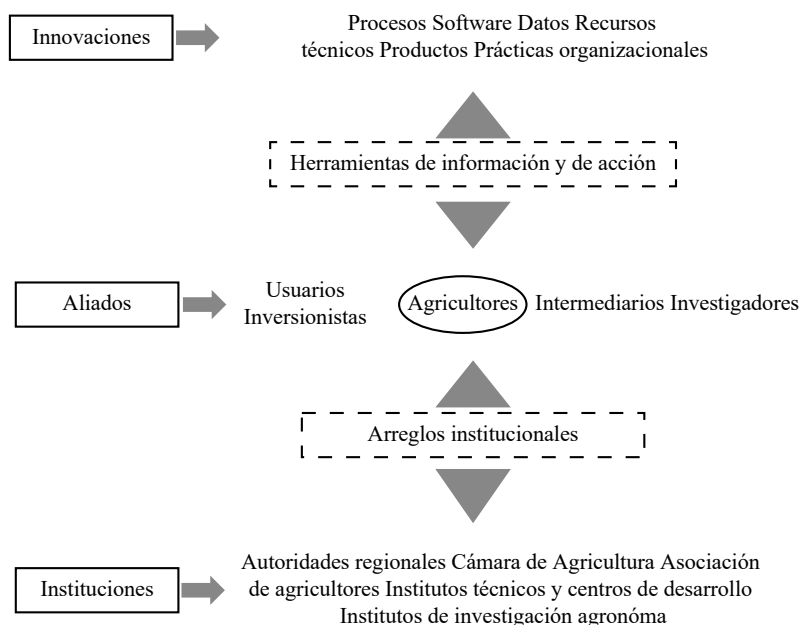
Fuente: elaboración propia a partir de Biggs (1990).

según sus necesidades (paso 2). En el proceso de evaluación, que puede o no estar acompañado por una institución especializada en la investigación de temas agrícolas, los primeros adoptantes de la innovación comunican su experiencia a otros agricultores en ferias, congresos y otros eventos. Si los resultados son atractivos, un número creciente de agricultores implementará y adaptará las innovaciones en sus terrenos y empresas (paso 3); tras ello, a través de un mecanismo de aprendizaje, comunicación y difusión, el uso de las innovaciones se amplía hacia más agricultores comprometidos con la propagación de los efectos de estas novedades (paso 4). Por último, los agricultores identifican nuevos problemas y oportunidades que pueden ser abordados por el sector de la investigación (paso 5), y así el ciclo continúa (figura 6).

El modelo cíclico del sistema de innovación de la agricultura de conservación de Australia (figura 6) representa un ejemplo real de la aplicación de sistemas de innovación nacionales desde una perspectiva no lineal, colectiva e integrada, en la cual la ciencia y tecnología se adaptan a las necesidades del agricultor, quien, a su vez, está inmerso en la validación del conocimiento creado y en la implementación práctica de este. No obstante, dicho modelo no describe el papel del resto de actores del sistema y los mecanismos de extensión, que resultarían importantes para la difusión de los beneficios de la innovación.

Figura 5.

Modelo de interfaces en el sistema de innovación agrícola

Fuente: elaboración propia a partir de Chave *et al.* (2012).

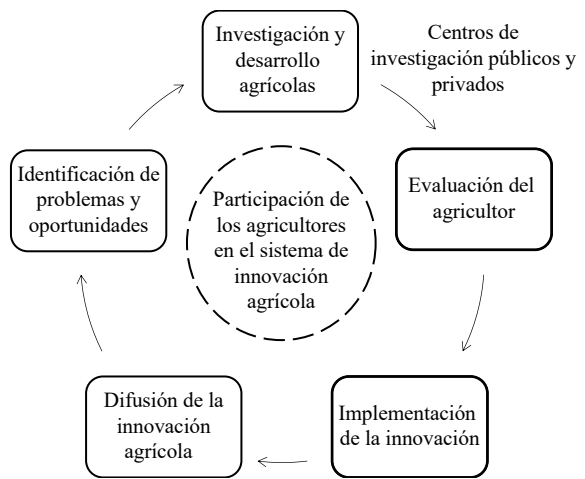
Enfoque cognitivo-conductual

La innovación agrícola también se ha estudiado ampliamente desde el punto de vista sociopsicológico, a través del análisis de los factores cognitivos que determinan la conducta de innovar de los agricultores (Borges *et al.*, 2019; Lee y Heo, 2019; Rezaei-Moghaddam y Salehi, 2010). Desde esta perspectiva, la innovación agrícola, en sus diversas formas, recae sobre la decisión del agricultor, la cual está influenciada por determinados factores que influyen en mayor o menor grado en su intención previa de hacerlo posible.

Considerando que el comportamiento humano es muy difícil de explicar debido a su dinamismo y complejidad (Tadesse y Batra, 2015), el uso de la intención como una variable aproximada es un mecanismo muy común para explicar una acción específica, como la innovación agrícola (Adnan *et al.*, 2017; Adrian *et al.*, 2005; Cakirli Akyüz y Theuvsen, 2020; Menozzi *et al.*, 2015; Mohr y Kühl, 2021; Molina-Maturano *et al.*, 2021; Nguyen y Drakou, 2021; Zeweld *et al.*, 2017).

La teoría de la acción razonada (*theory of reasoned action* [TRA]) propuesta por Fishbein y Azjen (1975) indica que el comportamiento de una persona está determinado de forma significativa por la intención, la cual está definida por dos factores: la actitud que representa la evaluación positiva o negativa hacia el

Figura 6.
Modelo conceptual cíclico del sistema de innovación de la agricultura de conservación de Australia



Fuente: elaboración propia a partir de Bellotti y Rochecouste (2014).

comportamiento y las normas sociales que miden la importancia de lo que piensen las personas sobre el comportamiento de un individuo.

Posteriormente, Ajzen (1991) realiza una extensión de la TRA y propone la teoría del comportamiento planeado (*theory of planned behavior* [TPB]), la cual expresa que el comportamiento de las personas está determinado por la intención (motivación) de realizar una acción; la intención, a su vez, depende de tres factores (figura 7): la actitud, que representa la aceptación favorable o no del comportamiento; las normas sociales, que indican la presión social percibida por el individuo, y el control de comportamiento percibido, que identifica la confianza y el control del individuo para llevar a cabo una acción (Ajzen, 1991).

La tabla 3 muestra los diferentes aportes de autores que han estudiado la innovación agrícola, utilizando teorías conductuales, entre ellas la TRA y la TPB.

Tabla 3.
Aportes en el campo de la innovación agrícola según el enfoque cognitivo-conductual

Teorías / modelos	Variable dependiente	Variable independiente	Literatura relacionada
TPB	Intención de mantener un área ecológica en la tierra cultivada	Actitudes Normas subjetivas Control de comportamiento percibido Obligación moral Comportamiento pasado	Menozzi <i>et al.</i> (2015)

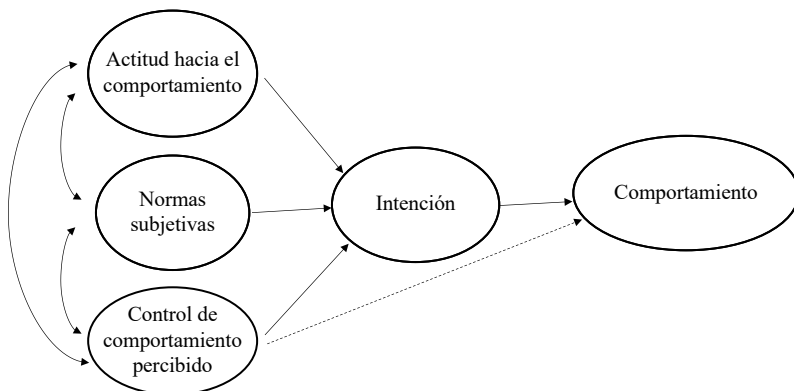
(Continúa)

Teorías / modelos	Variable dependiente	Variable independiente	Literatura relacionada
TRA	Intención de utilizar pastizales mejorados	Creencias del comportamiento: • Actitudes directas • Actitudes indirectas Creencias normativas: • Normas subjetivas directas • Normas subjetivas indirectas Variables extras: • Características del agricultor • Características de la granja	Martínez-García <i>et al.</i> (2018)
TPB	Intención de utilizar pastizales naturales mejorados	Actitudes Normas subjetivas Control de comportamiento percibido	Borges y Lansink (2016)
TPB	Intención de adoptar agricultura orgánica	Actitudes Normas sociales Control de comportamiento percibido	Jonggon (2016)
TPB	Intención de adoptar prácticas de labranza mínima y siembra en hileras	Actitudes: • Utilidad percibida • Facilidad percibida • Compatibilidad percibida Control percibido: • Eficacia personal • Recursos percibidos Cuestiones normativas: • Influencia de los medios • Entrenamiento técnico • Influencia social • Servicios de extensión	Zeweld <i>et al.</i> (2017)
TPB	Intención de uso de pesticidas verdes	Actitudes Normas subjetivas Control de comportamiento percibido Normas morales Identidad propia	Ataei <i>et al.</i> (2020)
TPB	Intención de realizar prácticas sostenibles en la producción de café	Actitudes Normas subjetivas Control de comportamiento percibido Percepción del clima Comportamiento pasado de cultivos intercalados	Nguyen y Drakou (2021)

TPB: *theory of planned behavior*; TRA: *theory of reasoned action*.

Fuente: elaboración propia.

La TPB ha sido ampliamente utilizada para medir los factores que inciden en las intenciones y el comportamiento de los agricultores relacionado con la adopción de prácticas innovadoras. En los diversos estudios, se relaciona la intención con determinados constructos de índole psicológica, como las creencias,

Figura 7.**Teoría del comportamiento planeado**

Fuente: elaboración propia a partir de Ajzen (1991).

capacidades, motivaciones y la percepción del entorno que los rodea. Por ejemplo, Menozzi *et al.* (2015) comprueban la influencia de la actitud y el control del comportamiento percibido en la motivación de los agricultores a la hora de aplicar prácticas sostenibles. Nguyen y Drakou (2021) concluyen que la presión social (normas sociales) y las habilidades de los agricultores (control de comportamiento percibido) son los factores más representativos para determinar la intención de adoptar prácticas agrícolas sostenibles.

Existen varias adaptaciones que utilizan los elementos principales de la TPB y de otras teorías para explicar la intención de innovar en la agricultura. Un ejemplo de ello es el trabajo de Zeweld *et al.* (2017), quienes describen, a través de un modelo combinado, la intención de adoptar prácticas, como el laboreo mínimo y la siembra en hileras, que permiten la sostenibilidad del suelo como una forma de innovación agrícola. De acuerdo con este modelo, la intención está determinada por los elementos de la TPB (actitudes, control percibido y cuestiones normativas), los cuales, a su vez, se configuran atendiendo a ciertos factores sugeridos en la teoría de la difusión de la innovación² y la teoría de las restricciones económicas.³ La actitud está relacionada con la utilidad, facilidad y compatibilidad percibi-

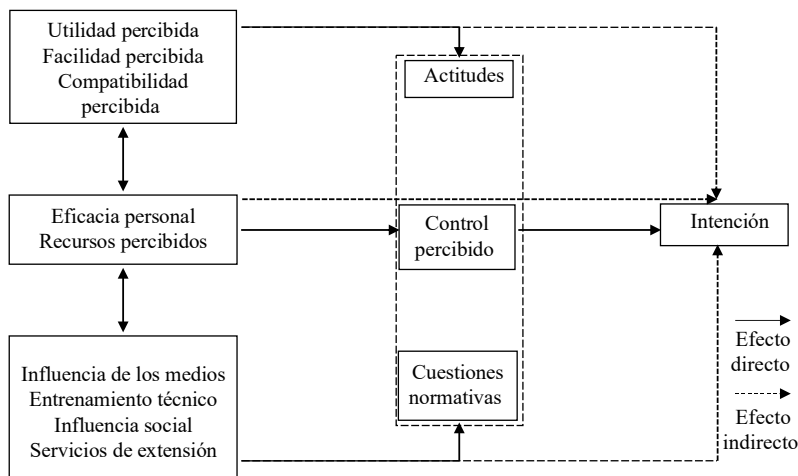
² La teoría de la difusión de las innovaciones propuesta por Rogers (2003) explica el proceso de adopción de las innovaciones por parte de los individuos (Urbizagástegui-Alvarado, 2019). En esta teoría, se reconocen cuatro elementos clave que permiten la difusión: a) la innovación, b) los canales de comunicación, c) el tiempo y d) el sistema social (Rogers, 2003; Rogers *et al.*, 2009).

³ De acuerdo con Wollni *et al.* (2010), los pequeños agricultores en sectores menos favorecidos enfrentan restricciones de recursos financieros, información, educación y extensión que determinan la aplicación y difusión de tecnologías agrícolas. Conforme a los resultados del estudio que realizaron en Honduras, existe una relación significativa entre la innovación en la conservación del suelo y dos elementos a los que denominan a) factores de oferta, es decir, programas de extensión y políticas para reducir las deficiencias tecnológicas en los agricultores, y b) factores de demanda, como los mercados orgánicos que remuneran las prácticas sostenibles en la agricultura.

das; el control percibido, con la eficacia personal y la percepción de disposición de los recursos, y las cuestiones normativas, con factores exógenos, como la influencia de los medios, la capacitación técnica, la influencia social y los servicios de extensión (figura 8).

Figura 8.

Modelo de comportamiento hacia prácticas agrícolas sostenibles



Fuente: elaboración propia a partir de Zeweld *et al.* (2017).

Enfoque conductual tecnológico

Otro de los enfoques utilizados para explicar los determinantes de la innovación agrícola es el que incorpora los modelos conductuales para predecir la intención o el uso de la tecnología, entendida como una forma de innovación. Estos modelos recurren a diversas teorías para explicar el comportamiento de los individuos. Una de ellas se relaciona con el modelo de aceptación de la tecnología (*technology acceptance model* [TAM]) desarrollado por Davis (1985, 1989), siendo uno de los modelos de comportamiento más usados para explicar los factores que motivan a los individuos a aceptar una tecnología (Ma y Liu, 2004). El TAM propone una relación entre factores externos y las creencias internas, actitudes e intenciones, tomando la teoría de la acción razonada (*theory of reasoned action* [TRA]) como lienzo para modelar las relaciones entre las variables. El modelo sugiere que los factores externos tienen efecto en la utilidad percibida y la facilidad de uso percibida que, a su vez, definen la actitud, la intención y el uso de una tecnología (Davis, 1989).

En el contexto agrícola, existen diversos autores que han investigado las intenciones de innovar de los agricultores en sus diversas formas, entre ellas el uso de tecnologías de la agricultura de precisión, la incorporación de prácticas orgánicas o

la adopción de prácticas sostenibles, considerando los factores propuestos en la TAM y la TPB (tabla 4).

Tabla 4.
Aportes en el campo de la innovación agrícola según el enfoque conductual tecnológico (TAM-TPB)

Teorías / modelos	Variable dependiente	Variable independiente	Literatura relacionada
TAM	Intención de uso de la agricultura de precisión	Actitud de confianza Utilidad percibida Beneficios netos percibidos Facilidad de uso percibida Nivel de educación Tamaño de la granja	Adrian <i>et al.</i> (2005)
TRA-TAM	Intención de uso de las tecnologías de agricultura de precisión	Actitud de confianza Capacidad de medición Capacidad de visualización de los efectos Facilidad de uso percibida Utilidad percibida Actitud hacia el uso	Rezaei-Moghaddam y Salehi (2010)
TAM	Uso de la tecnología en la agricultura	Utilidad percibida Facilidad de uso percibida Actitud Factores externos: cooperación, regulación, efectos observables, calidad de apoyo, información, compatibilidad Factores contextuales: género, edad, educación, tamaño de la tierra, propiedad de la tierra Otros factores: expectativa, ajuste de tecnología de tareas, acceso al crédito, acceso al mercado	Hasler <i>et al.</i> (2017)
TAM-TPB	Intención de utilizar prácticas agrícolas sostenibles	Conciencia percibida Facilidad de uso percibida Utilidad percibida Actitud Normas sociales Control de comportamiento percibido	Adnan <i>et al.</i> (2017)

(Continúa)

Teorías / modelos	Variable dependiente	Variable independiente	Literatura relacionada
TPB-TAM	Intención de adoptar prácticas agrícolas orgánicas	Actitudes Costos percibidos Utilidad percibida Resultados observables Calidad de los resultados percibida Presión interna percibida Presión externa percibida	Cakirli y Theuvsen (2020)
TAM-TPB	Intención de uso de la inteligencia artificial (IA) en la agricultura	Utilidad percibida Expectativa sobre los derechos de propiedad Percepción de la facilidad de uso Actitud personal Control comportamental percibido Normas sociales percibidas Innovación personal	Mohr y Kühl (2021)

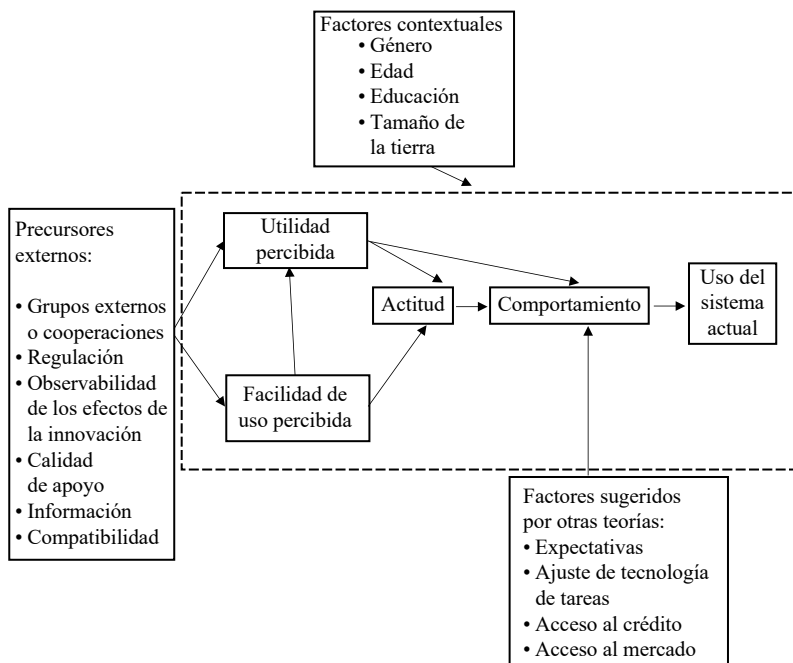
TAM: *technology acceptance model*; TRA: *theory of reasoned action*; TPB: *theory of planned behavior*.

Fuente: elaboración propia.

Por ejemplo, Hasler *et al.* (2017) realizan una revisión de la literatura de los trabajos relacionados con los determinantes del uso de fertilizantes ecoinnovadores en la agricultura utilizando la TAM, e identifican la incorporación de precursores externos que afectan la percepción de la facilidad de uso y la utilidad percibida de la innovación. Estos elementos analizados son la pertenencia del agricultor a una cooperativa, la regulación, la observabilidad de los efectos de la innovación, la calidad de apoyo para la aplicación de las innovaciones (aprendizaje, plataforma o capacitación técnica), la información disponible y la compatibilidad de la innovación con la infraestructura y el equipamiento existente. Todos estos elementos, incluso los que indican otras teorías (expectativas, acceso al crédito, acceso al mercado, etc.) y factores contextuales (género, edad, educación, tamaño de la tierra, propiedad de la tierra) pueden tener efectos sobre la aplicación de innovaciones tecnológicas (figura 9).

Figura 9.

Modelo adaptado de aceptación de la tecnología para uso de fertilizantes ecoinnovadores en la agricultura



Fuente: elaboración propia a partir de Hasler *et al.* (2017).

Otra de las teorías frecuentemente utilizadas para explicar a través de factores cognitivos la conducta del individuo hacia la innovación tecnológica es la teoría unificada de la aceptación y el uso de las tecnologías (*unified theory of acceptance and use of technology* [UTAUT]), la cual fue desarrollada por Venkatesh *et al.* (2003) como resultado de la validación de los constructos de varias teorías, entre ellas, TRA, TPB, TAM, la teoría de la difusión de la innovación, la teoría social cognitiva,⁴ la teoría de la motivación⁵ y el modelo de la utilización de la computadora.⁶ Según la UTAUT, existen cuatro determinantes de la intención y el uso de

⁴ La teoría social cognitiva propuesta por Bandura y National Inst of Mental Health (1986) explica qué factores ambientales, personales y comportamientos se determinan de forma recíproca (Long, 2010). Esta teoría también ha sido aplicada al uso de las tecnologías (Compeau y Higgins, 1999).

