



revista *de* economía
D E L C A R I B E

35

ENERO-JUNIO DE 2025

INSTITUTO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS
DEL CARIBE (IEEC)

DIVISIÓN DE HUMANIDADES
Y CIENCIAS SOCIALES

ISSN: 2145-9363 (ON LINE)

EDITORIAL
uninorte

BARRANQUILLA, 2025



La REVISTA DE ECONOMÍA DEL CARIBE es una publicación semestral de la División de Humanidades y Ciencias Sociales y el Departamento de Economía de la Universidad del Norte.

Está incluida en:

- Fuente Académica PremierBase de datos EBSCO (www.ebsco.com)
- DOTE - Colombia
- REPEC - Research Papers in Economics
- DOAJ - Directory of Open Access Journals
- ULRICH'S Periodicals Directory (www.ulrichsweb.com)
- ECONLIT - Journal Index American Economic Association
- CLASE - Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades
- SciELO Colombia - Scientific Electronic Library Online
- SciELO Citation Index - Thomson Reuters

Se autoriza la reproducción total o parcial de su contenido siempre y cuando se cite la fuente. Los conceptos expresados son de responsabilidad exclusiva de sus autores.

<http://rcientificas.uninorte.edu.co/index.php/economia/issue/view/547>

ISSN 2011-2106 (impreso)

ISSN 2145-9363 (*online*)

La revista de economía del caribe es una revista científica, peer-reviewed, cuyo propósito es difundir resultados de investigaciones desarrolladas en el área de la economía. Está dirigida a profesionales de Economía y Ciencias Sociales en general, interesados en los fundamentos económicos aplicados a la educación, salud, medio ambiente, mercado laboral, desarrollo regional e instituciones, entre otros aspectos. La Revista de Economía del Caribe es publicada semestralmente por la Universidad del Norte, Barranquilla (Colombia).

Consulte la versión digital en <http://rcientificas.uninorte.edu.co/>.

EQUIPO EDITORIAL

José Luis Ramos Ruiz
Universidad del Norte (Colombia)
EDITOR

Carlos Yanes Guerra
Universidad del Norte (Colombia)
COEDITOR

Fredys Acuña POLO
Universidad del Norte (Colombia)
ASISTENTE EDITORIAL

Daniel Acevedo Dumar
Universidad del Norte (Colombia)
MONITOR

COMITÉ EDITORIAL

Carlos Yanes Guerra, Ph.D.
UNIVERSIDAD DEL NORTE (COLOMBIA)

Jana Schmutzler de Uribe, Ph.D.
UNIVERSIDAD DEL NORTE (COLOMBIA)

Juan Sebastián Leguizamón, Ph.D.
WESTERN KENTUCKY UNIVERSITY
(ESTADOS UNIDOS)

COMITÉ CIENTÍFICO

Rafael García Luna, Ph.D.
UNIVERSIDAD DEL MAGDALENA
(COLOMBIA)

Luis Arturo Rosado Salgado, Ph.D.
UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA
(COLOMBIA)

Néstor Garza Puentes, Ph.D.
CALIFORNIA STATE UNIVERSITY AT
DOMÍNGUEZ HILL (ESTADOS UNIDOS)

Marcel Pariat, Ph.D.
UNIVERSIDAD PARÍS XII VAL DE MARNE
(FRANCIA)

Rafael Domínguez Martín, Ph.D.
UNIVERSIDAD DE CANTABRIA (ESPAÑA)

Emilio Pantojas-García, Ph.D.
UNIVERSIDAD DE PUERTO RICO
(PUERTO RICO)

Silvio Salej Higgins, Ph.D.
UNIVERSIDADE FEDERAL
DE MINAS GERAIS (BRASIL)

James Robinson, Ph.D.
UNIVERSITY OF CHICAGO
(ESTADOS UNIDOS)

Raúl Compes López, Ph.D.
UNIVERSIDAD POLITÉCNICA
DE VALENCIA (ESPAÑA)

Gilles Duranton, Ph.D.
UNIVERSITY OF PENNSYLVANIA -
WHARTON SCHOOL (ESTADOS UNIDOS)

Jorge García-Arias, Ph.D.
UNIVERSIDAD DE LEÓN (ESPAÑA)

Pedro de la Puente, Ph.D.
UNIVERSIDAD DEL NORTE (COLOMBIA)



www.uninorte.edu.co

Km 5 vía a Puerto Colombia,
A. A. 1569, Barranquilla (Colombia)

UNA REALIZACIÓN DE
EDICIONES UNINORTE

María Margarita Mendoza
Mariela González Hawkins
COORDINACIÓN EDITORIAL

Fabián Buelvas
ASISTENTE EDITORIAL

Joaquín Camargo Valle
DIAGRAMACIÓN Y DISEÑO DE PORTADA

Luz Miriam Giraldo Mejía
DIAGRAMACIÓN

Munir Kharfan de los Reyes
PROCESOS TÉCNICOS

Henry Stein
Teresa Beltrán
Luiz Claudio Kleaim
CORRECCIÓN DE TEXTOS

Marcela Villegas
ANALISTA DE PRODUCCIÓN INTELECTUAL

CONTENIDO

Editorial	1
Política tributária e informalidade na economia brasileira	4
<i>Tax Policy and Informality in the Brazilian Economy</i>	
THIAGO GEOVANE PEREIRA GOMES CÁSSIO DA NÓBREGA BESARRIA JOSÉ ALDERIR SILVA	
Ceará's Lobster Exports: An Approach by Autoregressive Vectors (VAR)	25
<i>Las exportaciones de langosta del Ceará: un enfoque por vectores autorregresivos (VAR)</i>	
LUIS ABEL DA SILVA FILHO COSMO RENAN DA SILVA SOUZA EDCLEUTSON DE SOUZA SILVA YURI CÉSAR DE LIMA E SILVA	
Strategies for the Development of the State of Acre in Brazil: A Spatial Approach	54
<i>Estrategias para el desarrollo del estado de Acre en Brasil: un enfoque espacial</i>	
DENIS FERNANDES ALVES	
América Latina y el Caribe: explorando el consumo desde la hipótesis de la renta permanente	87
<i>Latin America and the Caribbean: Exploring Consumption from the Permanent Income Hypothesis</i>	
LUIS DOMINGO LAINO GUANES	
Business Expectations and Gender Differences: The Case of SMEs in Panama	102
<i>Expectativas de las empresas y diferencias de género: el caso de las pymes en Panamá</i>	
CARLOS LIARD MURIENTE	

Condiciones socioeconómicas y aseguramiento de agricultores del Oriente antioqueño

116

*Socioeconomic Conditions and Insurance for Farmers
in Eastern Antioquia*

LUZ DOLLY LOPERA GARCÍA
JONATHAN ALEXANDER GÓMEZ VALENCIA
LISARDO OSORIO QUINTERO
FRANCISCO JAVIER AGUIRRE

Consumo, emigración y remesas: ¿una relación de causalidad? El caso colombiano en el periodo 2005-2022

133

El caso colombiano en el periodo 2005-2022

*Consumption, Emigration and Remittances: A Causal Relationship?
The Colombian Case in the 2005-2022 Period*

FERNANDO TORRES MEDINA

Movilidad social en el Perú: impacto de la educación y el entorno socioeconómico del jefe de hogar (2014-2023)

158

*Social Mobility in Peru: Impact of Education and the Socioeconomic
Environment of the Head of Household (2014-2023)*

DIANA MILAGROS REYNA MOTTA
HÉCTOR JAVIER BENDEZÚ JIMÉNEZ

La inversión pública en educación y su efecto en el desarrollo humano en Ecuador

181

*Public Investment in Education and its Effect on
Human Development in Ecuador*

ERICKA ALEXANDRA VINCES ARRIETA
CRISTIAN WILFRIDO CAIZA MACÍAS
MARÍA GABRIELA SIONG TAY ROMERO
JOSÉ LUIS RIVERA VELASCO
JORGE LUIS BERNAL YAMUCA

Editorial

En un contexto económico regional, marcado por transformaciones estructurales y desafíos persistentes, este número de la Revista de Economía del Caribe reúne nueve investigaciones que abordan temáticas fundamentales para comprender las dinámicas socioeconómicas contemporáneas de América Latina y el Caribe. Los estudios aquí presentados ofrecen una perspectiva integral que abarca desde los efectos de las políticas fiscales hasta los determinantes de la movilidad social, y proporcionan evidencia empírica valiosa para el diseño de políticas públicas más efectivas.