⁵ Davis *et al.* (1992) desarrollaron el modelo de motivación mediante el cual explican que el comportamiento de los individuos responde a motivaciones extrínsecas e intrínsecas.

⁶ El modelo de la utilización de la computadora refiere que el comportamiento de las personas está determinado por lo que están dispuestas a hacer (actitudes), lo que deberían (normas sociales), lo que regularmente hacen (hábitos) y por las consecuencias de su comportamiento. Este pensamiento tiene relación con otras teorías como la TRA y la TPB, y ha sido utilizada por autores como Thompson *et al.* (1991) y Triandis (1977).

las tecnologías: las expectativas de funcionamiento de la innovación (*performance expectancy*), las condiciones existentes que facilitan el uso (*facilitating conditions*), el grado de esfuerzo (*effort expectancy*) y las influencias sociales (*social influence*), así como variables como el género, la edad, la experiencia y la voluntad de uso que moderan las relaciones entre los determinantes y la intención de uso de las tecnologías.

Posteriormente, Venkatesh *et al.* (2012) amplían el alcance de su modelo a través de la UTAUT2, la cual es una teoría extendida de la UTAUT; en esta versión mejorada, se incorporan tres constructos adicionales que definen la intención y el uso de la tecnología: motivación hedónica, precio y hábito; además, se descarta la voluntad como un elemento moderador. Tanto la UTAUT como su versión extendida UTAUT2 han sido igualmente exploradas en el estudio del uso de las tecnologías en la producción agrícola (tabla 5). Por ejemplo, Alemu y Negash (2015) utilizan la UTAUT2 para identificar los factores que inciden en el uso de los sistemas de información de mercado basados en dispositivos móviles por parte de agricultores etíopes. Posteriormente, los autores comprueban que las expectativas de funcionamiento y de influencia social, las condiciones que facilitan el uso de la tecnología, así como el género y la edad de los agricultores, tienen un papel importante en las decisiones de adopción de la innovación. El trabajo de Han *et al.* (2021), que evalúa las motivaciones de los agricultores para adoptar herramientas de *marketing* por redes sociales, valida la teoría de la UTAUT e incorpora un elemento moderador adicional que incide en las intenciones de uso; este es la idoneidad del producto, construido bajo tres parámetros: heterogeneidad, valor de marca y valor agregado.

Tabla 5.
Aportes en el campo de la innovación agrícola según el enfoque conductual tecnológico (UTAUT-UTAUT2)

Teorías/ modelos	Variable dependiente	Variable independiente	Literatura relacionada
UTAUT2	Intención y uso de los sistemas de información de mercado basados en dispositivos móviles	Expectativa de funcionamiento Expectativa de esfuerzo Influencia social Disfrute percibido Precio Condiciones que facilitan el uso Hábito	Alemu y Negash (2015)

(Continúa)

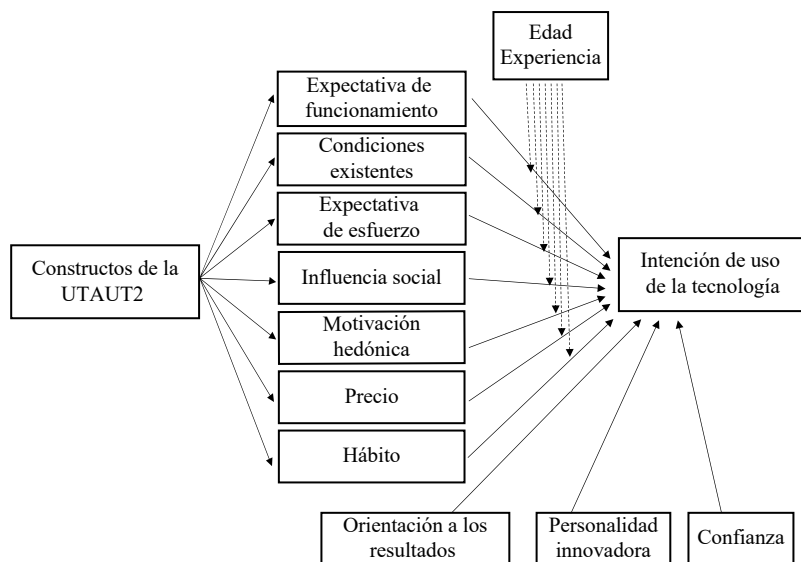
Teorías/ modelos	Variable dependiente	Variable independiente	Literatura relacionada
UTAUT2	Intención de adoptar el servicio de mensajería móvil	Expectativa de funcionamiento Expectativa de esfuerzo Influencia social Condiciones que facilitan el uso Motivación hedónica Precio Hábito Personalidad innovadora Confianza Orientación a los resultados	Beza <i>et al.</i> (2018)
UTAUT	Intención de usar las tecnologías de la información y de la comunicación (TIC)	Expectativa de funcionamiento Expectativa de esfuerzo Influencia social Resistencia a la innovación	Lee y Heo (2019)
UTAUT	Intención de uso del servicio de drones agrícolas	Expectativa de funcionamiento Expectativa de esfuerzo Influencia social Condiciones que facilitan el uso Beneficios percibidos: económico, práctico y conveniente	Lee y Heo (2020)
UTAUT	Intención y uso de herramientas de <i>marketing</i> en redes sociales	Expectativa de funcionamiento Expectativa de esfuerzo Influencia social Condiciones que facilitan el uso Género Edad Idoneidad del producto	Han <i>et al.</i> (2021)
UTAUT2	Intención de adoptar aplicaciones de celular relacionadas con la agricultura	Expectativa de funcionamiento Expectativa de esfuerzo Influencia social Condiciones que facilitan el uso Orientación a los resultados Personalidad innovadora Confianza	Molina-Maturano <i>et al.</i> (2021)

UTAUT: *unified theory of acceptance and use of technology*.
Fuente: elaboración propia.

Beza *et al.* (2018) investigan la intención de los agricultores etíopes de adoptar un servicio de mensajería móvil a través del cual reciban información de interés para su actividad productiva, utilizando el modelo adaptado de la UTAUT2. En dicho modelo, la intención de innovar de los agricultores se mide a través de los constructos que indica la UTAUT2: expectativas de funcionamiento de la innovación, condiciones existentes que facilitan el uso, grado de esfuerzo e influencias sociales, motivación hedónica, precio, hábito y, además, otros constructos propuestos por los autores: la personalidad innovadora (*personal innovativeness*), la confianza (*Trust*) y la orientación a los resultados (*mastery goal orientation*). Finalmente, se incluyen dos variables que moderan la relación de los factores de la UTAUT2 con la intención: el género y la edad del agricultor (figura 10). De todos los factores estudiados, los más significativos en la investigación de los autores fueron las expectativas de funcionamiento de la innovación, el grado de esfuerzo, el precio y la confianza.

Figura 10.

Criterios que determinan la intención de usar una nueva tecnología



UTAUT: *unified theory of acceptance and use of technology*.

Fuente: elaboración propia a partir de Beza *et al.* (2018).

Enfoque de satisfacción, lealtad y compromiso

Por otro, existe literatura del área del *marketing* que ha aportado al entendimiento de la innovación, la cual puede relacionarse, más que con un hecho aislado y único, con un proceso de satisfacción y lealtad que define el uso sostenido y la intensidad de este, con énfasis en un enfoque más relacional que transaccional (Montes de Oca *et al.*, 2021).

La perspectiva de la satisfacción-lealtad implica un análisis conductual mediante el cual se reconoce que existen factores que influyen en el nivel de satisfacción del individuo, lo que, a su vez, determina su lealtad (uso repetido) hacia el consumo de ciertos productos o servicios. Existen modelos como el Swedish Customer Satisfaction Barometer (SCSB),⁷ el American Customer Satisfaction Index (ACSI)⁸ y el European Customer Satisfaction Index (ECSI)⁹ que identifican diversos factores cognitivos, entre ellos, la percepción de la calidad y el desempeño del producto o servicio, las expectativas del consumidor, el valor percibido y el nivel de descontento, como influyentes en el grado de satisfacción y lealtad de los consumidores.

Las teorías de satisfacción del consumidor ofrecen la posibilidad de explicar el uso continuo y la intensidad de uso de las innovaciones agrícolas (Montes de Oca *et al.*, 2021). Por ejemplo, si los agricultores están satisfechos con el desempeño de una tecnología agrícola, es más probable que generen lealtad hacia ella a través de su uso continuo o la recomienden a otros agricultores (Kassem *et al.*, 2021).

Si bien la utilización de las teorías de la satisfacción para analizar el uso de la innovación agrícola no es muy común en la literatura científica, existen investigaciones en las cuales se ha determinado la influencia de ciertos factores que inciden en la satisfacción y lealtad de los agricultores hacia prácticas de innovación, tales como el uso de sistemas de microirrigación agrícola, el uso de un seguro de cosechas, el empleo de nueva infraestructura rural o la pertenencia a una cooperativa agrícola (tabla 6).

Tabla 6.
Aportes en el campo de la innovación agrícola según el enfoque de satisfacción, lealtad y compromiso

Teorías/ modelos	Variable dependiente	Variable independiente	Literatura relacionada
ACSI	Satisfacción y lealtad en el uso de seguro de cosechas	Expectativa del consumidor Calidad percibida Valor percibido	Yazdanpanah <i>et al.</i> (2013)
Teorías de la satisfacción	Satisfacción/continuidad de pertenecer a una cooperativa agrícola	Información Control Confianza	Arcas-Lario <i>et al.</i> (2014)

(Continúa)

⁷ De acuerdo con el modelo Swedish Customer Satisfaction Barometer (SCSB), el desempeño (valor) percibido por los consumidores y sus expectativas determinan la satisfacción, que, junto con el nivel de descontento, determinan la lealtad de los consumidores (Johnson *et al.*, 2001).

⁸ El modelo American Customer Satisfaction Index (ACSI) indica que el nivel de satisfacción de los consumidores depende de la calidad percibida del producto/servicio, el valor percibido y las expectativas. La satisfacción y el nivel de descontento determinan la lealtad de los consumidores (Hsu, 2008; Johnson *et al.*, 2001).

⁹ Este modelo estudia las relaciones de siete constructos: imagen, expectativas, calidad percibida del producto, calidad percibida del servicio, valor percibido, satisfacción y lealtad (Revilla-Camacho *et al.*, 2017).

Teorías/ modelos	Variable dependiente	Variable independiente	Literatura relacionada
ACSI	Satisfacción en el uso de nueva infraestructura rural	Imagen de la infraestructura rural Expectativa del agricultor Percepción de calidad Percepción del valor	Chen <i>et al.</i> (2018)
Teorías de la satisfacción	Lealtad	Calidad de la experiencia Satisfacción Confianza Compromiso con la práctica recurrente	Montes de Oca <i>et al.</i> (2021)
Teorías de la satisfacción	Compromiso afectivo Compromiso normativo Compromiso de continuidad	Satisfacción Experiencia laboral, habilidades y competencias Presión familiar y cultural Soporte institucional-norma de reciprocidad Nivel de inversión Costos de transferencia Disponibilidad de alternativas	Montes de Oca <i>et al.</i> (2021)
ECSI	Lealtad hacia el uso del sistema de microirrigación agrícola	Valor percibido Imagen Expectativa Calidad percibida del <i>hardware</i> Cualificación percibida del recurso humano	Rouzaneh <i>et al.</i> (2021)

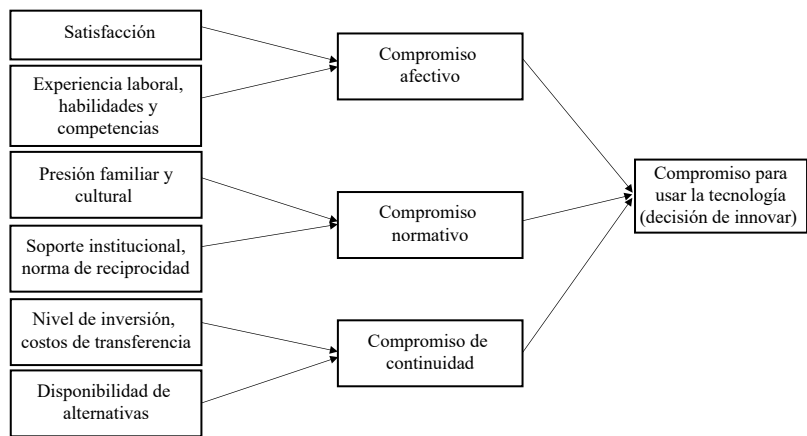
ACSI: American Customer Satisfaction Index; ECSI: European Customer Satisfaction Index.

Fuente: elaboración propia.

Además de la satisfacción, la propensión al compromiso es un recurso que se ha utilizado para explicar las decisiones de innovación. El modelo de variables que afectan el compromiso (*commitment*) hacia una práctica o tecnología, propuesto por Montes de Oca *et al.* (2021) utilizando el modelo de compromiso organizacional (*organizational commitment*) de Meyer y Allen (1991), identifican factores, tanto endógenos como exógenos, que pueden influir en la decisión de los agricultores para aplicar tecnologías o innovaciones en sus cultivos.

Por un lado, el agricultor puede responder a un compromiso afectivo que está determinado por factores personales, como la satisfacción o la experiencia previa en la actividad; por otro, responde al compromiso normativo que es el resultado de la presión cultural o familiar y del soporte institucional en su sector; por último, responde al compromiso de continuidad que está determinado por el nivel de inversión, los costos operativos y la disponibilidad de oportunidades de innovación (figura 11).

Figura 11.
Variables que afectan el compromiso (decisión) hacia el uso de una práctica o tecnología existente



Fuente: elaboración propia a partir de Montes de Oca *et al.* (2021).

Enfoque de factores socioeconómicos

La innovación puede analizarse desde el enfoque de la intención entendida como un posible comportamiento futuro y, asimismo, como un acto consumado, a través del estudio de los factores que inciden en la decisión del agricultor de haber innovado. Estos elementos pueden estar relacionados con las características propias del agricultor, como su edad, nivel de educación, género o conocimientos que posee, además, con las características de su actividad productiva, considerando elementos como el tamaño de la granja, la geografía, el tipo de tenencia de la tierra, la calidad del suelo, los rendimientos económicos obtenidos, entre otros, igualmente, puede existir una relación entre la innovación y los factores institucionales, económicos y gubernamentales, tales como el acceso a servicios de extensión, mecanismos de cooperatividad, financiación, apoyo público, entre otros (tabla 7).

Tabla 7.

Aportes en el campo de la innovación agrícola según el enfoque socioeconómico contextual

Variable dependiente	Variable independiente		Literatura relacionada
	Características del agricultor	Características de la actividad y el entorno	
Innovación a través de la agricultura orgánica	• Experiencia • Edad • Género • Nivel de educación • Actitud • Conocimiento de la actividad productiva • Conocimiento e información sobre el mercado	• Ingresos • Rendimientos • Cooperación • Tamaño de la granja • Servicios de extensión • Apoyo del Gobierno • Certificaciones • Tamaño del mercado • Carga de trabajo • Costos	Soltani <i>et al.</i> (2014)
Adopción de tecnologías de agricultura de precisión	• Edad • Confianza informática • Información obtenida (a través de servicios de extensión, proveedor de servicios, Vendedores de tecnología) • Educación	• Geografía • Tamaño de la granja • Calidad del suelo • Ingresos • Propiedad y tenencia de la tierra • Tiempo de dedicación a la actividad productiva	Pierpaoli <i>et al.</i> (2013)
Innovación en empresas agrícolas	Nivel de educación	• Tamaño de la granja • Propiedad de la tierra • Cooperación en I+D • Nexos con organizaciones científicas (universidades, institutos o laboratorios de investigación) y no científicas • Cooperación con otros agricultores • Cooperación con proveedores o distribuidores	Aboal <i>et al.</i> (2018)
Uso de tecnologías para la agricultura de precisión	• Edad • Nivel de educación • Género	• Tamaño de la granja • Nivel de producción • Acceso al internet • Página web	Bucci <i>et al.</i> (2019)

(Continúa)

Variable dependiente	Variable independiente		Literatura relacionada
	Características del agricultor	Características de la actividad y el entorno	
Uso de teléfonos inteligentes para el manejo de la granja	• Edad • Nivel de educación • Género • Alfabetización informática • Personalidad innovadora	• Tamaño de la granja • Diversificación de la granja • Ubicación de la granja	Michels <i>et al.</i> (2020)
Innovación en la explotación agrícola	• Edad • Nivel de educación	• Tamaño de la granja • Propiedad de la tierra • Variabilidad climática • Financiamiento público	Bouزيد <i>et al.</i> (2020)
Intención de innovar en empresas agroalimentarias	No presenta	• Tendencia de la firma a innovar • Tamaño de la empresa Ventajas de la innovación (mercados): • Crecimiento • Nuevos mercados • Calidad Ventajas de la innovación (a lo interno): • Reducción de costos • Reglas • Tiempos de respuesta y de intercambio de información • Empleo calificado Restricción a la innovación: • Competencia	Martínez-Filgueira <i>et al.</i> (2022)

Fuente: elaboración propia.

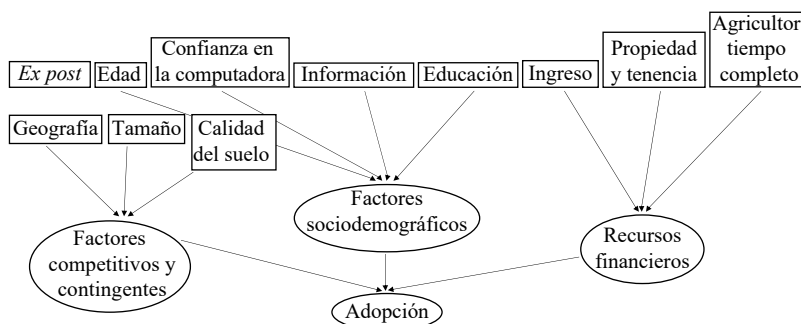
Pierpaoli *et al.* (2013) en una revisión de la literatura sobre innovaciones utilizando agricultura de precisión reconocen dos tipos de escenarios: el *ex ante* y el *ex post* de la innovación. En el primer caso, la actitud hacia el uso de tecnologías en la producción agrícola está determinada por a) factores sociodemográficos (rasgos sociales, edad, experiencia previa, educación, confianza), b) factores contingentes y competitivos (tamaño de la granja, medición y observabilidad de los efectos de la innovación, condiciones que facilitan el uso, percepción de la facilidad de uso de

la innovación) y c) recursos financieros (costos, percepción de beneficios, utilidad percibida de la innovación).

Por otro lado, en el escenario *ex post* que analizan Pierpaoli *et al.* (2013), se identifican elementos que han contribuido de manera fáctica al desarrollo de la innovación. Estos son de tipo a) sociodemográficos (edad, confianza informática, información, educación), b) contingentes y competitivos (geografía, tamaño de la granja, calidad del suelo) y c) recursos financieros (ingresos, propiedad y tenencia de la tierra, tiempo de dedicación a la actividad productiva) (figura 12).

Figura 12.

Factores que determinan la adopción de tecnologías de agricultura de precisión en un escenario *ex post*



Fuente: elaboración propia a partir de Pierpaoli *et al.* (2013).

El enfoque socioeconómico contextual tiene una perspectiva de análisis de la innovación más objetiva que subjetiva, para responder con criterios comprobables a qué elementos pueden influir en la decisión de innovar de los agricultores.

CONCLUSIONES

La innovación resulta clave para el desarrollo del sector agrícola. En sus diversas formas, la innovación agrícola permite la creación de nuevos productos, mejora en los procesos de cultivo y comercialización, así como cambios favorables en las organizaciones para promover la eficiencia y rentabilidad. La propuesta de la clasificación de los modelos de innovación que se hace es un mecanismo para organizar los diversos enfoques de análisis de la innovación agrícola, así como reconocer los factores que determinan la aplicación de cambios y mejoras en la producción primaria. Esto facilita la aplicación empírica de las teorías en los diferentes contextos mundiales.

Cada uno de los enfoques tiene su aporte en el análisis del fenómeno de la innovación en sus diferentes facetas. El enfoque lineal parte de la perspectiva de la innovación como un proceso consecutivo que se inicia, desde la necesidad o la oportunidad tecnológica, hasta la puesta en marcha y difusión de mejores prácticas.

En cambio, el enfoque de fuentes, actores y relaciones presenta este proceso como un sistema integrado por participantes que interactúan entre sí. El papel del agricultor no es aislado, forma parte de un ecosistema que transmite conocimientos y recursos clave para desarrollar la innovación.

El enfoque cognitivo-conductual y tecnológico reconoce la innovación desde la intención de llevarla a cabo. Indagar los aspectos psicológicos que tienen mayor influencia en la decisión del agricultor de innovar o de aplicar específicamente una nueva tecnología puede ser muy útil para entender, desde una etapa temprana, el fenómeno de la innovación agrícola, pero puede tornarse limitante al no reconocer objetivamente los aspectos que inciden en el proceso de ejecución de la innovación.

En el enfoque de satisfacción, lealtad y compromiso, la innovación se analiza como un acto frecuente o leal, que está determinado por diversos criterios valorados por el individuo en torno a la satisfacción y confianza que percibe en el uso de la innovación, desde un punto de vista subjetivo.

Finalmente, el enfoque socioeconómico representa una visión objetiva de la innovación que relaciona las características individuales, los resultados de la actividad agrícola y el entorno institucional de quienes han innovado. Desde esta perspectiva, se deja a un lado la percepción de los agricultores; más bien, se busca entender cuáles son las condiciones económicas y sociales que facilitan la innovación en la agricultura. Estos hallazgos pueden resultar útiles para entender cómo fortalecer los ecosistemas nacionales de innovación en los países y, particularmente, para promover la innovación en el sector agrícola.

Este artículo que propone una clasificación de la literatura relacionada con la innovación agrícola es un aporte recursivo al estudio del tema utilizando diversas perspectivas que no son excluyentes entre sí. A través de esta investigación, se demuestra que la innovación es un fenómeno de interés en las ciencias económicas y sociales, y que puede estudiarse utilizando teorías (de carácter subjetivo y objetivo) que han sido útiles para explicar, igualmente, otros importantes fenómenos.

Resulta imprescindible seguir indagando el entendimiento de la innovación como un elemento clave para el desarrollo de las economías y obtener hallazgos a partir de los diferentes contextos agrícolas. La elaboración de este estudio permitió evidenciar que la mayor parte de la investigación proviene de países de alto desarrollo, donde se destinan recursos para la investigación y hace falta fortalecer el estudio de la innovación y sus implicaciones en América Latina, donde la producción agrícola es el corazón de la matriz productiva de estos países, incorporando la situación y características propias de la región.

REFERENCIAS

1. Aboal, D., Mondelli, M., & Vairo, M. (2018). Innovation and productivity in agricultural firms: Evidence from a country-wide farm-level innovation survey. *Economics of Innovation and New Technology*, 28(6), 616-634. <https://doi.org/10.1080/10438599.2018.1546558>
2. Adnan, N., Nordin, S. M., & bin Abu Bakar, Z. (2017). Understanding and facilitating sustainable agricultural practice: A comprehensive analysis of adoption behaviour among Malaysian paddy farmers. *Land Use Policy*, 68, 372-382. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2017.07.046>
3. Adrian, A. M., Norwood, S. H., & Mask, P. L. (2005). Producers' perceptions and attitudes toward precision agriculture technologies. *Computers and Electronics in Agriculture*, 48, 256-271. <https://doi.org/10.1016/j.compag.2005.04.004>
4. Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179-211. [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(91\)90020-T](https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T)
5. Alemu, D., & Negash, S. (2015). Mobile information system for small-scale rural farmers. En *2015 IEEE Technological Innovation in ICT for Agriculture and Rural Development (TIAR)* (pp. 79-83). IEEE. <https://doi.org/10.1109/TIAR.2015.7358535>
6. Anandajayasekeram, P. (2011). *The role of agricultural r&d within the agricultural innovations systems framework*. International Food Policy Research Institute.
7. Arcas-Lario, N., Martín-Ugedo, J. F., & Mínguez-Vera, A. (2014). Farmers' satisfaction with fresh fruit and vegetable marketing Spanish cooperatives: An explanation from agency theory. *International Food and Agribusiness Management Review*, 17(1), 127-146. <http://doi.org/10.22004/ag.econ.163357>
8. Ataei, P., Gholamrezai, S., Movahedi, R., & Aliabadi, V. (2021). An analysis of farmers' intention to use green pesticides: The application of the extended theory of planned behavior and health belief model. *Journal of Rural Studies*, 81, 374-384. <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2020.11.003>
9. Bandura, A., & National Inst of Mental Health. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Prentice-Hall.
10. Bellotti, B., & Rochecouste, J. F. (2014). The development of conservation agriculture in Australia: Farmers as innovators. *International Soil and Water Conservation Research*, 2(1), 21-34. [https://doi.org/10.1016/S2095-6339\(15\)30011-3](https://doi.org/10.1016/S2095-6339(15)30011-3)
11. Bentivoglio, D., Bucci, G., Belletti, M., & Finco, A. (2022). A theoretical framework on network's dynamics for precision agriculture technologies adoption. *Revista de Economía e Sociología Rural*, 60(4), e245721. <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.245721>

12. Beza, E., Reidsma, P., Poortvliet, P. M., Belay, M. M., Bijen, B. S., & Kooistra, L. (2018). Exploring farmers' intentions to adopt mobile Short Message Service (SMS) for citizen science in agriculture. *Computers and Electronics in Agriculture*, 151, 295-310. <https://doi.org/10.1016/j.compag.2018.06.015>
13. Biggs, S. D. (1990). A multiple source of innovation model of agricultural research and technology promotion. *World Development*, 18(11), 1481-1499. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(90\)90038-Y](https://doi.org/10.1016/0305-750X(90)90038-Y)
14. Borges, J. A. R., & Lansink, A. G. O. (2016). Identifying psychological factors that determine cattle farmers' intention to use improved natural grassland. *Journal of Environmental Psychology*, 45, 89-96. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2015.12.001>
15. Borges, J. A. R., Lansink, A. G. O., & Emvalomatis, G. (2019). Adoption of innovation in agriculture: A critical review of economic and psychological models. *International Journal of Innovation and Sustainable Development*, 13(1), 36-56. <https://doi.org/10.1504/IJISD.2019.096705>
16. Bouzid, A., Boudedja, K., Cheriet, F., Bouchetara, M., & Mellal, A. (2020). Facteurs influençant l'adoption de l'innovation en agriculture en Algérie. Cas de deux cultures stratégiques: le blé dur et la pomme de terre. *Cahiers Agricultures*, 29(15). <https://doi.org/10.1051/cagri/2020013>
17. Bucci, G., Bentivoglio, D., & Finco, A. (2019). Factors affecting ICT adoption in agriculture: A case study in Italy. *Calitatea*, 20(S2), 122-129.
18. Cakirli Akyüz, N., & Theuvsen, L. (2020). The impact of behavioral drivers on adoption of sustainable agricultural practices: The case of organic farming in Turkey. *Sustainability*, 12(17). <https://doi.org/10.3390/su12176875>
19. Chave, M., Ozier-Lafontaine, H., & Noël, Y. (2012). Towards agricultural innovation systems: Designing an operational interface. *Outlook on Agriculture*, 41(2), 81-86. <https://doi.org/10.5367/oa.2012.0090>
20. Chen, C., Ao, Y., Wang, Y., & Li, J. (2018). Performance appraisal method for rural infrastructure construction based on public satisfaction. *PLoS One*, 13(10), e0204563. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0204563>
21. Chung, S. (2002). Building a national innovation system through regional innovation systems. *Technovation*, 22(8), 485-491. [https://doi.org/10.1016/S0166-4972\(01\)00035-9](https://doi.org/10.1016/S0166-4972(01)00035-9)
22. Compaoré Sawadogo, E. M., & Sawadogo, N. (2018). Capacity development for agricultural innovation systems in Burkina Faso: What's New with CDAIS Project? En *Innovation and Interdisciplinary Solutions for Underserved Areas: First International Conference, InterSol 2017 and Sixth Colloque National sur la Recherche en Informatique et ses Applications, CNRIA 2017, Dakar, Senegal, April 11-12, 2017, Proceedings 1* (pp. 150-155). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-72965-7_14

23. Compeau, D. R., & Higgins, C. A. (1999). Social cognitive theory and individual reactions to computing technology: A longitudinal study. *MIS Quarterly*, 23(2), 145-158. <https://doi.org/10.2307/249749>
24. Davis, F. D. (1985). *A technology acceptance model for empirically testing new end-user information systems: Theory and results* [tesis doctoral, Massachusetts Institute of Technology]. <https://dspace.mit.edu/bitstream/handle/1721.1/15192/14927137-MIT.pdf>
25. Davis, F. D. (1989). Perceived usefulness, perceived ease of use, and user acceptance. *Management Information Systems Quarterly*, 13(3), 319-340. <https://doi.org/10.2307/249008>
26. Davis, F. D., Bagozzi, R. P., & Warshaw, P. R. (1992). Extrinsic and intrinsic motivation to use computers in the workplace. *Journal of Applied Social Psychology*, 22(14), 1111-1132. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1992.tb00945.x>
27. Fishbein, M., & Ajzen, I. (1975). *Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research*. Addison-Wesley.
28. Food and Agriculture Organization of the United Nations. (2014). *The State of Food and Agriculture 2014 in Brief*. <https://openknowledge.fao.org/server/api/core/bitstreams/f6b32ac3-74c8-4c4b-ac6b-60a21d74202f/content>
29. Food and Agriculture Organization of the United Nations. (2021, 17 de octubre). *Ciencia, tecnología e innovación*. <https://www.fao.org/innovation/es/>
30. Freeman, C. (1982). *The economics of industrial innovation*. 2.^a ed. Francis Pinter.
31. Han, H., Xiong, J., & Zhao, K. (2022). Digital inclusion in social media marketing adoption: The role of product suitability in the agriculture sector. *Information Systems and e-Business Management*, 20(4), 657-683. <https://doi.org/10.1007/s10257-021-00522-7>
32. Hasler, K., Olf, H. W., Omta, O., & Bröring, S. (2017). Drivers for the adoption of different eco-innovation types in the fertilizer sector: A review. *Sustainability*, 9(12). <https://doi.org/10.3390/su9122216>
33. Hernández-Pérez, J. L. (2019). Sistema de innovación agrícola como estrategia de competitividad de los productores sonorenses en el contexto del TLCAN. *Estudios Sociales: Revista de Alimentación Contemporánea y Desarrollo Regional*, 29(54). <https://doi.org/10.24836/es.v29i54.828>
34. Hsu, S. H. (2008). Developing an index for online customer satisfaction: Adaptation of American Customer Satisfaction Index. *Expert Systems with Applications*, 34(4), 3033-3042. <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2007.06.036>
35. Jarrett, F. G. (1985). Sources and models of agricultural innovation in developed and developing countries. *Agricultural Administration*, 18(4), 217-234. [https://doi.org/10.1016/0309-586X\(85\)90092-5](https://doi.org/10.1016/0309-586X(85)90092-5)

36. Johnson, M. D., Gustafsson, A., Andreassen, T. W., Lervik, L., & Cha, J. (2001). The evolution and future of national customer satisfaction index models. *Journal of Economic Psychology*, 22(2), 217-245. [https://doi.org/10.1016/S0167-4870\(01\)00030-7](https://doi.org/10.1016/S0167-4870(01)00030-7).
37. Jonggon, Y. (2016). A study on farmer's intention regarding organic agriculture: an application of the planned behavior theory. *Korea Journal of Organic Agriculture*, 24(1), 29-44. <https://doi.org/10.11625/KJOA.2016.24.1.29>
38. Kassem, H. S., Alotaibi, B. A., Muddassir, M., & Herab, A. (2021). Factors influencing farmers' satisfaction with the quality of agricultural extension services. *Evaluation and Program Planning*, 85, 101912. <https://doi.org/10.1016/j.evalprogplan.2021.101912>
39. Klerkx, L., Schut, M., Leeuwis, C., & Kilelu, C. (2012). Advances in knowledge brokering in the agricultural sector: Towards innovation system facilitation. *Ids Bulletin*, 43(5), 53-60. <https://doi.org/10.1111/j.1759-5436.2012.00363.x>
40. Lee, J. D., & Heo, C. M. (2020). The effect of technology acceptance factors on behavioral intention for agricultural drone service by mediating effect of perceived benefits. *Journal of Digital Convergence*, 18(8), 151-167. <https://doi.org/10.14400/JDC.2020.18.8.151>
41. Lee, T. Y., & Heo, C. M. (2019). A study on the influence of acceptance factors of ICT convergence technology on the intention of acceptance in agriculture: Focusing on the moderating effect of innovation resistance. *Journal of Digital Convergence*, 17(9), 115-126. <https://doi.org/10.14400/JDC.2019.17.9.115>
42. Levidow, L. (2011). *Agricultural innovation: Sustaining what agriculture? For what european bio-economy? Project-wide final report*. Co-operative Research on Environmental Problems in Europe. https://www.tni.org/files/download/CREPE_Final_Report.pdf
43. Long, L. (2010). *A critical review of technology acceptance literature*. Southwest Decision Sciences Institute, Grambling State University.
44. Lundvall, B. A. (2016). Product innovation and user-producer interaction. En *The learning economy and the economics of hope* (pp. 19-60). Anthem Press. <https://library.oapen.org/bitstream/handle/20.500.12657/31613/1/626406.pdf#page=36>
45. Ma, Q., & Liu, L. (2004). The technology acceptance model: A meta-analysis of empirical findings. *Journal of Organizational and End User Computing (JOEUC)*, 16(1), 59-72.
46. Martínez-Filgueira, X. M., Peón, D., & López-Iglesias, E. (2022). Determinants of innovation by agri-food firms in rural Spain: An MCA PLS-SEM analysis. *International Food and Agribusiness Management Review*, 25(1), 103-120. <https://doi.org/10.22434/IFAMR2021.0015>

47. Martínez-García, C. G., Arriaga-Jordán, C. M., Dorward, P., Rehman, T., & Rayas-Amor, A. A. (2018). Using a socio-psychological model to identify and understand factors influencing the use and adoption of a successful innovation by small-scale dairy farmers of central Mexico. *Experimental Agriculture*, 54(1), 142-159. <https://doi.org/10.1017/S0014479716000776>
48. Meijerink, G., & Roza, P. (2007). The role of agriculture in development. *Markets, Chains and Sustainable Development*, 5. <https://edepot.wur.nl/690>
49. Menozzi, D., Fioravanzi, M., & Donati, M. (2015). Farmer's motivation to adopt sustainable agricultural practices. *Bio-based and Applied Economics*, 4(2), 125-147. <https://doi.org/10.13128/BAE-14776>
50. Meyer, J. P., & Allen, N. J. (1991). A three-component conceptualization of organizational commitment. *Human Resource Management Review*, 1(1), 61-89. [https://doi.org/10.1016/1053-4822\(91\)90011-Z](https://doi.org/10.1016/1053-4822(91)90011-Z)
51. Michels, M., Fecke, W., Feil, J. H., Musshoff, O., Pigisch, J., & Krone, S. (2020). Smartphone adoption and use in agriculture: Empirical evidence from Germany. *Precision Agriculture*, 21, 403-425. <https://doi.org/10.1007/s11119-019-09675-5>
52. Mohr, S. y Köhl, R. (2021). Acceptance of artificial intelligence in German agriculture: An application of the technology acceptance model and the theory of planned behavior. *Precision Agriculture*, 22(6), 1816-1844. <https://doi.org/10.1007/s11119-021-09814-x>
53. Molina-Maturano, J., Verhulst, N., Tur-Cardona, J., Güereña, D. T., Gardeazábal-Monsalve, A., Govaerts, B., & Speelman, S. (2021). Understanding smallholder farmers' intention to adopt agricultural apps: The role of mastery approach and innovation hubs in Mexico. *Agronomy*, 11(2). <https://doi.org/10.3390/agronomy11020194>
54. Montes de Oca Munguía, O., Pannell, D. J., & Llewellyn, R. (2021). Understanding the adoption of innovations in agriculture: A review of selected conceptual models. *Agronomy*, 11(1). <https://doi.org/10.3390/agronomy11010139>
55. Nemet, G. F. (2009). Demand-pull, technology-push, and government-led incentives for non-incremental technical change. *Research Policy*, 38(5), 700-709. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2009.01.004>
56. Nguyen, N., & Drakou, E. (2021). Farmers' intention to adopt sustainable agriculture hinges on climate awareness: The case of Vietnamese coffee. *Journal of Cleaner Production*, 303, 126828. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.126828>
57. Ouyang, L., & You, D. (2019). Measurement method of economic difference of export-oriented green innovation economy in coastal cities based on taier index. *Journal of coastal Research*, 93(SI), 817-823. <https://doi.org/10.2112/SI93-115.1>

58. Pardey, P., Alston, J., & Ruttan, V. (2010). The economics of innovation and technical change in agriculture. En *Handbook of the economics of innovation* (pp. 940-957). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(10\)02006-X](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(10)02006-X)
59. Pierpaoli, E., Carli, G., Pignatti, E., & Canavari, M. (2013). Drivers of precision agriculture technologies adoption: A literature review. *Procedia Technology*, 8, 61-69. <https://doi.org/10.1016/j.protcy.2013.11.010>
60. Pigford, A. A. E., Hickey, G. M., & Klerkx, L. (2018). Beyond agricultural innovation systems? Exploring an agricultural innovation ecosystems approach for niche design and development in sustainability transitions. *Agricultural Systems*, 164, 116-121. <https://doi.org/10.1016/j.agsy.2018.04.007>
61. Piva, M., & Vivarelli, M. (2007). Is demand-pulled innovation equally important in different groups of firms? *Cambridge Journal of Economics*, 31(5), 691-710. <https://doi.org/10.1093/cje/bem010>
62. Revilla-Camacho, M. Á., Cossío-Silva, F. J., & Palacios-Florencio, B. (2017). Corporate responsibility under the ECSI model: An application in the hotel sector. *European Research on Management and Business Economics*, 23(1), 23-32. <https://doi.org/10.1016/j.iemeen.2016.07.003>
63. Rezaei-Moghaddam, K., & Salehi, S. (2010). Agricultural specialists' intention toward precision agriculture technologies: Integrating innovation characteristics to technology acceptance model. *African Journal of Agricultural Research*, 5(11), 1191-1199. https://academicjournals.org/article/article1380872804_Moghaddam%20and%20Salehi.pdf
64. Rogers, E. M. (2003). *Diffusions of innovations* (5.^a ed.). Free Press.
65. Rogers, E. M., Singhal, A., & Quinlan, M. M. (2014). Diffusion of innovations. En D. W. Stacks, & M. B. Salwen(eds.), *An integrated approach to communication theory and research* (pp. 432-448). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203887011>
66. Rothwell, R. (1994). Towards the fifth-generation innovation process. *International Marketing Review*, 11(1), 7-31. <https://doi.org/10.1108/02651339410057491>
67. Rouzaneh, D., Yazdanpanah, M., & Jahromi, A. B. (2021). Evaluating micro-irrigation system performance through assessment of farmers' satisfaction: Implications for adoption, longevity, and water use efficiency. *Agricultural Water Management*, 246, 106655. <https://doi.org/10.1016/j.agwat.2020.106655>
68. Schmookler, J. (1966). *Invention and economic growth*. Harvard University Press.