El primer artículo corresponde a *Thiago Geovane Pereira Gomes*, *Cássio da Nóbrega Bessaria* y *José Alderir Silva*, y su objetivo consistió en analizar los efectos de experimentos fiscales sobre la informalidad en Brasil, utilizando un modelo de equilibrio general dinámico. Los resultados de su trabajo demostraron que los aumentos en las alícuotas tributarias incentivan la informalidad en diferentes dimensiones —consumo, producción y trabajo—, lo que genera consecuencias negativas para la recaudación tributaria y aumenta los niveles de evasión fiscal en Brasil.

El segundo artículo, elaborado por *Luis Abel da Silva Filho*, *Cosmo Renan da Silva Souza*, *Edcleutson de Souza Silva* y *Yuri César de Lima e Silva*, aborda el crecimiento del consumo de proteína animal en todo el mundo. Este fenómeno, impulsado por el avance de la globalización comercial, es sensible a las variaciones del tipo de cambio y de los precios de los productos internos. Brasil se destaca como uno de los mayores exportadores de productos proteicos del mundo, y Ceará es uno de los principales exportadores de pescado de Brasil. Por lo tanto, este estudio tiene como objetivo analizar cómo las variaciones del tipo de cambio y los precios de la langosta afectan el volumen expor-

tado por el estado de Ceará, el mayor exportador de langosta del país, en el período entre el año 2000 y agosto de 2023.

El tercer artículo, de *Denis Fernandes Alves*, analiza la estructura productiva y los determinantes de las desigualdades intermunicipales de ingresos en el estado de Acre, Brasil. En su estudio utilizó indicadores económicos regionales y técnicas de econometría espacial. Su hipótesis central estableció que la dinámica del mercado laboral influyó en la estrategia de desarrollo económico de Acre. Los resultados revelaron el dinamismo de los sectores de comercio y servicios, que fortalecieron la economía durante la pandemia de Covid-19, mientras que el sector agrícola experimentó una disminución en su participación relativa, seguido por la construcción y la industria.

El cuarto trabajo, elaborado por *Luis Domingo Laino Guanes*, buscó contrastar la hipótesis de la renta permanente mediante una función de consumo de países de América Latina y el Caribe. Se planteó una ecuación que asocia el consumo de los hogares con el ingreso corriente y el ingreso de largo plazo para 14 países latinoamericanos y caribeños en el período 2004-2023, utilizando la base de datos de Indicadores del Desarrollo del Banco Mundial. Mediante la técnica de datos de panel se obtuvieron resultados que no verifican una relación entre el consumo y el ingreso de largo plazo, tanto a través del modelo de efectos fijos como del modelo de efectos aleatorios. En ambos casos, el ingreso del período anterior y la tasa de interés real no afectaron el consumo de los hogares, lo que no permitió constatar el cumplimiento de la hipótesis de la renta permanente. Sin embargo, los resultados verificaron una relación entre el consumo y el ingreso corriente que se enmarca en la teoría keynesiana.

El quinto trabajo, de *Carlos Liard Muriente*, analizó la relación entre el ambiente y las expectativas empresariales en las pymes de Panamá. Desde esta perspectiva, también examinó la validez de la hipótesis que establece que en el ámbito empresarial las mujeres tienden a expresar expectativas negativas en comparación con los hombres.

El sexto artículo, presentado por *Luz Dolly Lopera García*, *Jonathan Alexander Gómez Valencia*, *Lisardo Osorio Quintero* y *Francisco Javier Aguirre*, describe y analiza aspectos socioeconómicos, de trabajo y seguridad social en 21 asociaciones legalmente constituidas de pequeños productores agropecuarios del Oriente Antioqueño. Estudio descriptivo transversal, con aplicación de encuestas a 432 asociados y/o empleados, así como entrevistas semiestructuradas a representantes legales.