69. Schumpeter, J. A. (1934). *The theory of economic development: An inquiry into profit, capital, credit, interest, and the business cycle*. Oxford University Press.
70. Soltani, S., Azadi, H., Mahmoudi, H., & Witlox, F. (2014). Organic agriculture in Iran: Farmers' barriers to and factors influencing adoption. *Renewable Agriculture and Food Systems*, 29(2), 126-134. <https://doi.org/10.1017/S1742170513000069>
71. Sonnino, A., & Ruane, J. (2013). La innovación en agricultura como herramienta de la política de seguridad alimentaria: El caso de las biotecnologías agrícolas. En E. Hodson y T. Zamudio (eds.), *Biotecnologías e innovación: El compromiso social de la ciencia* (pp. 25-52). Pontificia Universidad Javeriana.
72. Tadesse, B., & Batra, G. S. (2015). Application of the TPB to predicting entrepreneurial intention of students: Evidence from Ethiopia. *IOSR Journal of Business and Management (IOSR-JBM)*, 22-29. <https://www.iosr-journals.org/iosr-jbm/papers/Conf.15010/Volume%201/4.%2022-29.pdf>
73. The World Bank. (2007). *Enhancing agricultural innovation: How to go beyond the strengthening of research systems*. <https://documents1.worldbank.org/curated/ar/864351468325269468/pdf/379000Enhancin101OFFICIAL0USE0ONLY1.pdf>
74. Thompson, R., Higgins, C., & Howell, J. (1991). Personal computing: Toward a conceptual model of utilization. *MIS Quarterly*, 15(1), 124-43. <https://doi.org/10.2307/249443>
75. Török, Á., Tóth, J., & Balogh, J. M. (2019). Push or Pull? The nature of innovation process in the Hungarian food SMEs. *Journal of Innovation & Knowledge*, 4(4), 234-239.
76. Triandis, H. (1977). *Interpersonal behavior*. Brooks/Cole.
77. Urbizagástegui-Alvarado, R. (2019). El modelo de difusión de innovaciones de Rogers en la bibliometría mexicana. *Palabra Clave*, 9(1), 71-71. <https://doi.org/10.24215/18539912e071>
78. Venkatesh, V., Morris, M. G., Davis, G. B., & Davis, F. D. (2003). User acceptance of information technology: Toward a unified view. *MIS Quarterly*, 27(3), 425-478. <https://doi.org/10.2307/30036540>
79. Venkatesh, V., Thong, J. Y., & Xu, X. (2012). Consumer acceptance and use of information technology: Extending the unified theory of acceptance and use of technology. *MIS Quarterly*, 36(1), 157-178. <https://doi.org/10.2307/41410412>
80. Villalobos, V., García, M., & Ávila, F. (coords.) (2017). *La innovación para el logro de una agricultura competitiva, sustentable e inclusiva*. Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura. <https://repositorio.iica.int/bitstream/handle/11324/6146/BVE17099261e.pdf;jsessionid=CA0BCCFACF23E4EEBB4BCE32BE002EC5?sequence=1>

81. Wollni, M., Lee, D. R., & Thies, J. E. (2010). Conservation agriculture, organic marketing, and collective action in the Honduran hillsides. *Agricultural Economics*, 41(3-4), 373-384. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2010.00445.x>
82. Yazdanpanah, M., Zamani, G. H., Hochrainer-Stigler, S., Monfared, N., & Yaghoubi, J. (2013). Measuring satisfaction of crop insurance a modified American customer satisfaction model approach applied to Iranian Farmers. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 5, 19-27. <https://doi.org/10.1016/j.ijdr.2013.04.003>
83. Zeweld, W., Van Huylenbroeck, G., Tesfay, G., & Speelman, S. (2017). Smallholder farmers' behavioural intentions towards sustainable agricultural practices. *Journal of Environmental Management*, 187, 71-81. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2016.11.014>

EFFECTS OF GOVERNMENT EXPENDITURE ON EMPLOYMENT IN THE MEXICAN STATES, 2006-2018: A SPATIAL PANEL DATA APPROACH

Pablo Mejía-Reyes
Luis Brito-Cruz
Víctor Hugo Torres-Preciado

Mejía-Reyes, P., Brito-Cruz, L., & Torres-Preciado, V. H. (2025). Effects of government expenditure on employment in the Mexican states, 2006-2018: A spatial panel data approach. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 1061-1084.

The aim of this paper is to analyse the effects of the main components of government expenditure on the Mexican states' total formal employment, by controlling by the role of its conventional determinants (production and real wages) and taking into account the possibility of spatial interaction, over the period 2006–2018. Our results confirm the existence of spatial spillovers and the positive effects

Pablo Mejía-Reyes

Autonomous University of the State of Mexico, Faculty of Economics, Centre for Research on Economic Sciences, Toluca (Mexico). Email: pmejiare@uaemex.mx (corresponding author).

L. Brito-Cruz

Autonomous University of the State of Mexico, Faculty of Economics. Toluca (Mexico). Email: lbritoc@uaemex.mx

V. H. Torres-Preciado

University of Colima, Faculty of Economics. Villa de Álvarez (México). Email: torrespriado@uclm.mx

Suggested citation: Mejía-Reyes, P., Brito-Cruz, L., & Torres-Preciado, V. H. (2025). Effects of government expenditure on employment in the Mexican states, 2006-2018: A spatial panel data approach. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 1061-1084. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n95.99898>

Este artículo fue recibido el 2 de diciembre de 2021, ajustado el 15 de julio de 2024 y su publicación aprobada el 25 julio de 2024.

of production on total employment, but they suggest a positive influence of real wages, a result less commonly reported in the literature. Furthermore, our estimates imply a null effect from any type of government expenditure, which reveals the limits of state governments to boost employment.

Keywords: Employment; government expenditure; spatial analysis; panel data.

JEL: C21, E24, E62, J23.

Mejía-Reyes, P., Brito-Cruz, L., & Torres-Preciado, V. H. (2025). Efectos del gasto público sobre el empleo en los estados de México, 2006-2018: un enfoque espacial para panel de datos. *Cuadernos de Economía*, 44(95), 1061-1084.

El objetivo de este artículo es analizar los efectos de los principales componentes del gasto público sobre el empleo formal total de los estados de México, controlando por el papel de sus determinantes convencionales (producción y salario real) y tomando en cuenta la posibilidad de interacción espacial, durante el período 2006-2018. Los resultados confirman la existencia de derrames espaciales y efectos positivos de la producción, pero también sugieren una influencia positiva de los salarios reales, un resultado menos común. Más todavía, nuestras estimaciones implican un efecto nulo del gasto público corriente y de inversión, lo que revela los límites de los gobiernos estatales para impulsar el empleo.

Palabras clave: empleo; gasto público; análisis espacial; datos de panel.

JEL: C21, E24, E62, J23.

INTRODUCTION

The insufficient generation of jobs around the world over the last decades has been a major concern of policymakers and academicians alike.¹ Indeed, the annual average growth rate of working-age population in the world has been around 1.2% while employment has increased at a roughly equal rate of 1.2. Nonetheless, in the particular case of Mexico, the difference between these figures is far more accentuated, with its population growing at an annual rate of 1.8%, on average, and its employment at 1.0%, over the same period (ILO, 2020).

The importance of this phenomenon has led several researchers to analyse the dynamics and determinants of employment for different countries and periods by using a myriad of methodologies. Just to mention a few recent examples, Espín *et al.* (2016) use linear regressions to determine the effects of foreign direct investment, the GDP and real wages in Ecuador between 2007 and 2014; their results suggest that the former has no effects while the latter two variables have positive effects. Successively, by estimating dynamic panel data models for Puerto Rico over the period 1991-2010, Hernández *et al.* (2018) find that minimum wages have a positive relationship with employment in the construction, transportation and commerce sectors, but a negative relationship with those of manufacturing, services and public administration. Dresdner *et al.* (2017) estimate vector autoregressive models and report instability of the income-elasticity of the employment demand, which seems to have contributed to a slow recovery of jobs in the Chilean economy over the period 1995-2007.

Another branch of the literature investigating the effects of economic policy on employment has recently paid special attention to fiscal policy as a channel for stimulating the creation of jobs. In general, the fiscal packages implemented by governments are based on establishing different tax rates on labour and capital income and private consumption to finance public spending (purchase of goods and services, hiring of workers and investment) that seeks improving the general services offered to population (Dhont & Heylen, 2009). In particular, under the Keynesian perspective, it is assumed that higher public spending positively affects aggregate demand and, consequently, production and employment. In contrast, the orthodox economic approach claims that fiscal policy is inefficient when it comes to solving the unemployment problem because public deficits can crowd-out private spending, such as consumption, investment, and net exports.

Furthermore, since the financial crisis of 2008-2009 there has been a notable revival in the theoretical and empirical interest on the macroeconomic effects of fiscal policy, especially because most countries have experienced a prolonged decline in aggregate demand in the context of a tight monetary policy (Hjelm & Stockhammar, 2016). Nevertheless, the empirical evidence regarding the real effects of fiscal policies has been rather mixed. On the one hand, some papers have

¹ See, for example, Schmitt-Grohé and Uribe (2017), Marques *et al.* (2017), and Chen *et al.* (2019).

found a positive relationship between public spending and employment. For example, Dhont and Heylen (2009), by means of constructing an endogenous growth model, argue that low tax rates on labour income, low transfers related to structural non-employment, and productive government expenditure have been effective in promoting employment in core European countries. In turn, Akitoby *et al.* (2019) analyse the experience of the G-7 countries and find that the application of countercyclical fiscal policies during recessions increases the level of employment and output. Other studies have provided further evidence in the same sense, particularly when it comes to countries with relatively high economic development, such as the OECD countries, where higher productive government spending is a preferred instrument (Heylen & Van de Kerckhove, 2013), or in a subset of 17 OECD countries where the multiplier effect of spending mainly affects the employment trend, while tax shocks have a greater impact on potential output (Tafuro, 2015). Hjelm and Stockhammar (2016) arrive to similar results for Sweden.

On the other hand, some studies find opposite or mixed results. In particular, Pappa (2009) reports that in the case of the United States, shocks to government consumption and investment increase real wages and employment, but only in about two thirds of its states; in the others the effects are negative. In a similar fashion, Bredemeier *et al.* (2020) argue that the response of employment to public expenditure shocks varies substantially between industries and types of occupation due to differences in the short-term substitutability between labour and capital services; for example, service and sales related occupations are more responsive than blue-collar jobs. In turn, in a dynamic stochastic general equilibrium model, Cogan *et al.* (2010) report small fiscal multipliers in a New Keynesian framework for the US, which contrasts with the estimates from old Keynesian specifications.

In the case of Mexico, many studies have analysed the effects of the conventional determinants of employment, especially in the case of the manufacturing sector. By using different types of regression analysis, time series techniques and panel data models, at both aggregate and disaggregated levels, most papers find a positive effect of production (commonly used as a measure of effective demand), but their findings of the effects of real wages (a measure of costs) differ in sign and magnitude, which seems to depend on the specific subsector, specification model and sample (e.g., Fajnzylber & Maloney, 2005; Lechuga & Varela, 2001; López, 1999; Mejía *et al.*, 2017; Tavares & Varela, 2019).²

Moreover, other papers have sustained that the dynamics and responses of employment (and production) have been heterogeneous across the states, especially after Mexico adopted a market-oriented, open economy development model in the mid-eighties. Indeed, the productive activity, especially manufacturing production, experienced a shift from central Mexico to the northern border with the United States

² In general, most of these authors incorporate other explanatory variables in their models such as productivity, capital and exports, and consider the differences between specialised and non-specialised work. We underline the roles of production and real wages because we control for their effects in the analysis of the government expenditure effects.

in order to gain a better access to its main exportation market. Since then, northern states have flourished while central and southern states have relatively declined or stagnated. In particular, employment, production, wages and exports, among other variables, have performed differently in the regions of Mexico, with higher growth rates occurring in the northern and north-central states than in the southern ones (Díaz *et al.*, 2017; De Jesús, 2019; Hanson, 2010; Kehoe & Ruhl, 2010).

This differentiated performance of employment across the Mexican states has been studied by using different methodologies. On the one hand, for example, Mejía *et al.* (2017) estimate spatial cross-section regressions while Escobar (2011) and Carbajal and De Jesús (2017) use conventional panel data models and census information to analyse the driving forces of manufacturing employment. In turn, spatial panel data and census data have recently been used to explain employment of the manufacturing (Brito & Mejía, 2020a; De Jesús, 2019) and construction sectors (Brito & Mejía, 2020b), while Mejía and Torres (2020) use annual data to model the dynamics of manufacturing employment. Although with some differences, the findings of these authors are fairly consistent with those reported at the national levels, namely, the positive effects of production and the non-robust effects of real wages.

Interestingly, there seem to be no studies analysing the effects of fiscal policy or public expenditure on state employment in the Mexican case. In this context, the aim of this paper is to analyse the effects of the main components of government expenditure on Mexican state employment, by controlling by the role of its conventional determinants (production and real wages) and taking into account the possibility of spatial spillovers, over the period 2006–2018. By so doing, this paper seeks to improve our comprehension of such an important variable in two main directions. First, in contrast to existing studies that analyse the performance of employment in specific sectors, this paper studies the dynamics of total employment across the Mexican states. Second, it estimates the effects of government expenditure by distinguishing between its current and investment components. Our results confirm the existence of spatial spillovers and positive effects of production on total employment, but they suggest a positive influence of real wages, a result less commonly reported in the literature. All these results may be rationalised in the frameworks provided by New Keynesian Economics (NKE) and New Economic Geography (NEG). Moreover, our estimates point to a null effect of any type of government expenditure.

The rest of this paper is organised in three sections. The first briefly reviews the arguments advanced by NKE and NEG to explain the expected positive effects of production on employment due to increases in the effective demand and the positive effects of real wages due to real rigidities and agglomeration economies. This section also analyses the reasons for having positive, negative or null effects of government expenditure on the evolution of employment. The second section describes our econometric methodology to specify and estimate spatial panel data models while the third discusses the main results. Finally, conclusions are put forth.

THEORETICAL BACKGROUND

Several studies of employment determinants are based on the arguments advanced by the NKE and NEG theories where the former provides a general framework of analysis and the latter offers an explanation for spatial interaction. In particular, according to NKE, employment depends, on the one hand, on a *sticky* real wage, named efficiency wage, and, on the other hand, on effective demand.³ Because of different types of rigidities and coordination failures, this wage is greater than the equilibrium one and for the same reason it enhances workers productivity. Under these circumstances, the effective level of employment is determined by the labour demand at the level of the efficiency wage. Hence, in principle, an efficiency wage should have a negative impact on the effective level of employment. Nonetheless, it is also possible that an increase in efficiency wages provokes a raise in the workers' productivity, causing the labour demand to expand at every wage level, delivering a positive relationship between these variables.⁴

Like in most Keynesian models, effective demand is anticipated to be the most important determinant of employment since firms increase their labour demand before increasing current or expected demand for their products (Galí, 2013). Therefore, an increase in effective demand would shift the labour demand curve upward, generating higher levels of employment, given the efficiency wage and the labour supply curve.

In turn, NEG suggests that agglomeration economies resulting from the concentration of human resources, capital and general economic activity in specific geographic areas may give rise to a positive relationship between employment, production and real wages due to accumulative processes. Once it starts, because of the availability of natural resources, closeness to final good markets or promoting policies, the interaction between concentration and growth may be reinforced by increasing returns to scale explained by a growing product variety offered by an equal number of firms (see also Fujita, 1988; Fujita *et al.*, 2001; Krugman, 1991).⁵ Furthermore, the equilibrium output of firms at any specific location can depend on the aggregate income, accessibility and competition in their own markets. In this regard, firms' accessibility mediated by the availability of transportation means highlights the importance of geographical proximity and spatial interactions between regions.

Moreover, NEG has coined the "home market" effect, an analytical concept stating that an increase in the home market income at any specific location would lead to a rise in that location's employment and production, but part of that additional

³ This model is based on conventional schedules of labour supply and demand (Heijdra, 2009; Romer, 2011).

⁴ Consequently, firms may have incentives to pay wages greater than the equilibrium one, even if that generates unemployment. See Gordon (1990), Malcomson (1981) and the related papers collected in Mankiw and Romer (1991) for further details.

⁵ See also Myrdal (1957), Hirschman (1958) and Hanson (1997).

production may be exported to other accessible locations. This result suggests that both domestic and external income positively boost local employment. Additionally, by assuming an upward-sloping labour supply, a continuous increase in the home market income would also improve paid nominal wages, thus establishing a positive employment–real wage relationship (Fujita *et al.* 2001).

Returning to the NKE framework, effective demand responds to autonomous spending, such as government expenditure (in addition to autonomous private consumption and investment and exports), which makes fiscal policy to in order to become an instrument to both stabilise the economy and enhance output and employment growth. Indeed, under the assumptions of sticky prices and wages and unemployment, public spending may expand aggregate demand and, consequently, production, which would raise the effective demand of employees, without significant changes of prices at least in the short-run (Bils *et al.*, 2013; Fatás & Mihov, 2001).⁶ However, these effects may be offset by the “crowding out” effect on private spending, resulting from the increase of real interest rates, and the distortionary effects of the required taxes to fund a greater public expenditure (Finn, 1998; Heijdra, 2009; Romer, 2011).

Moreover, several researchers have claimed that the components of public spending can have differentiated effects on output and production. Particularly, despite all of them being able to augment aggregate demand in the short-run, public investment may be more effective given that it enhances the productivity of the private productive factors, which contrasts with the possibly short-lived effect of the purchases of goods and services (Fatás & Mihov, 2001; Finn, 1998). Furthermore, several papers have highlighted the importance of distinguishing the direct effects of government expenditure on public employment and its indirect effects on private employment (Fatás & Mihov, 2001; Finn, 1998; Pappa, 2009).⁷

⁶ Bils *et al.* (2013) claim that price stickiness may not be essential for labour demand to respond to goods demand if markups are countercyclical, another phenomenon that requires further investigation in the Mexican case.

⁷ In fact, some papers have found that government expenditure has positive and significant effects on employment, especially in recessions, while tax shocks have minor effects in Sweden (Hjelm & Stockhammar, 2016). Notice that real business cycle models also imply a positive correlation between government expenditure and employment, but the transmission mechanism comes from the supply side in this case: the absorption of resources by the government requires that private agents increase their work effort and reduce their consumption (Fatás & Mihov, 2001).

ECONOMETRIC METHODOLOGY AND DATA SET

General econometric model

The empirical analysis of the effects of government expenditure on the Mexican states' employment is based on the NKE's view and extended to account for possible interactions between spatial units under the theoretical lines of the NEG's framework.⁸ In this regard, according to the NKE, it is assumed that state employment is determined in a standard way by effective demand and real wages, where the former is expected to promote positive growth effects on employment by inducing expansions in regional production and directly boosting public employment, whilst the latter would negatively affect state employment since wages are considered a most important measure of cost. However, real wages may also be positively related to state employment provided firms are able to raise paid wages as to increase production in order to meet both the home and regional demand requirements.

Furthermore, under the NEG framework, expansions in effective demand may influence state employment through two channels. First, the so-called home market effect resulting from the internal or state-specific effects is explained by consumption or expenditure decisions made by local inhabitants, institutions or governments. Second, the neighbourhood effects associated to interregional trade can boost employment in the surrounding regions (Mejía & Torres, 2020).

Both theoretical perspectives thus led us to propose the following general spatial econometric panel data model which includes government expenditure as a potential determinant of state employment in Mexico:

$$e = \rho We + X\beta + WX\theta + \delta + \eta + \nu$$

$$\nu = \lambda W\nu + \varepsilon \quad (1)$$

The departing specification thus follows a general nested formulation where e is a vector of size $N \times 1$ that represents state total employment in annual growth rates, and x is a matrix of four explanatory variables defined as $X = [y \ w \ gc \ gi]$, where y , w , gc and gi are $N \times 1$ sized vectors describing production, real wages, current and investment government expenditure for each Mexican state, also in annual growth rates, respectively.⁹ We suppressed the time subscript for simplicity, but the period spans from 2006 to 2018 across the 32 Mexican states; therefore we have 13 observations over time and 32 cross-sectional units totalling 416

⁸ Mejía and Torres (2020) and Brito and Mejía (2020a, 2020b) specify their models on these bases.

⁹ Annual growth rates are used in the estimation of the models to avoid possible spurious relationships caused by the non-stationarity of the series, a common problem in the analysis carried out in levels (or logs).

observations. Additionally, W denotes a spatial weights matrix of size 32×32 that assumes a queen-type contiguity of order 1 due its flexibility.¹⁰ Accordingly, W intends to capture potential endogenous spatial interaction effects between states arising from interregional labour market interdependencies due to spatial proximity, and ρ stands as the corresponding autoregressive parameter. Similarly, the spatially lagged set of explanatory variables, as comprised in the term WX , represents potential neighbouring effects between states as measured by the vector of coefficients θ . In addition, due to the heterogeneous nature of spatial data, model (1) also includes the possibility of non-observed time-invariant and spatial-invariant fixed effects denoted, respectively, by the terms δ and η .¹¹ Finally, the model specification also considers the possibility of having residual autocorrelation represented by the term Wv with an autoregressive coefficient λ . The disturbances vector e follows a white noise vector process with the conventional properties.

Model specification

We use two approaches to determine whether the empirical model defined in (1) best describes the data generating process underlying the government expenditure effects on state employment (Elhorst, 2014). Accordingly, we first implement a “specific-to-general” approach by estimating Lagrange multiplier tests, both classical and robust, to the residuals of non-spatial panel data models and test whether a spatial autoregressive (SAR) or spatial error specification (SEM) best describes our data.

Then, these results are contrasted against those obtained from the “general-to-specific” approach suggested by LeSage and Pace (2009). Hence, we impose and test a set of restrictions on the general nesting spatial (GNS) model defined in (1) to verify whether it could be simplified to more parsimonious alternatives such as the so-called SAC model (if the null $H_0: \theta = 0$ is not rejected) or the spatial Durbin model (SDM) or the spatial Durbin error model (SDEM) (if the null hypothesis $H_0: \lambda = 0$ or $H_0: \rho = 0$ cannot be rejected, respectively). This strategy is extended further to tests whether even more simple spatial specifications are more appropriate. For example, the SAR or the SEM models could be more suitable if the null $H_0: \lambda = 0$ or $H_0: \rho = 0$ cannot be rejected, respectively, in the SAC model.¹² This approach is implemented by estimating Wald (W) and Likelihood Ratio (LR) tests over the aforementioned parameter restrictions.

¹⁰ This matrix has entries equal to 1 for two geographical units if they share a border and 0 otherwise.

¹¹ These terms capture possible heterogeneity associated to each unit (invariant over time) and every time period (invariant over units), respectively. The fixed effects model has been adopted here because it yields consistent estimators under general conditions, especially when possible omitted variables are correlated with the explanatory variables and the number of units is relatively small, among other circumstances (Greene, 1998; Elhorst, 2014). In addition, the results of the random effects were not coherent both with theory and previous empirical evidence.

¹² Additionally, the SAR or the SEM models emerge as alternative specifications when the null $H_0: \theta = 0$ cannot be rejected in the SDM or the SDEM models, respectively (see Elhorst, 2014: 6).

Database

Annual growth rates of all variables are used in the estimation of the econometric models. For each state and period, the measure of employment (e) corresponds to formal employment defined as the total number of workers registered at the Mexican Institute of Social Security (IMSS for its acronym in Spanish) while real wages (w) were calculated on the basis of the national nominal wage based on the IMSS database, which was then deflated by using the average of the Consumer Price Index of the main cities of each state provided by the National Institute of Statistics and Geography (INEGI for its acronym in Spanish). State GDP has been used to measure production (y). Government investment (gi) has been taken directly from the database of the INEGI, while current government expenditure (gc) has been obtained by adding personal services, materials and supplies and general services. All figures are expressed in real terms.¹³

EMPIRICAL RESULTS

The analysis of government expenditure and other determinants of employment are estimated on the basis of the model defined in expression (1). The explained variable is the growth rate of total formal employment while the explanatory variables are production and real wages, as conventional determinants, and current and investment expenditure of state government, all expressed in growth rates. Their basic statistics are reported on table 1.

The figures show a great heterogeneity among the variables. Specifically, the differences in the standard deviations of the federal and state current and investment government expenditure are noteworthy. Although the literature on the determinants of public spending in Mexico and other countries is scarce, the high heterogeneity and volatility of its growth rates may be associated to a variety of economic, political and natural factors where a discretionary management is also significant (Godínez *et al.*, 2018).¹⁴ Skewness and kurtosis, in turn, suggest a remarkable concentration of high growth rates of real wages, current public spending and public investment in states located in the northern border and central Mexico and characterised by a growing industrial activity.

¹³ The web sites of these institutions are www.imss.gob.mx and www.inegi.org.mx, respectively.

¹⁴ These factors are related to the phases of the business cycle, the government terms, the level of debt, the specialisation of the productive structure, the approved budgets and even factors on which there is no control, such as natural phenomena (floods, droughts, earthquakes, etc.), that may require additional resources (Velázquez, 2006).

Table 1.
Descriptive statistics of employment and their determinants in the Mexican states, 2006-2018 (growth rates in percentage)

	Employment <i>e</i>	Production <i>y</i>	Real wage <i>w</i>	Current public expenditure <i>gc</i>	Investment government expenditure <i>gi</i>
Mean	2.102	2.444	0.634	5.056	12.446
Median	2.220	2.951	0.685	3.244	0.769
Maximum	8.281	16.627	9.360	199.627	515.783
Minimum	-4.294	-15.452	-5.919	-63.172	-92.621
Std. Dev.	2.026	3.778	1.502	19.054	61.930
Skewness	0.008	-0.760	0.226	4.702	2.314
Kurtosis	3.300	5.992	6.915	41.753	15.102
Jarque-Bera	1.566	195.180	269.199	27564.570	2909.979
Probability	0.457	0.000	0.000	0.000	0.000
Observations	416	416	416	416	416

Source: Own elaboration.

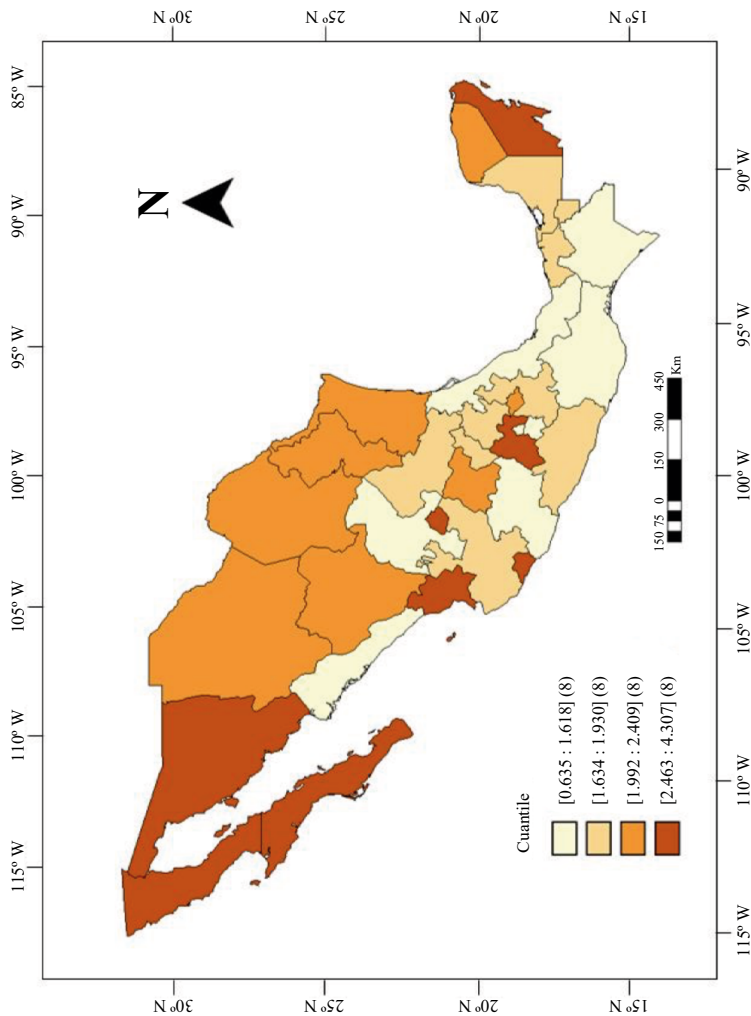
This pattern can also be appreciated on figure 1, which shows the average growth rates of employment across the Mexican states. It is apparent that states having growth rates close to or greater than 2 percentage points are located along the northern border or in a corridor that goes from this area to central Mexico. Furthermore, these states are highly specialised in industrial activities, mainly manufacturing production, which is in line with implications of the NEG. On the contrary, the states with the lowest average growth rates of employment are located to the south (with the exception of Yucatán and Quintana Roo) and in general they are specialised in primary activities and services (Erquizio & Ramírez, 2014; Sobrino, 2016).

The results of the estimation for different specifications of model (1) are presented on Table 2. According to the “general to specific” approach described above, the selection of the most appropriate model starts from the GNS model. Specifically, *LR* statistic tests are applied to contrast the general (unrestricted) model and the specific (restricted) model that is nested in the former. Additionally, the statistical significance of the parameters corresponding to alternative models (θ , ρ , λ , β) is also verified.¹⁵

As a starting point, notice that the estimates shown in the last column of table 2 provide evidence of spatial dependence in the pooled data model. The *p*-value of the Moran’s Index suggests rejecting the null hypothesis of no global spatial dependence in favour of the alternative of the existence of positive spatial dependence between the growth rate of employment of the Mexican states, while the

¹⁵ Note that the same conclusions are obtained from the estimation of the Wald test, available upon request.

Figure 1.
Spatial distribution of the average growth rates of total employment in the Mexican states, 2006-2018.



Source: Own elaboration.

Table 2.

Estimates and specification tests of different spatial panel data models for the growth rates of total employment of the Mexican states, 2006-2018

Explanatory variables	GNS	SAC	SDM	SDEM	SAR	SLX	SEM	Pooled
<i>y</i>	0.149 (0.000)	0.150 (0.000)	0.136 (0.000)	0.136 (0.000)	0.130 (0.000)	0.158 (0.000)	0.147 (0.000)	0.161 (0.000)
<i>w</i>	0.134 (0.055)	0.161 (0.016)	0.159 (0.021)	0.156 (0.020)	0.136 (0.030)	0.122 (0.085)	0.160 (0.016)	0.125 (0.050)
<i>gc</i>	-0.002 (0.668)	-0.001 (0.773)	-0.001 (0.830)	-0.001 (0.802)	-0.0009 (0.847)	-0.003 (0.500)	-0.001 (0.801)	-0.003 (0.467)
<i>gi</i>	-0.000 (0.954)	0.001 (0.443)	0.0009 (0.502)	0.0006 (0.644)	0.0008 (0.529)	0.0004 (0.756)	0.001 (0.459)	0.0004 (0.765)
<i>Wy</i>	0.111 (0.066)		-0.18 (0.679)	0.031 (0.498)		-0.008 (0.841)		
<i>Ww</i>	0.015 (0.899)		-0.050 (0.581)	-0.023 (0.813)		0.028 (0.765)		
<i>Wgc</i>	-0.005 (0.575)		-0.001 (0.852)	-0.002 (0.755)		-0.003 (0.643)		
<i>W gi</i>	-0.004 (0.124)		-0.003 (0.172)	-0.004 (0.158)		-0.002 (0.332)		
Constant						1.699 (0.000)		1.640 (0.000)
<i>ρ</i>	-0.402 (0.004)	-0.200 (0.361)	0.261 (0.000)		0.252 (0.000)			

(Continued)

Explanatory variables	GNS	SAC	SDM	SDEM	SAR	SLX	SEM	Pooled
λ	0.560 (0.000)	0.424 (0.012)		0.266 (0.000)			0.260 (0.000)	
<i>Log L</i>	-822.077	-824.976	-824.260	-823.924	-825.527	-859.013	-825.229	-859.613
AIC	1666.154	1663.953	1668.520	1667.848	1663.055	1736.028	1662.458	1729.226
BIC	1710.492	1692.167	1708.827	1708.155	1687.239	1772.304	1686.642	1749.379
R ²	0.1284	0.1572	0.1343	0.1296	0.1463	0.1112	0.1534	0.1086
LR test		5.800 (0.214)	4.370 (0.036)	3.690 (0.054)	6.900 (0.228)	n.a.	6.300 (0.227)	
Moran's I								4.888 (0.000)
<i>LM-Err</i>								22.376 (0.000)
<i>LM-Err_{robust}</i>								2.002 (0.157)
<i>LM-Lag</i>								20.384 (0.000)
<i>LM-Lag_{robust}</i>								0.011 (0.918)

n.a. = not available. *p*-values in parenthesis.
Source: Own elaboration.

p -values of the Lagrange Multiplier (LM) test implies also to do so in both the cases of substantive (LM -Lag) and residual (LM -Err) spatial autocorrelation. On this basis, we move on to the “general to specific” approach. Table 2 reports both the estimated coefficients of all models and the specification tests. The estimated models incorporate spatial fixed effects.¹⁶

Hence the corresponding p -value of the LR statistic suggests not rejecting the null hypothesis $H_0: \theta = 0$, which implies that the SAC model is more appropriate than the GNS model. In contrast, the respective LR test indicates that the SDM model is a better specification than the GNS model since the null hypothesis $H_0: \lambda = 0$ is rejected at 5 % of significance and the autoregressive coefficient ρ is significant at 1 %. Analogous results are obtained for the SDEM: the null hypothesis $H_0: \rho = 0$ cannot be rejected at 10 % and λ is significant at 1 %. However, these tests do not incorporate explicitly the null $H_0: \theta = 0$, which is rejected in the comparison of the GNS and the SAC models. Hence, on this basis, we adopt the latter. Furthermore, all spatially lagged explanatory variables are not statistically significant in both versions of the Durbin model.

The alternatives to the SAC model are the SAR and SEM models. The LR statistics imply not rejecting the null hypotheses $\theta = 0$ and $\lambda = 0$ for the former and $\rho = 0$ and $\theta = \rho\beta = 0$ for the latter while the statistical significance of the coefficients indicates that any of them are satisfactory approximations to capture both the substantive and residual spatial autocorrelation. Notice also that these models minimise the Akaike (AIC) and the Schwarz (SIC) Information Criteria, which are obtained for the slightly lower values for the SEM model. Hence, these estimates indicate the existence of an interaction between the growth rates of employment or their non-explained proportion among neighbouring states. These spillovers may come from agglomeration economies resulting from similarities in the rhythm of the growth of employment in the states of the north and central north (high growth), on the one hand, and in the states located in the south (low growth), on the other hand.

Indeed, a remarkable feature of our results is the robustness of the estimated coefficients of the explanatory variables across the specification models both in terms of their signs and statistical significance. Indeed, according to previously reported results, the growth rate of production has positive and statistically significant effects on the evolution of employment (Avendaño & Perrotini, 2015; Cruz & Ríos, 2014; Islas & Cortez, 2013; Loría *et al.*, 2015; Rojas, 2019). Yet, contrary to most commonly reported findings, real wages seem to have also a positive and significant impact on employment, which may be rationalised in the framework provided by NEG.¹⁷ Specifically, consistent with the cumulative causation hypothesis, once

¹⁶ Models with time fixed effects and both spatial and time fixed effects were also estimated, but in all of them the autoregressive coefficients become non-statistically significant.

¹⁷ In the case of Mexico, Aguirre (2019), Campos *et al.* (2017) and Mejía *et al.* (2017) report positive effects of real wages on employment, while Martínez (2020) reports non-significant effects.

economic activity starts growing in a specific region due to any particular reason (natural resources endowment or economic policy), the resulting increases of supply and demand of goods and services generate additional increases in labour demand, which cause real wages to rise. The feedback process between these variables and the spillovers among states may deliver a positive relationship between employment and real wages. The significant economic growth of states located in the northern and central regions of Mexico, on the one hand, and the stagnation of southern states, on the other, can explain these findings.

Surprisingly, our results indicate a null effect of government expenditure on state employment. Indeed, despite theoretical and some empirical literature supporting the possibility of having differentiated effects of current expenditure (negative) and public investment (positive) depending on their impact on aggregate demand and, especially, on potential output, our estimates suggest that neither the former nor the latter have statistically significant effects on employment. Nonetheless, although unexpected in some sense, similar results have been reported by Cogan *et al.* (2010) for the US economy and Pappa (2009) and Bredemeier *et al.* (2020) in the cases of its states and sectors. Moreover, Mejía *et al.* (2021) contend that in the case of the Mexican state, government expenditure has not affected output over the period 2004-2018, while Fuentes and Mendoza (2003) claim that public infrastructure had positive effects up to the mid-eighties.¹⁸

Hence, our results add to the debate on the effectiveness of public spending as a tool to boost employment. Despite Keynesian models sustaining that this policy instrument can affect public employment directly or private employment indirectly, there is a set of factors that may hinder this process. First, it may be possible that public expenditure crowds out private investment, yet there is no information available at state level to test this hypothesis. Second, in our particular case, the restricted capacity of state governments to hire workers –given the low ratio of government expenditure to GDP¹⁹– the high volatility of public expenditure growth rates, that may be exhibiting a high degree of discretion in its allocation, and the significant diversion of public resources to non-productive activities (Reyes & Mejía, 2016; Velázquez, 2006) might contribute to explain our findings.

¹⁸ In our sample, the correlation coefficients between output and current and investment government expenditure equal 0.095 and 0.022, respectively.

¹⁹ The averages of the ratios of current expenditure and public investment to GDP are around 2.6 and 0.6%, respectively. Finn (1998) points out this feature in the case of the US to explain its weak effect.

Table 3.
Estimation of the total effects, direct and indirect, in a SAR model for the growth rates of total employment, 2006-2018

Variable	Coefficient	Percentage in total effect	Feedback percentage
Direct effects			
<i>y</i>	0.133 (0.000)	75.743	2.684
<i>w</i>	0.135 (0.029)	75.821	-0.324
<i>gc</i>	-0.0004 (0.924)	81.531	-51.373
<i>gi</i>	0.0008 (0.525)	75.264	0.933
Indirect effects			
<i>y</i>	0.042 (0.003)	24.036	
<i>w</i>	0.043 (0.072)	24.179	
<i>gc</i>	-0.0001 (0.947)	18.469	
<i>gi</i>	0.0002 (0.532)	24.728	
Total effects			
<i>y</i>	0.176 (0.000)		
<i>w</i>	0.179 (0.032)		
<i>gc</i>	-0.0005 (0.929)		
<i>gi</i>	0.001 (0.523)		

p-values in parenthesis.
Source: Own elaboration.

Although intuitive, some authors argue that the impact of the explanatory variables on the explained variable should not be read directly based on the estimated coefficients given that they ignore the presence of feedback effects. Hence, it would be more appropriate to carry out the analysis in terms of the direct and indirect (spill-over) effects. Essentially, these effects are obtained based on the matrix of partial derivatives of the expected value of *e* with respect to the *k*th-explanatory variable in the reduced form of model since changes in the latter provoke variations in the dependent variable of the same unit (direct effect), but also in the dependent variable of other units (indirect effect). In our case, the direct and indirect effects are based on the SAR model and, given that $\theta = 0$, the model exhibits only global

indirect effects arising from a unit located beyond any unit's neighbourhood.²⁰ Table 3 displays the corresponding estimates.

In general, the direct effects give account of approximately three quarters of the variability of the growth rate of state employment, but they are only significant in the cases of the conventional determinants of employment, namely, the growth of production and real wages; current and investment government expenditure have non-significant effects. In turn, the contribution of the indirect effects is about one quarter, a mild proportion that may be explained by the existence of spillovers of small magnitude resulting from the low value of the autoregressive coefficient ($\rho = 0.252$). Note that for the same reason the estimated coefficients of the SAR model are very similar to the estimated direct effects. Yet, there is a positive and a negative difference (feedback percentage on table 3) between these two sets of estimates for the growth rates of production and real wages, respectively, caused by the endogenous interaction effects.²¹ In fact, these feedback effects yield total effects that exceed the estimated coefficients of the SAR model, which provides evidence of the importance of spillovers across states even if they seem to be small.

CONCLUSIONS

This paper has analysed the effects of government expenditure on employment in the Mexican states over the period 2006-2018, controlling for the effects of other conventional determinants. A "general to specific" approach has been followed to choose the most appropriate spatial panel data model.

The most important findings suggest the existence of spatial interactions between the growth rates of employment of the states and those of their neighbouring states. Nonetheless, the explanatory variables of the same space unit continue being the most relevant determinants.

Regarding the conventional determinants of employment, the growth rate of production has positive effects, according to the Keynesian view and the empirical results previously reported in the national and international literature. Notwithstanding, real wages seem to have positive effects on employment, which has been previously reported in several papers analysing the experience of Mexico. Although not commonly found, given that real wages are seen as the main cost of labour, their positive effects on employment may be explained by a continuously growing demand of labour that causes employment and real wages to grow simultaneously, according to the predictions of the New Economic Geography. Notice that the same result may be derived in a New Keynesian Economics framework.

²⁰ See Elhorst (2014) and LeSage and Pace (2009) for further details.

²¹ These feedback effects come from a process in which the impacts affecting the growth rate of employment in certain neighbourhoods pass on to surrounding neighbourhoods and back again to the first ones.

An interesting finding related to the objective of this paper is the null effect of government expenditure, both current and investment, on employment. Although both Keynesian and Neoclassical theories imply a positive effect on employment, the empirical literature is rather mixed. The sign and the magnitude of the effects depend on a variety of factors, such as the existence of a “crowding out” effect, the state of the economy, the size, composition, efficiency and diversion of public spending and the magnitude of corruption, among others. In the particular case of Mexico, our findings call for further analyses seeking to disentangle the impact of such factors both in the short and the long-run by using dynamic models allowing to track those effects over time.

Meanwhile, these are important results since expansionary fiscal policies have been advocated as means to boost economic activity over the last decades given the deceleration of production and trade and the limitations of the tight monetary policies adopted in many countries including Mexico. Furthermore, these results show the inefficacy of the state governments to enhance employment in Mexico and the need to look for alternatives to do so. Notice, however, that these results imply that state government expenditure is not a prime impulse of employment growth despite governments in the Mexican states play a key role in providing infrastructure, advancing education and research, and maintaining law and order.

ACKNOWLEDGMENTS

Authors acknowledge financial support from the Autonomous University of the State of Mexico under the project “Subnational effects of economic policy on the economic performance of Mexico over the period 2000-2019, with grant number 5042/2020CIB. They also are grateful to Carlos A. Escamilla-Marín and Eduardo Benítez-Ramón. All remaining errors and omissions are responsibility of the authors.