El séptimo artículo, de *Fernando Torres Medina*, estudia la relación entre emigración, remesas y consumo final de los hogares para el período 2005-2022. El análisis se sustenta en la función consumo keynesiana, que establece la dependencia del consumo respecto al ingreso; se incluyen otras variables, como el índice de tasa de cambio real

y la emigración de colombianos, la cual, según la percepción, establece una relación de causalidad, en el sentido de Granger, con las remesas.

El octavo trabajo, de *Diana Milagros Reyna Motta* y *Héctor Javier Bendezú-Jiménez*, analizó el impacto de la educación de los padres como factor determinante en la movilidad social y económica de sus hijos. Junto con variables como sexo, edad, lengua materna, discapacidad, lugar de residencia y región, examinaron las oportunidades educativas y la movilidad social de los jefes de hogar en el Perú entre 2014 y 2023.

Por último, para cerrar este número 35, se presenta el trabajo de *Ericka Alexandra Vinces Arrieta*, *Cristian Wilfrido Caiza Macías*, *María Gabriela Siong Tay Romero*, *José Luis Rivera Velasco* y *Jorge Luis Bernal Yamuca*, quienes abordan la inversión pública en educación y su impacto en el desarrollo humano en Ecuador durante 2000-2022, factor determinante para el progreso socioeconómico del país.

En conjunto, estas investigaciones ofrecen un panorama multidimensional de los desafíos económicos regionales, destacando la necesidad de políticas públicas que aborden simultáneamente la informalidad laboral, las disparidades territoriales, las brechas de género en el emprendimiento y la inversión en capital humano.

Política tributária e informalidade na economia brasileira

Tax Policy and Informality in the Brazilian Economy

THIAGO GEOVANE PEREIRA GOMES¹
CÁSSIO DA NÓBREGA BESARRIA²
JOSÉ ALDERIR SILVA³

¹ Doutorado em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB) (Brasil). Professor da Universidade Federal de Campina Grande/CCTA (Brasil). thiagogeovanep@gmail.com. <https://orcid.org/0000-0001-8837-547X>

² Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) (Brasil). Professor adjunto da Universidade Federal da Paraíba (UFPB) (Brasil). cassiodanobrega@yahoo.com.br. <https://orcid.org/0000-0002-3704-0343>.

³ Doutorado em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB) (Brasil). Professor na Universidade Federal Rural do Semi Árido (Ufersa), lotado no Departamento de Engenharias (Brasil). jose.silva@ufersa.edu.br. <https://orcid.org/0000-0002-1514-6999>

Resumo

A pandemia de Covid-19 evidenciou a dimensão da informalidade na economia brasileira. Fatores como desemprego, contratação sem vínculo formal e elevada carga tributária são amplamente documentados na literatura como determinantes desse fenômeno. No entanto, os impactos específicos das mudanças tributárias sobre a informalidade ainda carecem de investigação mais aprofundada. Assim, este estudo tem como objetivo analisar os efeitos de experimentos fiscais sobre a informalidade no Brasil, utilizando um modelo de equilíbrio geral dinâmico. Os resultados demonstram que aumentos nas alíquotas tributárias incentivam a informalidade em diferentes dimensões – consumo, produção e trabalho –, gerando consequências negativas para a arrecadação tributária e ampliando os níveis de evasão fiscal.

Palavras-chave: economia informal, equilíbrio geral dinâmico, tributação.

Classificação JEL: E62, H20, J21.

Abstract

Informality is a defining feature of the Brazilian economy, as underscored by the COVID-19 pandemic. Factors such as unemployment, employment without formal contracts, and a high tax burden are widely documented in the literature as key determinants of this phenomenon. However, the specific impacts of tax changes on informality remain underexplored. This study aims to analyze the effects of fiscal experiments on informality in Brazil using a dynamic general equilibrium model. The results show that increases in tax rates stimulate informality across various dimensions —consumption, production, and labor— leading to negative consequences for tax revenue and exacerbating levels of tax evasion.

Keywords: shadow economy, dynamic general equilibrium, taxation.

JEL Classification: E62, H20, J21.