REFERENCES

1. Aguirre, D. (2019). Cointegration relationship between real wages, productivity and unemployment: balance analysis in the Mexican economy. *Strategy, Technology & Society*, 9(2), 82-96. <http://www.ijsts.org/index.php/STS3/article/view/50>
2. Akitoby, B., Honda, J., & Miyamoto, H. (2019). *Countercyclical fiscal policy and gender employment gap: Evidence from the G-7 Countries* (Working Paper, 19/4). IMF. <https://doi.org/10.5089/9781484390054.001>
3. Avendaño, B. L., & Perrotini, I. (2015). Insuficiencia dinámica, crecimiento y desempleo en México, 1974-2012. *Investigación Económica*, 74(293), 99-130. <https://doi.org/10.1016/j.inveco.2015.10.004>

4. Bils, M., Klenow, P. J., & Malin, B. A. (2013). Testing for Keynesian labor demand. *NBER Macroeconomics Annual*, 27(1), 311-349. <https://doi.org/10.3386/w18149>
5. Bredemeier, C., Juessen, F., & Winkler, R. (2020) Fiscal policy and occupational employment dynamics. *Journal of Money, Credit and Banking*, 52(6), 1527-1563. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12627>
6. Brito, L., & Mejía, P. (2020a). El empleo manufacturero en México, 1970-2013: un análisis espacial desde el enfoque de la NEK. *Economía, Sociedad y Territorio*, 20(63), 563-594. <https://doi.org/10.22136/est20201575>
7. Brito, L., & Mejía, P. (2020b). Análisis espacial del empleo en la industria de la construcción en México, 1980-2013. *Estudios de Economía Aplicada*, 39(2), 1-19. <https://doi.org/10.25115/eea.v39i2.3848>
8. Campos, R. M., Esquivel, G., & Santillán, A. S. (2017). The impact of the minimum wage on income and employment in Mexico. *CEPAL Review*, 122, 189-216. <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/42667>
9. Carbajal, Y., & De Jesús, L. (eds.) (2017). *Dinámica del empleo y la producción manufacturera en México*. UAEMex. <http://hdl.handle.net/20.500.11799/67777>
10. Chen, W., Mrkaic, M., & Nabar, M. (2019). *The global economic recovery 10 years after the 2008 financial crisis* (Working Paper 18/83). IMF. <https://doi.org/10.5089/9781498305426.001>
11. Cogan, J. F., Cwik, T., Taylor, J. B., & Wieland, V. (2010). New Keynesian versus old Keynesian government spending multipliers. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34, 281-295. <https://doi.org/10.3386/w14782>
12. Cruz, G., & Ríos, H. (2014). Elasticidades producto del empleo de los trabajadores en México: un análisis por ocupaciones. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 9(1), 37-59. <https://doi.org/10.21919/remef.v9i1.54>
13. De Jesús, L. (2019). *Lento crecimiento y empleo manufacturero en México. Un análisis de endogeneidad territorial*. UAEMex. <http://hdl.handle.net/20.500.11799/105073>
14. Dhont, T., & Heylen, F. (2009). Employment and growth in Europe and the US-The tole of fiscal policy composition. *Oxford Economic Papers*, 61, 538-565. <https://doi.org/10.1093/oep/gpn034>
15. Díaz, A., Fernández, E., Garduño, R., & Rubiera, F. (2017). ¿El comercio lleva a la convergencia? Un análisis del efecto del TLCAN sobre la convergencia local en México. *El Trimestre Económico*, 84(333), 103-120. <https://doi.org/10.20430/ete.v84i333.263>
16. Dresdner, J., Salazar, L., Quiroga, M., Riquelme, A., & Zurita, G. (2017). ¿Existe rigidez en el ajuste del empleo en Chile? *El Trimestre Económico*, 84(333), 73-102. <https://doi.org/10.20430/ete.v84i333.262>
17. Elhorst, P. (2014). *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8>

18. Erquizio, A., & Ramírez R. (2014). La recesión 2009 y la expansión 2010-2012 en las entidades federativas de México. *Estudios Fronterizos*, 15(30), 181-213. <https://doi.org/10.21670/ref.2014.30.a07>
19. Escobar, A. (2011). Determinantes del empleo en la industria manufacturera en México. *Papeles de Población*, 17(67), 251-276. <http://www.scielo.org.mx/pdf/pp/v17n67/v17n67a9.pdf>
20. Espín, A. J., Córdova, A. C., & López, G. E. (2016). Inversión extranjera directa: su incidencia en la tasa de empleo del Ecuador. *RETOS. Revista de Ciencias de la Administración y Economía*, 6(12). <https://doi.org/10.17163/ret.n12.2016.06>
21. Fajnzylber, P., & Maloney, W. F. (2005). Labor demand and trade reform in Latin America. *Journal of International Economics*, 66(2), 423-446. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2004.08.002>
22. Fatás, A., & Mihov, I. (2001). *The effects of fiscal policy on consumption and employment: Theory and evidence* (Discussion Papers 2760). CEPR. <https://faculty.insead.edu/fatas/fiscal.pdf>
23. Finn, M. G. (1998). Cyclical effects of government's employment and goods purchases. *International Economic Review*, 39(3), 635-657. <https://doi.org/10.2307/2527394>
24. Fuentes, F. N. A., & Mendoza, C. J. E. (2003). Infraestructura pública y convergencia regional en México, 1980-1998. *Comercio Exterior*, 53(2), 178-187.
25. Fujita, M. (1988). A monopolistic competition model of spatial agglomeration: Differentiated product approach. *Regional Science and Urban Economics*, 18(1), 87-124. [https://doi.org/10.1016/0166-0462\(88\)90007-5](https://doi.org/10.1016/0166-0462(88)90007-5)
26. Fujita, M., Krugman, P., & Venables, A. (2001). *The spatial economy: Cities, regions, and international trade*. The MIT Press. <https://doi.org/10.7551/mitpress/6389.001.0001>
27. Galí, J. (2013). Notes for a new guide to Keynes (I): Wages, aggregate demand, and employment. *Journal of the European Economic Association*, 11(5), 973-1003. <https://doi.org/10.3386/w18651>
28. Godínez, L., Figueroa, E., & Pérez, F. (2018). Determinantes del gasto público en México, 1980-2016. In J. Gasca (coord.), *Perspectivas Teóricas, globalización e intervenciones públicas para el desarrollo regional*. UNAM-AMECIDER. <http://ru.iiec.unam.mx/4244/>
29. Gordon, R. J. (1990). What is New-Keynesian economics? *Journal of Economic Literature*, 28(3), 1115-1171. <http://www.jstor.org/stable/2727103>
30. Greene, W. (1998). *Análisis econométrico*. Prentice Hall.
31. Hanson, G. H. (1997). Increasing returns, trade and the regional structure of wages. *The Economic Journal*, 107(440), 113-133. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00145>

32. Hanson, G. H. (2010). Why isn't Mexico Rich? *Journal of Economic Literature*, 48(4), 987-1004. <https://doi.org/10.1257/jel.48.4.987>
33. Heijdra, B. J. (2009). *Foundations of Modern Macroeconomics*. Oxford University Press.
34. Hernández, J. C., Valdés, A. M., & González, K. P. (2018). El efecto de cambios en el salario mínimo sobre el empleo industrial en Puerto Rico. *Forum Empresarial*, 23(1), 75-95. <https://doi.org/10.33801/fe.v23i1.15701>
35. Heylen, F., & Van de Kerckhove, R. (2013). Employment by age, education, and economic growth: Effects of fiscal policy composition in general equilibrium. *B. E. Journal of Macroeconomic*, 13(1), 49-103. <https://doi.org/10.1515/bejm-2012-0057>
36. Hirschman, A. O. (1958). *The strategy of economic development*. Yale University Press. <https://doi.org/10.1177/000271625932500118>
37. Hjelm, G., & Stockhammar, P. (2016). *Short run effects of fiscal policy on GDP and employment: Swedish evidence* (Working Paper 147). National Institute of Economic Research. <https://www.konj.se/english/publications/working-papers/working-paper/2016-11-23-short-run-effects-of-fiscal-policy-on-gdp-and-employment-swedish-evidence.html>
38. ILO. (2020). *World Employment and Social Outlook: Trends 2020*. International Labour Office. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/---publ/documents/publication/wcms_734455.pdf
39. Islas, A., & Cortez, W. W. (2013). Relaciones dinámicas del producto y el empleo en México: una evaluación de sus componentes permanentes y transitorios. *Revista CEPAL*, 111, 167-182. <https://doi.org/10.18356/090d56b2-es>
40. Kehoe, T. J., & Ruhl, K. J. (2010). Why have economic reforms in Mexico not generated growth? *Journal of Economic Literature*, 48(4), 1005-1027. <https://doi.org/10.1257/jel.48.4.1005>
41. Krugman, P. (1991). Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99(3), 483-499. <https://doi.org/10.1086/261763>
42. Lechuga, J., & Varela, M. (2001). Empleo manufacturero en México, 1990-1998. *Análisis Económico*, 16(33), 215-234.
43. LeSage, J. P., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. CRC Press/Taylor & Francis Group LLC. <https://doi.org/10.1201/9781420064254>
44. López, J. (1999). The macroeconomics of employment and wages in Mexico. *Labour*, 13(4), 859-878. <https://doi.org/10.1111/1467-9914.00118>
45. Loría, E. G., Ramírez, E. A., & Salas, E. (2015). La Ley de Okun y la flexibilidad laboral en México: un análisis de cointegración, 1997Q3-2014Q1. *Contaduría y Administración*, 60(3), 631-650. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.05.012>
46. Malcomson, J. (1981). Unemployment and the efficiency wage hypothesis. *Economic Journal*, 91(364), 848-866. <https://doi.org/10.2307/2232496>

47. Mankiw, N. G., & Romer, D. (eds.) (1991). *New Keynesian economics* (Vol. I & II). The MIT Press. <https://mitpress.mit.edu/books/new-keynesian-economics-volume-1>
48. Marques, A. M., Lima, G. T., & Troster, V. (2017). Unemployment persistence in OECD countries after the Great Recession. *Economic Modelling*, 64, 105-116. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.03.014>
49. Martinez, G. (2020). Effect on employment of minimum wages in Mexico. *Análisis Económico*, 35(89), 3-9. <https://doi.org/10.24275/uam/azcdcdsh/ae/2020v35n89/Martinez>
50. Mejía, P., & Torres, V. H. (2020). Determinants of manufacturing employment in the Mexican states, 2004-2017. *Regional Science Policy & Practice*, 12(2), 303-318. <https://doi.org/10.1111/rsp3.12245>
51. Mejía, P., Mejía, A., & Rendón, L. (2017). Dinámica del empleo manufacturero después de la Gran Recesión en los estados mexicanos. In Y. Carbajal & L. De Jesús (eds.), *Dinámica del empleo y la producción manufacturera en México*. UAEMex. https://www.researchgate.net/publication/325141145_Dinamica_del_empleo_manufacturero_despues_de_la_Gran_Recesion_en_los_estados_mexicanos
52. Mejía, P., Rendón, L., & Reyes, M. R. (2021). *Efectos del gasto público sobre la producción de los estados de México, 2004-2019: un análisis de panel de datos espacial*. CICE-FE-UAEMEX, manuscript.
53. Myrdal, G. (1957). *Economic theory and under-developed regions*. Gerald Duckworth.
54. Pappa, E. (2009). The effects of fiscal shocks on employment and the real wage. *International Economic Review*, 50(1), 217-244. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2008.00528.x>
55. Reyes, M. R., & Mejía, P. (2016) Ciclo político presupuestal en México, 1980-2014: un enfoque econométrico. *Gestión y Política Pública*, 25(2), 415-445. <https://doi.org/10.29265/gypp.v25i2.195>
56. Rojas, S. M. (2019). Estimación de la Ley de Okun para la economía mexicana desde un enfoque panel, 2005-2016. *El Semestre de las Especializaciones*, 1(1), 69-93. https://www.depfe.unam.mx/especializaciones/revista/1-1-2019/03_EA_Rojas-Manzo_2019.pdf
57. Romer, D. (2011). *Advanced macroeconomics*. McGraw-Hill. https://new.mmf.lnu.edu.ua/wp-content/uploads/2018/03/Romer_adv-macroec.pdf
58. Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2017). Liquidity traps and jobless recoveries. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(1), 165-204. <https://doi.org/10.1257/mac.20150220>
59. Sobrino, J. (2016). Localización industrial y concentración geográfica en México. *Estudios Demográficos y Urbanos*, 31(1), 9-56. <https://www.redalyc.org/pdf/312/31244837001.pdf>

60. Tafuro, A. (2015). *The effects of fiscal policy on employment: An analysis of the aggregate evidence* (Working Papers 03/WP/2015). Department of Economics, Ca' Foscari University of Venice. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2563667>
61. Tavares Luna, R., & Varela Llamas, R. (2019). The demand for employment in the manufacturing industry in Mexico. *Contaduría y Administración*, 64(1), 19-20. <https://doi.org/10.22201/fca.24488410e.2018.1286>
62. Velázquez, C. (2006). Determinantes del gasto estatal en México. *Gestión y Política Pública*, 15(1), 83-108. https://gestionypoliticapublica.cide.edu/ojs/cide/num_anteriores/Vol.XV_No.I_1ersem/03Guadarrama.pdf

SECOND THOUGHTS ON KAHNEMAN'S THINKING, FAST AND SLOW

Freddy Cante

Consecuente con sus creencias, en el sentido de que las miserias e indignidades, abundantes en los últimos años de vida, son superfluas, el 27 de marzo de 2024, el psicólogo y economista israelí-estadounidense Daniel Kahneman decidió morir a través de un cómodo suicidio asistido.

En 2002, por el trabajo conjunto, con su gran amigo, Amos Tversky, ganó el Premio Nobel de Economía, por haber incorporado conocimientos de la psicología a la ciencia económica, específicamente en los juicios humanos, y en la toma de decisiones bajo incertidumbre. Enseguida, se hace una revisión crítica de algunos de sus aportes, contenidos en su *bestseller* (Kahneman, 2011) y en otros trabajos de economía experimental.

PENSAR RÁPIDO, VERSUS PENSAR DESPACIO

La tesis fundamental de Kahneman (2011) es que en la mente humana existen dos sistemas que manejan nuestro pensamiento. Aclara que estos son ficticios, pues obedecen a su propia interpretación, a partir de su enorme trabajo de experimentación en psicología cognitiva. Estos modos de pensar son el sistema 1 (S1),

F. Cante

Doctor en Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia. Profesor titular de la Escuela Superior de Administración Pública (ESAP), en el campo de la economía pública.

Doi: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n95.115512>

rápido, intuitivo, emocional y manipulable por lo crédulo; y el sistema 2 (S2), lento, más deliberativo y más lógico, y también más escéptico por estar abierto a dudas e incertidumbres.

El S1 genera impresiones, sentimientos e inclinaciones que, cuando están respaldados por el S2, devienen creencias, actitudes e intenciones. Opera automática y velozmente, con poco o ningún esfuerzo, y sin un sentido del control voluntario. Puede ser programado por el S2 para movilizar la atención. Ejecuta respuestas habilidosas y genera hábiles intuiciones, después de un adecuado entrenamiento. Crea unas pautas coherentes de ideas activadas mediante la memoria asociativa. Vincula un sentido de facilidad cognitiva a las ilusiones de verdad, sentimientos placenteros y vigilancia reducida. Distingue lo sorprendente de lo normal. Infiere e inventa causas e intenciones. Niega la ambigüedad y suprime la duda. Es sesgado para creer y confirmar. Exagera la consistencia emocional (efecto halo). Se enfoca en la evidencia existente e ignora la evidencia ausente (“lo que ves es todo lo que hay”). Genera un conjunto limitado de valoraciones básicas. Representa conjuntos de normas y de prototipos, no los integra. Iguala intensidades en todas las escalas (por ejemplo, tamaño con volumen). Cálculo disperso (escopeta mental). Algunas veces sustituye una pregunta fácil en lugar de una difícil (heurística). Es más sensitivo a los cambios que a los estados (teoría de los prospectos). Sobrestima, con terquedad, bajas probabilidades y cae en el exceso de confianza. Muestra una decreciente sensibilidad a la cantidad. Responde más fuertemente a las pérdidas que a las ganancias (aversión a perder). Enmarca problemas de decisión de una manera estricta, aislándolos uno del otro.

El S2, considerado una inteligencia algorítmica, enfoca la atención en actividades mentales que requieren esfuerzo, incluyendo cálculos complejos. Permite la búsqueda deliberada de la memoria y computaciones complejas. Hace posible la planeación y la escogencia, además de la autocritica. Las actividades de este sistema están, frecuentemente, asociadas con agencia, elección y concentración. No obstante, el S2 es un monitor más o menos laxo y perezoso del S1. El S2 permite hacer operaciones algo engorrosas, como completar un formulario de impuestos y comprobar la validez de un argumento lógico complejo.

Kahneman (2011) examina la relación entre los excesos del S1 y la pereza de S2 en relación con problemas que ha estudiado desde hace décadas, como sesgos, heurísticas, excesiva confianza, aversión a perder, etc.

El modo de expresar una opción (*framing*) incide en la escogencia

El modo como se presenta, se expresa, se ordena y se encuadra una opción al elector, ya sea esta una canasta de bienes, una propuesta de negociación política, una política pública, un conjunto de candidatos políticos o una noticia, es un factor altamente determinante en la toma de decisiones, como lo han explicado Kahneman y Tversky (2000). El contexto, y la forma en que están dispuestas las opcio-

nes, inciden en los electores, hasta el punto de que les puede llevar a importantes cambios en las preferencias: una negociación se puede frustrar si las opciones disponibles se plantean como pérdidas (ceder derechos adquiridos, perder privilegios) y no como posibles ganancias (evitar una escalada del conflicto hacia la guerra); en una contienda electoral, un candidato ominosamente mediocre o insoportablemente tibio puede ser realzado, si este se enfrenta, al menos, a un rival pésimo y en extremo indeseable, como una especie de meme o payaso (aunque justo lo opuesto casi ocurrió en las elecciones presidenciales de 2022 en Colombia).

Un idéntico problema (o solución) se puede expresar de diferentes maneras y, ante la existencia de sesgos, como la aversión a perder (presente en el S1), hay una enorme variación en el número de seguidores a favor de cada expresión (supuestamente diferente, de una misma opción). En el siguiente experimento de Kahneman y Tversky (2000, pp. 4-5), se presentan cuatro programas sanitarios, para afrontar el sorpresivo brote de una enfermedad asiática, con énfasis en el resultado esperado de cada alternativa. Entre paréntesis, aparece el porcentaje de individuos a favor de cada programa, así:

Un grupo de 152 escoge entre dos programas:

- Si el programa A es adoptado, 200 personas serán salvadas (72 %)
- Si el programa B es adoptado, hay un tercio de probabilidad de que 600 personas serán salvadas y un tercio de probabilidad de gente que no será salvada (28 %)

Otro grupo de 155 escoge entre otros dos programas:

- Si el programa C es adoptado, 400 personas morirán (22 %)
- Si el programa D es adoptado, hay un tercio de probabilidad de que nadie morirá y dos tercios de probabilidad de que 600 personas morirán (78 %)

Nótese que las expresiones que omiten mencionar pérdidas, y prometen resultados favorables seguros, son las más preferidas por la gente normal (incluyendo a estudiantes de las llamadas ciencias de los negocios).

La primera impresión, y las apariencias, pueden determinar una decisión

Con bastante frecuencia, los individuos se dejan influenciar (cautivar) por el halo de un líder y por las primeras impresiones de algún sujeto apenas conocido superficialmente.

Para Kahneman (2011), uno de los experimentos más interesantes, referente a las primeras impresiones, es el del psicólogo Solomon Asch, sobre dos opciones idénticas (con los mismos rasgos), pero presentadas en distinto orden (con un marco de ordenamiento opuesto), estas son:

Alan: Inteligente, industrioso, impulsivo, crítico, terco, envidioso

Ben: Envidioso, terco, crítico, impulsivo, industrial, inteligente

Kahneman (2011) muestra que muchas veces los electores tienden a pensar con el S1 y, por tanto, se dejan impresionar por los primeros rasgos que aparecen en el respectivo listado de cada opción. Con sus apresuradas opiniones condenan al paraíso o al infierno a cualquier personaje. Consecuentemente, Alan es considerado una mejor persona que Ben. Además, la terquedad de Alan es considerada virtuosa, porque este personaje se ha encuadrado como alguien inteligente e industrial; y la inteligencia de Ben se considera dañina, pues a esta persona se la ha enmarcado como alguien envidioso y terco.

Seguir pensando rápido, con empujones cordiales (*nudges*)

Luego de haber expuesto y explicado los problemas de los sistemas S1 y S2, en la parte conclusiva Kahneman (2011) ofrece algunas soluciones basadas en la panacea de los condescendientes empujoncitos, planteada por Thaler y Sunstein (2009), exponentes, como él, de la economía experimental. Un afable empujón, según ellos, permite la libertad de elegir, pues está basado en una especie de paternalismo libertario: no mediante la brutal coerción, sino a través de la suave arquitectura de la elección, los sujetos pueden ser afablemente empujados hacia la escogencia de las mejores opciones disponibles para ellos. Los suaves empujones son, según los autores, un complemento del arsenal de incentivos selectivos (garrote y zanahoria) de la economía convencional.

Un *nudge* no es otra cosa que un *framing*, expresado en el simplista, suave, colorido e impactante lenguaje de la publicidad. Esta arquitectura de la elección (en realidad, cordial ruta de conductismo) es un sistema de ventanas, avenidas y señales para conducir a los sujetos hacia las más óptimas y convenientes escogencias para ellos. Aunque los *dummies* (la manada de estúpidos títeres) se mantengan en el rápido pensamiento del S1, serán empujados a seguir las alternativas que, diversos expertos y gurús, con uso certificado de sus “sofisticados” S2, indican.

Los *nudges* están de moda, abundan dispositivos, por ejemplo, dispensadores de papel, con señales gráficas de daños ecológicos en el sur global (si la gente saca mucho papel); también duchas eléctricas, con ositos polares que van desapareciendo (cuando la gente usa el agua en exceso). Con tales ayudas, la gente seguirá pensando rápido; pero, según los mencionados autores, tomará las mejores decisiones individuales y colectivas.

PENSAR MÁS ALLÁ DE KAHNEMAN

¿A qué velocidad se quema el pensamiento?

Del comienzo de la clásica novela de Bradbury (1985, p. 19) se extrae un fragmento de la conversación entre Montag (el protagonista) y la joven Clarisse McClellan:

- Piensas demasiado –dijo Montag, incómodo.
- Casi nunca veo la televisión mural, ni voy a las carreras, ni a los parques de atracciones. Me sobra tiempo para pensar cosas raras. ¿Ha visto esos anuncios de ciento cincuenta metros a la entrada de la ciudad? ¿Sabe que antes eran solo de quince metros? Pero los coches comenzaron a pasar tan rápidamente que tuvieron que alargar los anuncios para que no se acabasen demasiado pronto.

En esa novela, y en diversas conferencias, Bradbury afirma que hoy día no es necesario quemar libros. Basta con mantener a la cuantiosa masa en un estado de mediocre estandarización, un letargo con el fin de emascular cualquier ínfimo germen de pensamiento original y crítico. La proliferación del pensamiento rápido (que preocupó a Kahneman) sería la antesala del no pensar en absoluto (narrada en la distopía de Bradbury), que ya está aconteciendo.

Actualmente, el lenguaje se empobrece con abundante información ultrasimplificada. Para maximizar la velocidad, proliferan imágenes y fotos (Facebook, Instagram), mensajes ridículamente breves (los 280 caracteres de X) y fugaces y cursis videos de 60 segundos (TikTok). Con la escasez de palabras (la muerte anunciada del vocabulario), abundan interjecciones y homogéneos emoticones (para “expresar” emociones).

Las universidades, dudosamente autónomas, tienden a ser fábrica de mentes funcionales a demandas del mercado y a imperativos del Estado. Globalmente se tiende a la abolición de humanidades, artes y literatura, como lo plantea Nussbaum (2010). Se omiten abundantes preguntas (¿por qué?, ¿para qué?); impera un adiestramiento infantilizado para aprender lo práctico y lo funcional (el cómo en su versión más superficial), y para evitar los dilemas y las dudas que deberían ser inherentes a las escogencias de los individuos, como consumidores y ciudadanos.

Los medios de información masiva y entretenimiento (televisión, cine, periódicos y revistas) y las redes sociales tienen guías de la masa, ya sean estos influenciadores, publicistas o hacedores de *nudges*. Tal fauna de adiestradores, parafraseando a Bradbury (1985, p. 102), “le dice a uno qué debe pensar y de un modo contundente. Ha de tener razón. Parece tener razón. Lo arrastra a uno con tanta rapidez a sus propias conclusiones que no hay tiempo de protestar, o decir: ‘¡Qué tontería!’”.

Para Kahneman (2011, pp. 255-267), el capitalismo funciona, en gran parte, por el demencial optimismo de empresarios, con tecnócratas listos a disparar (como lo exigía el autoritario Truman) hacia cualquier meta incuestionable (sin el estorbo de la reflexión y la duda).

Hoy vivimos en una época de la celeridad (exacerbada productividad), con los más elevados niveles históricos de gasto energético, y muy poco tiempo disponible para procesar y entender los océanos de información que, *ad nauseam*, inundan diversas bases de datos. La mayor productividad va de la mano del obrero parcial (aguda división del trabajo) y la ciudadanía empequeñecida (la trivialidad del voto). La ausencia de elección es, en parte, resultante de la falta de tiempo

(ociosidad) para pensar, meditar y reflexionar, y la proliferación de sujetos cada vez más empujados y abrumados por las miríadas de productos y marcas del mercado global.

El desquiciado optimismo y la ausencia de reflexión son características de las escogencias estúpidas. Desde una perspectiva histórica, Tuchman (1985) muestra que la humanidad tiene una gran propensión a la estupidez, la cual se incrementa ostensiblemente en el mal arte de gobernar y en los grandes imperios. Los estúpidos van en contra del interés colectivo, tienen la soberbia autoconfianza de poderosos “líderes” que no atienden a las advertencias y no aprenden de las experiencias históricas. Ejemplos de estúpidas terquedades son la guerra estadounidense en Vietnam, la carrera de poderosas naciones para dotarse de armas atómicas después de la Segunda Guerra Mundial y el empecinamiento, de izquierda a derecha, en el crecimiento económico (que está acabando con el remanente de agua pura, aire limpio y tierra fértil).

De cómo pensar sin llegar a ser persona

Las escogencias defendidas por Kahneman (2011) son aquellas supuestamente más racionales, liberadas de sesgos y heurísticas, despojadas de excesos de confianza y exentas de las trampas de la publicidad (expresiones o marcos de referencia), pero limitadas al ordenamiento de canastas de bienes. Tristemente, su oda al pensamiento lento no incluye los dilemas morales y las angustiosas escogencias relacionadas con las metapreferencias, los estilos de vida y los valores, elecciones que nos permiten ser personas, cosa que estudiaron grandes heterodoxos como Hirschman (2002).

Los intelectuales idiotas y el fascismo de la corrección política

La corrección política es, según Sunstein (2019, pp. 6-18), una acertada tendencia de la izquierda que busca un cambio de normas sociales mediante la prohibición de expresiones fuera de lugar para la ortodoxia centro-izquierdista (rémoras machistas, sexistas, etc.), que permite dar la voz a personas que no se habían atrevido a decir lo que pensaban.

En este orden de ideas, los visionarios correctores políticos tendrían el catálogo de normas y conductas correctas, del mismo modo que los iluminados (supuestamente no sesgados) hacedores de *nudges* tendrían el repertorio de decisiones y comportamientos acertados, y adecuados.

Los intelectuales pero idiotas (IpI) son aquellos que pretenden gobernar, asesorar y guiar a su prójimo sin tener la piel en el juego. Destaca Taleb (2018, pp. 249-259) que sabiondos como Thaler y Sunstein (¿acaso también Kahneman?) pretenden patologizarnos por estar desviados de protocolos de comportamiento correcto establecidos por ellos, y mediante simplistas *nudges* pretenden imponernos qué hacer, qué comer, cómo hablar, cómo pensar y por quién votar. Así van en contra-

vía del sensato mandamiento de Bernard Shaw: “No hagas a los demás lo que te gustaría que te hicieran a ti; los demás pueden tener otros gustos”.

Taleb (2018) resalta que un peligro latente de tales panaceas es trabajar con un mínimo de información, lo que resulta de extrapolar la conducta deseable (y supuestamente racional) de un individuo a una cuantiosa colectividad. Los Ipl no entienden las complejidades e incertidumbres. Taleb (2018, pp. 452-477) muestra lo nocivo de apostar a solo un modo de ver el mundo (a una opción supuestamente salvadora), habida cuenta de que la probabilidad es compleja, y no existe alguna carta acertada para todas las apuestas. Los Ipl ignoran la ergodicidad, y confunden la probabilidad de un colectivo (mercado) con la de un individuo. Es diferente la probabilidad de un solo jugador condenado a la ruina (un individuo repetidamente expuesto a una sucesión de eventos inciertos) de la probabilidad conjunta (una fila de millares de individuos, cada uno apostando solo una vez a una sucesión de eventos gloriosos o ruinosos inciertos).

En la distopía de Bradbury (1985), los libros, la contemplación y las grandes dudas y angustias se extinguen porque el Estado ha implantado una sola forma (oficial) de “ver” el mundo. Tal visión dominante no requiere el pensamiento, se acepta como un lema que, curiosamente, evoca el efecto halo, y el prejuicio simplificador “lo que ves es todo lo que hay”; típicas características del pensar rápido. Los estúpidos censores no piensan al condenar, disparan rápido, y solo requieren un pequeño pretexto para hacerlo.

Kundera (2016) narra que bastó una inocente broma, plasmada en la postal que envía Ludvik a Marketa, con la frase “¡El optimismo es el opio del pueblo! El espíritu sano hiede a idiotez. ¡Viva Trotsky!”, para que este fuese condenado.

En la novela de Roth (2002), un veterano y querido maestro es obligado a renunciar, luego de cometer un irrisorio pecado de incorrección política; al llamar a lista, luego de cinco semanas de inasistencia, el viejo profesor Coleman preguntó: “¿Conoce alguien a estos alumnos? ¿Tienen existencia sólida o se han hecho negro humo?”, sin saber que eran negros (o gente de color, como se estila en el lenguaje políticamente correcto).

La corrección política es una modalidad de fascismo, pues implica la imposición de una única manera, supuestamente, correcta e impecable de pensar, decir y de actuar (Jay, 2012). El vocabulario de lo políticamente correcto abunda en eufemismos, que evocan un monocultivo de buenas y mansas maneras, e implica el exterminio de la diversidad. Conduce a la muerte de la divergencia y del humor. En la jerga políticamente correcta, el lenguaje perderá la sinceridad, en aras de la diplomacia (hipocresía). Para no herir susceptibilidades, se reescribirán obras enteras, empezando por introducir ridículos títulos, como “Blanca Nieves y los siete verticalmente desafiados”, “El ciudadano sénior y el mar”.

Hitler y sus secuaces fenecieron, pero el fascismo imperó. Los actuales fascistas, exponentes del corporativismo, cercenan las pequeñas libertades ciudadanas

(habla y comportamiento), en aras de mantener las grandes libertades mercantiles y el poderío estatal (Goldberg, 2017).

REFERENCIAS

1. Bradbury, R. (1985). *Fahrenheit 451*. Planeta.
2. Goldberg, J. (2017). *Liberal fascism: The secret history of the American left, from Mussolini to the politics of change*. Random House.
3. Hirschman, A. O. (2002). *Shifting Involvements: Private Interest and Public Action-Twentieth-Anniversary Edition*. Princeton University Press
4. Jay, R. (2012, 1 de junio). *Smash words*. <https://www.smashwords.com/extreader/read/209589/4/political-correctness-the-new-fascism>
5. Kahneman, D. (2011). *Thinking, fast and slow*. Farrar, Straus and Giroux.
6. Kahneman, D., & Tversky, A. (2000). *Choices, values and frames*. Cambridge University Press.
7. Kundera, M. (2016). *La broma*. Tusquets.
8. Nussbaum, M. (2010). *Not for profit: Why democracy needs the humanities*. Princeton University Press.
9. Roth, P. (2002). *La mancha humana*. Alfaguara.
10. Sunstein, C. (2019). *How changes happen*. MIT Press.
11. Taleb, N. N. (2018). *Skin in the game: Hidden asymmetries in daily life*. Random House.
12. Thaler, R. H., & Sunstein, C. R. (2009). *Nudge: Improving decisions about health, wealth, and happiness*. Penguin.
13. Tuchman, B. (1985). *The march of folly: From Troy to Vietnam*. Random House.

ACERCA DE CUADERNOS DE ECONOMÍA

La revista *Cuadernos de Economía* es publicada semestralmente por la Escuela de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas (Universidad Nacional de Colombia). Es una de las más antiguas del país en el área económica. Su primera edición se realizó durante el primer semestre de 1979.

Nuestra publicación está disponible en índices y bases de datos nacionales e internacionales, tales como SCOPUS, Redalyc, SciELO Brasil, EBSCO, ESCI (Clarivate Analytics) / Thomson Reuters Web of Science (antiguo ISI)- SciELO Citation Index, Dialnet, Latinex -Sistema regional de información en línea, CIBERA (Biblioteca Virtual Iberoamericana España / Portugal, Ulrich's Directory, ProQuest, DOAJ (Directory of Open Access Journals), CLASE -Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades, IBSS -International Bibliography of the Social Sciences, e-revistas, HLAS -Handbook of Latin American Studies, RePEc -Research Papers in Economics, CAPES -Portal Brasileiro de Informação Científica, SSRN (Social Sciences Research Network), Econlit -Journal of Economic Literature (JEL), DoTEc -Colombia, Pubindex, LatAm-Studies y Econpapers.

La revista tiene como objetivo divulgar, en el ámbito académico nacional e internacional, los avances intelectuales en teorías, metodologías y aplicaciones económicas, así como los resultados de investigaciones y trabajos especializados.

Su público está integrado por académicos (investigadores, docentes y estudiantes universitarios), miembros de instituciones gubernamentales y de entidades privadas, que se ocupen del estudio de la teoría económica, la política económica, el desarrollo socioeconómico y otros temas de interés para la disciplina.

El Editor y el Consejo Editorial de Cuadernos de Economía son las instancias que deciden sobre la publicación de las contribuciones. Es importante aclarar que el envío de material no exige su publicación y que el contenido de los artículos es responsabilidad de los autores y no compromete, de ninguna manera, a la revista o a la institución.

El autor interesado en someter a evaluación una contribución, debe hacerla llegar a la revista, conforme a las especificaciones contempladas en las *pautas para autores*. Esta información se encuentra disponible al final de cada número y en el sitio web: <http://fce.unal.edu.co/cuadernos/pautas.html>

Los evaluadores son seleccionados de acuerdo con sus conocimientos en los temas cubiertos por cada artículo. La evaluación toma en cuenta aspectos como la originalidad del contenido, el rigor conceptual, los aspectos metodológicos, la claridad y la coherencia, tanto en la argumentación como en la exposición, y la pertinencia de las conclusiones.

La versión en *pdf* de los artículos puede ser consultada y descargada en el sitio <http://fce.unal.edu.co/cuadernos/numeros-anteriores.html>. Para la adquisición en formato físico de números anteriores, el interesado puede comunicarse con la dirección de la revista: Facultad de Ciencias Económicas, Edificio 310, primer piso, Universidad Nacional de Colombia; al correo electrónico revcuaco_bog@unal.edu.co o al teléfono 3165000 extensión 12308.

PAUTAS PARA AUTORES

La revista *Cuadernos de Economía* toma en consideración contribuciones académicas inéditas, artículos de investigación, revisiones bibliográficas, debates y reseñas analíticas, con redacciones en español, inglés, francés o portugués, que no hayan sido propuestos en otras revistas académicas. Los textos deben ser un aporte al avance del conocimiento en las áreas económica, política, social, administrativa y/o demográfica.

La recepción de artículos se realiza durante todo el año y no tiene ningún costo para los autores. El proceso de postulación se hace por medio del sistema de gestión editorial OJS en el siguiente enlace: <http://bit.ly/ZsvX1j>.

La revista podrá desestimar la publicación de un manuscrito si, por decisión interna, se determina que no cumple con ciertos estándares académicos o editoriales. Los manuscritos que pasen la revisión inicial serán enviados a evaluadores seleccionados de acuerdo con sus conocimientos en las temáticas abordadas en cada artículo. Con el fin de garantizar la imparcialidad de la evaluación emitida, nuestra publicación emplea el sistema de arbitraje doble ciego, es decir, que tanto los evaluadores como los autores permanecen anónimos.

La evaluación toma en cuenta aspectos como la originalidad del contenido, el rigor conceptual, los aspectos metodológicos, la claridad y la coherencia (tanto en la argumentación como en la exposición), y la pertinencia de las conclusiones. Los resultados del arbitraje pueden ser: aprobado sin modificaciones, publicación sujeta a incorporación de cambios y observaciones, reescritura del documento y rechazo del material. La tasa de rechazo de materiales sometidos a evaluación durante 2020 fue del 76%.

Culminado el proceso de arbitraje, las evaluaciones se enviarán a los autores, quienes contarán con un período máximo de 30 días para realizar los respectivos ajustes si hay exigencia de ellos. Posteriormente los artículos que superen el proceso editorial entrarán en lista de espera para ser publicados en números posteriores de la revista.

NORMAS EDITORIALES

1. Someter un artículo a *Cuadernos de Economía* supone el compromiso, por parte de los autores, de no someterlo simultáneamente a otras publicaciones, ya sea en forma parcial o completa.
2. En caso de que una versión preliminar del manuscrito sometido al proceso editorial haya sido presentada como documento de trabajo (*working paper*), se debe incluir la referencia completa.
3. Los trabajos se enviarán en LaTeX o archivo de texto (Word para Windows o Rich Text Format) y deben cumplir con los siguientes requerimientos: una extensión entre 4.000 y 10.000 palabras incluyendo notas y referencias bibliográficas (teniendo en cuenta que los artículos en economía tienen en promedio una extensión de 4.000 a 6.000 palabras); espacio sencillo; letra Garamond tamaño 13;

papel tamaño carta y márgenes de 3 cm. Para los documentos sometidos a la sección de reseñas la extensión máxima se reduce a 4.000 palabras.

4. El título del artículo debe ser explicativo y recoger la esencia del trabajo.
5. Los datos sobre el autor se indicarán en nota al pie de página con asterisco: nombre del autor, profesión u oficio, nivel de estudios, empleo actual, lugar de trabajo y, obligatoriamente, su correo electrónico (preferiblemente institucional).
6. Debe incluirse un resumen en español y otro en inglés con una extensión de 100 palabras cada uno. Deben ser claros y proporcionar la información suficiente para que los lectores puedan identificar el tema del artículo, metodología y principales resultados.
7. Es necesario especificar cuatro o cinco palabras clave en español y en inglés, y cuatro o cinco códigos de clasificación de la nomenclatura JEL, la cual puede ser consultada en la siguiente dirección web: <https://www.aeaweb.org/jel/guide/jel.php>
8. Se requiere que los cuadros, gráficas o mapas sean legibles, con las convenciones definidas, que se cite su fuente de información en la parte inferior y que se envíen los archivos en los programas empleados para su elaboración (hoja de cálculo para cuadros, tablas y gráficos, e imagen para figuras o mapas). Se debe indicar la página en la que deben ser insertados o si se incluyen como anexos. Si se utiliza material protegido por copyright, los autores se hacen responsables de obtener la autorización escrita de quienes poseen los derechos.
9. Los encabezados de cada sección se escribirán en negritas, alineados a la izquierda y en mayúscula sostenida. Los títulos de segundo nivel se escribirán en negritas, alineados a la izquierda, y combinando mayúsculas y minúsculas. Los títulos de tercer nivel irán en itálica, alineados a la izquierda, y combinando mayúsculas y minúsculas.
10. Las ecuaciones deben estar numeradas de manera consecutiva y entre paréntesis: (1), (2)... Esta numeración debe estar alineada a la derecha de la página.
11. Los símbolos matemáticos deben ser muy claros y legibles. Los subíndices y superíndices deben estar correctamente ubicados.
12. Si el documento propuesto incluye citas textuales es necesario seguir las siguientes indicaciones según normativa APA: si posee cinco líneas o menos irá precedida de dos puntos y entre comillas; si poseen más de cinco líneas o más de 40 palabras se ubicará en un párrafo aparte, a 4 centímetros del borde izquierdo de la hoja, con letra Garamond tamaño 12 y alineado a la derecha.
13. Las notas de pie de página serán, exclusivamente, de carácter aclaratorio o explicativo, no deben incluir referencias bibliográficas.
14. Para emplear una sigla o una abreviatura se indicará su equivalencia completa y a continuación, entre paréntesis, el término que será utilizado en el resto del documento.
15. Las referencias al interior del texto deben conservar el estilo autor-fecha, por ejemplo: López, 1998. Cuando la referencia se hace textualmente, el número de la

página de donde se tomó debe ir después de la fecha, separado por coma (López, 1998, p. 52), o si incluye varias páginas (López, 1998, pp. 52-53); en caso de tres o más autores se menciona el primero seguido de “*et al.*” (López *et al.*, 1998).