1. Introdução

Independentemente do nível de desenvolvimento do país, torna-se cada vez mais evidente a forte presença da informalidade na economia (Schneider & Enste, 2000). Esta consiste em toda atividade que gere valor e que não é registrada ou tributada, conforme Gomes et al. (2022). Nesse sentido, pode estar relacionada à vertente mais comum, trabalho sem carteira assinada ou ainda a atividades ilegais como contrabando, tráfico, lavagem de dinheiro etc. Diante disso, diversos pesquisadores vêm tentando medir o peso da informalidade na economia. De acordo com Elgin et al. (2021), nos países membros da OCDE, a informalidade representa cerca de 15% do PIB em 2020. Nos países em desenvolvimento, em geral na América Latina e Ásia central, essa chega ao valor de mais de 40% do PIB. Para o Brasil, estimativas realizadas por Solis-Garcia e Xie (2018) apontam um setor informal representando algo entre 38% e 40% do PIB.

Recentemente, com a pandemia de Covid-19, foi trazida à tona a informalidade das relações comerciais e trabalhistas. Os *lockdowns* e a necessidade de suporte econômico-financeiro às empresas e famílias, mediante sistemas de cadastro para assistência, ajudaram a mapear melhor o tamanho do setor informal da economia (Berdiev, Goel & Saunoris, 2020). Este aspecto também foi apontado pelo forte crescimento do varejo *on-line* por meio de lojas virtuais sem registros nas juntas comerciais (Bracci et al., 2020). Por exemplo, Williams e Oz-Yalaman (2021) relatam que nos 132 países europeus há uma forte massa de desamparados, que trabalham no setor informal, em áreas tidas como não-essenciais, e que foram diretamente prejudicados pelos fechamentos realizados pelos governantes durante a pandemia.

Webb, McQuaid e Rand (2020) relatam que a forte presença da informalidade na economia está relacionada não apenas com a evasão fiscal no pagamento de imposto sobre rendimentos do trabalho e lucros da firma, mas também na necessidade de flexibilidade da relação contratual ou nas horas de trabalho. Para Schneider (2000), os principais motivos para o aumento da informalidade são: uma maior carga tributária e contribuição para a seguridade social; o aumento da regulação no mercado de trabalho formal; queda forçada no tempo de trabalho semanal; aposentadoria antecipada; desemprego; e questões de ordem moral.

Segundo Schneider (2000), existem inúmeras consequências negativas para uma grande informalidade na economia. Em primeiro lugar, pode-se citar que os déficits fiscais tendem a se acentuar à medida que diminuem o número de contribuintes ou o volume de contribuição. Em segundo lugar, o desenho de mecanismos e a efetividade das políticas públicas dependem fortemente do correto mapeamento de grupos vulneráveis, famílias desempregadas ou com insuficiência econômica, criminosos etc. É preciso notar que países com grandes taxas de informalidade em relação ao PIB

sinalizam dificuldades para os *policy makers* porque os indicadores sobre desemprego, força de trabalho, renda e consumo não são confiáveis.

Nesse sentido, alguns autores têm investigado a provisão de bens públicos em uma economia repleta de informalidade. Dessy e Pallage (2003), por exemplo, relatam a ineficiência gerada, ao passo que Busato e Chiarini (2013) aplicam modelos macroeconômicos para melhor identificar o efeito de políticas distributivas de transferência de recursos para as famílias mais necessitadas. Há ainda autores que investigam a concorrência desleal causada pela informalidade, já que as empresas sem registro formal, que sonegam impostos ou contratam mão de obra sem carteira assinada, incorrem em menores custos (Orsi, Raggi & Turino, 2014).

Por conta de sua natureza, medir o tamanho da economia informal e o seu efeito sobre inúmeras variáveis socioeconômicas é difícil, de modo que a literatura empírica sobre a temática está em constante evolução. Contudo, percebe-se que ela ainda é bastante incipiente no que concerne à análise de experimentos fiscais, em especial para a Economia Brasileira. Algo parecido foi feito por Paes (2010), considerando mudanças na tributação sobre o consumo e sobre o capital. Contudo, ainda há uma lacuna quanto a explicações sobre inúmeros outros tributos e quais os seus efeitos principalmente sobre o mercado de trabalho. Por exemplo, é necessário saber as respostas para perguntas como: “quais os efeitos que variações nos encargos sociais da contratação formal exercem sobre o mercado de trabalho?”.