16. La redacción, las menciones en el texto, ya sean textuales o paráfrasis y las referencias bibliográficas deben seguir estrictamente el estilo APA. La bibliografía debe listar solamente las fuentes citadas en el trabajo en la sección de “Referencias”.
17. El autor cede los derechos de publicación a la Escuela de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia. Cuadernos de Economía se reserva el derecho de publicación impresa, electrónica y de cualquier otra clase, en todos los idiomas.
18. Se recomienda a los autores escribir con el mayor rigor, verificando la ortografía, empleando párrafos cortos y homogéneos, y utilizando adecuadamente los signos de puntuación. La revista puede realizar los cambios editoriales que considere pertinentes para dar al artículo la mayor claridad posible.
19. Excepcionalmente, es posible proponer la reproducción de textos difundidos en otros medios o que requieran traducción, siempre y cuando no impliquen costos adicionales para la publicación.
20. Algunos ejemplos y aclaraciones sobre el uso de normas APA pueden encontrarse en <http://www.apastyle.org/learn/faqs/index.aspx> y http://flash1r.apa.org/apastyle/basicshtml5/index.html?_ga=2.198992360.670361098.1544630386-2074163288.1530031378

CONCERNING CUADERNOS DE ECONOMÍA

“Cuadernos de Economía” is published every six months by the Universidad Nacional de Colombia’s School of Economics (Economics’ Faculty). It is one of the oldest economic journals in Colombia; its first edition appeared during the first semester of 1979.

This is a refereed journal, indexed in SCOPUS, Redalyc, SciELO Brasil, EBSCO, ESCI (Clarivate Analytics) / Thomson Reuters Web of Science (antiguo ISI)- SciELO Citation Index, Dialnet, Latindex -Sistema regional de información en línea, CIBERA (Biblioteca Virtual Iberoamericana España / Portugal, Ulrich’s Directory, ProQuest, DOAJ (Directory of Open Access Journals), CLASE -Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades, IBSS -International Bibliography of the Social Sciences, e-revistas, HLAS -Handbook of Latin American Studies, RePEc -Research Papers in Economics, CAPES -Portal Brasileiro de Informação Científica, SSRN (Social Sciences Research Network), Econlit -Journal of Economic Literature (JEL), DoTEc -Colombia, Pubindex, LatAm-Studies y Econpapers.

The journal’s objective is to broadcast (within a national and international academic setting) intellectual advances regarding economic theory, methodology and applications, as well as the results of research and specialized work.

We aim at contributing to the academic debate among national and regional scholars allowing a wide spectrum of competing theoretical approaches. Its public consists of academics (researchers, teachers and university students), members of government institutions and private entities interested in studying economic theory, economic policy, socioeconomic development and other topics of interest for the discipline. Cuadernos de Economía can reject a manuscript if, after an initial internal revision, it is stated that the manuscript does not fulfill certain academic or editorial standards. Those manuscripts passing this first revision, will go through double blind refereeing.

Our publication uses double-blind refereeing (i.e. both the evaluators and the authors remain anonymous). The foregoing guarantees the impartiality of the concept being put forward. The referees are selected according to their knowledge of the topics being covered by each article. Evaluation takes into account such aspects as: the originality of the content, conceptual rigor, methodological aspects, clarity and coherence in both the argument and how it is expressed and the pertinence of the conclusions. The content of an article is the author’s responsibility and does not commit the journal or the institution in any way.

Any author interested in submitting a contribution to be evaluated must ensure that it reaches the journal conforming to the specifications laid down in the *author guidelines*. This information can be found at the end of each issue and on the journal’s web site: <http://www.ceconomia.unal.edu.co>. A PDF version of the journal’s articles can be consulted and downloaded from web site <http://fce.unal.edu.co/cuadernos/numeros-anteriores.html> If one is interested in acquiring back numbers in physical format then one can get in touch with the journal directly at the following address: Facultad de Ciencias Económicas, Edificio 310, Universidad Nacional de Colombia; at the following e-mail address: revcuaeco_bog@unal.edu.co, or on telephone 3165000, extension 12308.

AUTHOR GUIDELINES

Cuadernos de Economía takes into consideration for possible publication unedited academic contributions, research articles, reports and case studies, essays, bibliographic reviews, criticism and analytical reports of books written in Spanish, English, French or Portuguese which have not been previously published (except as a working paper) and which are not under consideration for publication elsewhere. If such material has been presented as a working paper, then the complete reference must be included. The texts must make a contribution towards advancing knowledge in economic, political, social, administrative and demographic areas.

Candidates must apply through the OJS editorial management system and include the documents listed following the link <http://bit.ly/ZsvX1j>.

In case it is decided that an article is publishable, then the peer evaluations will be sent to the authors so that they can make the respective adjustments (if so requested) within a maximum period of 30 days.

Cuadernos de Economía's editorial committee is the final body deciding on whether contributions should be published. It should be stressed that simply sending material does not oblige the journal to publish it. The journal's publication-team is committed to keeping authors informed during the different stages of the publishing process.

Articles will be received throughout the whole year.

EDITORIAL NORMS

1. Work must be sent in a Latex or text file (Word for Windows (.doc) or Rich Text Format (.RTF)) and must comply with the following requirements: material shall have between 4,000 and 10,000 words including notes and bibliographic references (be aware that documents in Economics have between 4.000 and 6.000 words); the text shall be written in single space, Garamond font size 13, on letter-sized pages having 3 cm margins.
2. Data concerning the authors must be indicated in footnotes by an asterisk: author's names, profession or job, level of studies, actual post held, place of work and (obligatorily) their e-mails and their address.
3. An analytical abstract in written in Spanish and English must be included, containing a maximum of 100 words. The summary must be clear and provide sufficient information for the readers to be able to easily identify the article's subject.
4. Four or five key words must be given in Spanish and English and four or five classification codes using JEL nomenclature which can be consulted at the following web site: <https://www.acaweb.org/jel/guide/jel.php>
5. The article's title must be explanatory and illustrate the essence of the work.

6. Tables, graphs, plots and/or maps must be legible, having very clearly defined conventions; source information must be cited in the lower part of them and the files must be sent in the software used for drawing them (spreadsheet for tables, plots and graphs, and image for figures or maps). The page on which they must be inserted or whether they should be included as appendices must be clearly indicated. If material which is protected by copyright is to be used, then the authors are solely responsible for obtaining written authorization from those who hold the rights.
7. The headings for each section must be written in bold, aligned to the left and in sustained capitals. Second level titles must be written in bold, aligned to the left and combine capital and small case letters. Third level titles must be written in italics, aligned to the left and combine capital and small case letters.
8. Equations must be numbered in a consecutive manner and be placed within square brackets ([1],[2],[3] ...). Such numbering must be aligned with the right-hand side of the page.
9. Mathematical symbols must be clear and legible. Subscript and superscript must be correctly used.
10. If the proposed document should include textual citation, then the following indications should be followed: if the quotation has five lines or less then it must be preceded by a colon and be placed within inverted commas; if the quotation runs for more than five lines then it must be placed in a separate paragraph, 1 centimeters from the left-hand edge of the page, in Garamond font size 12 and aligned to the right.
11. Footnotes will be exclusively explanatory or explicative; they must not include bibliographic references.
12. If an abbreviation or acronym is to be used then it must indicate its complete equivalent and the term (placed within brackets) which will be used from that point on in the rest of the document.
13. Bibliographic references must retain the author-date style, inserted within the text (López, 1998). When a reference is given textually then the number of the page from which it was taken must be given after the date, separated by a comma (López, 1998, p. 52), if it includes several pages (López, 1998, pp. 52-53) and in the case of several authors (López *et al.*, 1998).
14. The bibliography must only list the sources cited in the work; the section is thus entitled Bibliographic References. Examples of the norms for citing other work as used by the journal are the rules of APA Style: <http://flash1r.apa.org/apastyle/basics/index.htm>.
15. All authors cede their publication rights to the Universidad Nacional de Colombia's School of Economics (Economics' Faculty). *Cuadernos de Economía* reserves printed and electronic publication rights and any other type of rights, in all languages.
16. The journal reserves the right to make any editorial changes which it considers pertinent for providing an article with the greatest clarity possible. It is thus recommended that authors write with the greatest rigor, verifying their spelling, use short, homogeneous paragraphs and use punctuation marks correctly.
17. Exceptionally, it may be proposed that texts be reproduced which have been broadcast in other media or which require translation, always assuming that this does not imply any additional publication costs.

À PROPOS DE LA REVUE CUADERNOS DE ECONOMÍA

La revue *Cuadernos de Economía* est semestriellement publiée par l'École d'Économie de la Faculté de Sciences Économiques (Université Nationale de Colombie). C'est l'une des plus anciennes du pays dans le domaine économique. Sa première édition a été réalisée pendant le premier semestre de 1979.

La revue a l'objectif de divulguer, dans l'environnement académique nationale et internationale, les avancées intellectuelles dans des théories, des méthodologies et des applications économiques, ainsi que les résultats de recherches et de travaux spécialisés.

Son public est composé par les académiciens (chercheurs, enseignants et étudiants universitaires), les membres d'institutions gouvernementales et d'entités privées qui s'occupent de l'étude de la théorie économique, de la politique économique, du développement socioéconomique et d'autres sujets d'intérêt pour la discipline.

Notre publication emploie le système de paires évaluateurs en appliquant les normes d'un *arbitrage aveugle*, c'est-à-dire, que tant les évaluateurs comme les auteurs restent anonymes. Le précédent, afin de garantir l'impartialité du concept émis.

Les évaluateurs sont choisis conformément à leurs connaissances dans les sujets couverts par chaque article. L'évaluation prend en compte des aspects comme : l'originalité du contenu, la rigueur conceptuelle, les aspects méthodologiques, la clarté et la cohérence, tant dans l'argumentation comme dans l'exposé, et la pertinence des conclusions.

Le contenu des articles est responsabilité des auteurs et il ne compromet, d'aucune manière,

à la revue ou à institution. L'auteur intéressé à soumettre à évaluation une contribution, doit la faire arriver à la revue, conforme aux spécifications contemplées dans les paramètres pour les auteurs. Cette information est disponible à la fin de chaque numéro et dans le site web <http://fce.unal.edu.co/cuadernos/numeros-anteriores.html>

La version en pdf des articles peut être consultée et être téléchargée dans le site web: <http://www.ceconomia.unal.edu.co>. Pour l'acquisition dans un format physique de numéros précédents, l'intéressé peut s'adresser à la revue : Facultad de Ciencias Económicas, Edificio 310, Universidad Nacional de Colombia ; ou à la boîte mail : revcuaco_bog@unal.edu.co ou au téléphone 3165000 extension 12308.

PARAMETRES POUR LES AUTEURS

La revue *Cuadernos de Economía* prend en considération, pour sa publication, de contributions académiques inédites, d'articles d'investigation, de rapports et études de cas, d'essais, de révisions bibliographiques, de critiques et des descriptions analytiques de livres, en Espagnol, en Anglais, en Français ou en portugais, qui n'aient pas été proposés dans d'autres revues académiques. Au cas où ils se sont présentés comme documents de travail, il faut inclure la référence complète. Les textes doivent contribuer à l'avancée de la connaissance dans les domaines économique, politique, social, administratif et démographique.

Le processus de postulation se fait par le système de gestion éditoriale OJS et les documents doivent être joints dans le link suivant <http://bit.ly/ZsvX1j>.

Dans le cas des articles à publier, les évaluations seront envoyées aux auteurs pour qu'ils puissent réaliser les ajustements respectifs, s'il y a exigence de d'eux, dans un délai maximum de 30 jours.

L'Editor et le Conseil d'Edition de *Cuadernos de Economía* sont les instances qui prend la décision de publier les contributions.

Il est important de clarifier que l'envoi de matériel n'oblige pas à effectuer son publication. L'équipe de travail de la revue se engage à maintenir informé au (aux) auteur (s) pendant les différentes étapes du processus éditorial.

La réception des articles se fait tout au long de l'année.

NORMES ÉDITORIALES

1. Les travaux seront envoyés en fichiers Latex ou de texte (*Word pour Windows ou Ritch Text Formart*) et doivent remplir les demandes suivantes : une dimension de 10.000 mots en incluant des notes et des références bibliographiques ; l'interligne simple ; lettre Garamond taille 13 ; papier lettre et marges de 3 cm.
2. Les données sur l'auteur seront indiquées en note de bas de page avec un astérisque : nom de l'auteur, son occupation ou office, le niveau d'études, l'emploi actuel, le lieu de travail et, obligatoirement, son courrier électronique.
3. On doit inclure un résumé en Espagnol et en Anglais de 100 mots au maximum. Celui-ci doit être clair et fournir l'information suffisante pour que les lecteurs puissent identifier le sujet de l'article.
4. Trois ou quatre mots clés en Espagnol et en Anglais, et trois ou quatre codes de classification de la nomenclature JEL, laquelle peut être consultée dans le site web: <https://www.aeaweb.org/jel/guide/jel.php>
5. Le titre de l'article doit être explicite et recouvrir l'essentiel du travail.
6. On requiert que les tableaux, les graphiques ou les cartes soient lisibles, avec les conventions très définies, qu'on cite sa source dans la partie inférieure et que soient

envoyés dans les programmes employés pour leur élaboration (feuille de calcul pour les tableaux et les graphiques, et d'image pour les figures ou les cartes). On doit indiquer la page dans laquelle ils doivent être insérés ou s'ils sont inclus comme annexes. Si on utilise du matériel protégé par copyright, les auteurs seront les responsables d'obtenir l'autorisation écrite de ceux qui possèdent les droits.

7. Les entêtes de chaque section seront écrits dans des caractères gras, alignés à gauche et en lettres capitales. Les titres de second niveau seront écrits dans des caractères gras, alignés à gauche, et en combinant de lettres capitales et minuscules. Les titres de troisième niveau iront dans *italique*, alignés à gauche, et en combinant de lettres capitales et minuscules.
8. Les équations doivent être numérotées de manière consécutive et dans des crochets ([1],[2],[3] ...). Cette numération doit être alignée à droite.
9. Les symboles mathématiques doivent être très clairs et lisibles. Les indices doivent être correctement placés.
10. Si le document proposé inclut de cites textuelles, il est nécessaire de suivre les indications suivantes : s'il possède cinq lignes ou moins il sera précédée de deux points et ira entre des guillemets ; s'ils possèdent plus de cinq lignes se placera dans un paragraphe à part, à 1 centimètres du bord gauche de la feuille, avec lettre Garamond taille 13 et aligné à la droite.
11. Les notes de bas de page seront, exclusivement, de caractère explicatif, elles ne doivent pas inclure des références bibliographiques.
12. Pour employer un sigle ou une abréviation on indiquera son équivalence complète et ensuite, entre parenthèses, le terme qui sera utilisé dans le reste du document.
13. Les références bibliographiques doivent conserver le style auteur-date, insérées dans le texte (López, 1998). Quand la référence est faite de façon textuelle, le numéro de la page d'où est tiré l'extrait doit être mentionné après la date, séparé par une virgule (López, 1998, 52), si elle comprend plusieurs pages (López, 1998, 52-53), et dans le cas où il y aurait plusieurs auteurs (López *et al.*, 1998).
14. La bibliographie ne doit mentionner que les sources citées dans le texte, pour cette raison la section s'intitule Références bibliographiques. Les normes de citation employées par la revue sont celles de l'American Psychological Association (APA) : <http://flash1r.apa.org/apastyle/basics/index.htm>.
15. L'auteur cède les droits de publication à la Escuela de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia. Cuadernos de Economía se réserve le droit de publication en papier, électronique et de tout autre classe, dans toutes les langues.
16. La revue peut effectuer les changements éditoriaux qu'elle considère pertinents pour donner à l'article la plus grande clarté possible. Par conséquent, on recommande aux auteurs d'écrire avec la plus grande rigidité, vérifiant l'orthographe, employant de paragraphes courts et homogènes, et utilisant, adéquatement, les signes de ponctuation.
17. Exceptionnellement, il est possible de proposer la reproduction de textes diffusés dans d'autres moyens ou qui requièrent d'une traduction, pourvu qu'ils n'impliquent pas de coûts additionnels pour la publication.

Fe de erratas

En la cubierta, en la solapa dos del número 93,
el crédito Fotografía de cubierta dice :

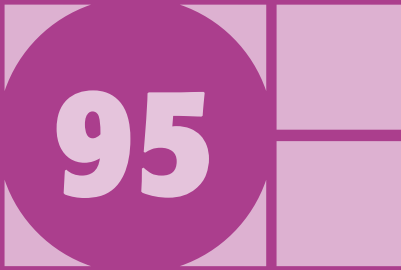
Gabriela Bautista Rodríguez

debe decir:

Luis Tarapuez

Área de Comunicaciones
Facultad de Ciencias Económicas

Cuadernos de Economía, 44(95)
se terminó de editar, imprimir y encuadernar
en Proeditor, en julio del 2025,
con un tiraje de 40 ejemplares,
sobre papel bond blanco bahía de 70 g.
Bogotá, D. C., Colombia.



CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772

ARTÍCULOS

- DAVID EDUARDO DONADO SIERRA, MÓNICA ANDREA ARANGO ARANGO Y SANTIAGO BOHÓRQUEZ CORREA
Depósito a término fijo e indicador bancario de referencia:
análisis de la migración de tasas de interés en Colombia 647
- JOSÉ RAMÍREZ-ÁLVAREZ, GUILLERMO FEJOÓ Y KATHERINE MALDONADO-HIDROBO
IMF proposed tax reforms in Ecuador: A general equilibrium analysis 677
- VICENTE GERMÁN-SOTO, ANDREA N. OROZCO CASAS Y REYNA E. RODRÍGUEZ PÉREZ
Dinámica transicional entre productividad y eficiencia de la inversión de los estados
mexicanos: economía total y sector transporte 705
- MARÍA DEL ROSARIO GRANADOS SÁNCHEZ, JAVIER GALÁN FIGUEROA Y LUIS GÓMEZ OLIVER
La volatilidad en el precio de los alimentos de la canasta básica en seis entidades de
México (2018-2022) 737
- ERICK LAHURA Y JHAKELINHE GONZALES-SINCHE
Relación entre el nivel socioeconómico y el rendimiento académico escolar: evidencia
de la Evaluación Censal de Estudiantes 2019 789
- RAPHAEL JOSÉ PEREIRA FREITAS Y CLEOMAR GOMES DA SILVA
The coordination of monetary and fiscal policies in Brazil and the New Macroeconomic Matrix 823
- OSCAR DARÍO QUIROZ MENDOZA, NINI JOHANA MARÍN RODRÍGUEZ Y FABIÁN HERNANDO RAMÍREZ ATEHORTÚA
Análisis del comovimiento entre los bonos verdes certificados, los bonos
verdes autoetiquetados y los bonos convencionales (2018-2023) 857
- NATALIA SOLEDAD KRÜGER Y MARÍA MARTA FORMICHELLA
La dimensión territorial de la desigualdad educativa: brechas regionales
en el desempeño al finalizar el nivel secundario argentino 893
- NORA ELENA ESPINAL-MONSALVE, LINDA NATALY CORREDOR-MARTÍNEZ Y VALENTINA SARMIENTO-DOMÍNGUEZ
Estudio bibliométrico de la economía de la cultura en Colombia (2001-2023) 929
- LORENA SOTELO-FORERO Y LUIS-E. VALLEJO-ZAMUDIO
Caracterización de la desigualdad económica entre las regiones de Colombia (2002-2022) 965
- MARGARITA VELÍN-FÁREZ
Fiscal sustainability and universal pensions: Public pensions in Ecuador 997
- CLARISA SOLANGE ZAMORA BOZA Y MARÍA AMALIA TRILLO HOLGADO
Una mirada analítica a los modelos de innovación agrícola 1025
- PABLO MEJÍA-REYES, LUIS BRITO-CRUZ Y VÍCTOR HUGO TORRES-PRECIADO
Effects of government expenditure on employment in the Mexican states,
2006-2018: A spatial panel data approach 1061

RESEÑA

- FREDDY CANTE
Second thoughts on Kahneman's thinking,
fast and slow

1085

ISSN 0121-4772