Diante do exposto, considerando a literatura que aborda essa temática no Brasil e no mundo, o presente trabalho se baseia nos modelos de Gerali et al. (2010); Paes (2010); Orsi, Raggi e Turino (2014); Iacoviello (2015); Dellas et al. (2017) e Junior, Garcia-Cintado e Usabiaga (2015) para construir um modelo de Equilíbrio Geral com os micro-fundamentos da economia brasileira e as características da sua informalidade para realizar experimentos fiscais.

Nesse sentido, será avaliado o comportamento que variações nas alíquotas de imposto sobre o consumo, renda do trabalho, uso do capital, encargos sociais do mercado de trabalho e produção formal exercem sobre a economia. Especificamente, haverá um enfoque sobre o produto formal e produto informal, consumo formal e consumo informal, mercado de trabalho, arrecadação e evasão fiscal. Além disso, será avaliado o comportamento do nível de bem-estar agregado.

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma: na seção 2, são apresentados o modelo, a condição de equilíbrio geral e os parâmetros de simulação; na seção 3, apontam-se os resultados do estudo. A seção 4 apresenta as conclusões.

2. Modelo de economia brasileira com informalidade

A construção do modelo é baseada em Gerali et al. (2010); Paes (2010); Orsi, Raggi e Turino (2014); Iacoviello (2015); Dellas et al. (2017) e Junior, Garcia-Cintado e Usabiaga (2015). Considera-se dois tipos de bens homogêneos: formais e informais. A família representativa divide seu tempo entre trabalhar no setor formal, informal e lazer. Considerar-se-ão dois tipos de família: a paciente (poupadora) e a impaciente (deficitária, usa o crédito para otimizar o consumo presente). Há ainda as firmas formais e informais, um banqueiro representativo e o Governo.

Da resolução dos problemas de cada agente representativo que serão apresentados nas subseções a seguir. Pode-se traçar o equilíbrio geral dessa economia e, a partir daí, realizar experimentos fiscais, extraindo resultados para análise.

Famílias pacientes

A utilidade dessas famílias depende do consumo de bens formais e informais e das horas de trabalho. Sendo assim, pode ser denotada por:

$$U_t(C_{p,t}, N_{p,t}) = \sum_{t=0}^{\infty} (\beta_p^t) \left[\log C_{p,t}^F + \log C_{p,t}^I - \left[\left(\frac{N_{p,t}^F}{1+\varphi} \right) + \left(\frac{N_{p,t}^I}{1+\varphi} \right) \right] \right] \quad (1)$$

Em que: β_p^t é o fator de desconto da família paciente, $C_{p,t}$ o consumo agregado, $N_{p,t}^F$ são as horas trabalhadas no setor formal e $N_{p,t}^I$ são as horas trabalhadas no setor informal. A restrição orçamentária dessa família pode ser representada pela seguinte expressão:

$$P_t^F(1 + \tau^C)C_{p,t} + P_t^I C_{p,t}^I + \frac{B_{t+1}}{R_t^B} + d_t = (1 - \tau^N)W_t^F N_{p,t}^F + (1 - \theta\phi^W)W_t^I N_{p,t}^I + B_t + R_{p,t-1}^d d_{t-1} + P_t \omega_p TR_t + T_t \quad (2)$$

Em que: $C_{p,t}$ é o consumo de bens e é composto por uma cesta agregada que contém produtos derivados do setor formal e do setor informal. $\frac{B_{t+1}}{R_t^B}$ é o título descontado pela taxa básica de juros emitido pelo governo d_t são os depósitos realizados ao banqueiro representativo. $N_{p,t}^F$ é o trabalho da família paciente no setor formal. $N_{p,t}^I$ é o trabalho no setor informal. $R_{p,t-1}^d d_{t-1}$ representa as remunerações dos depósitos recebidas do banqueiro. TR_t denotam as transferências de renda líquida no período t . T_t são os impostos *lump sum*. E, por último, τ^C é o imposto sobre os bens de consumo formais, τ^N denota o imposto sobre o trabalho formal, θ é a probabilidade da família ser pega sonegando imposto de renda do trabalho e ϕ^W é uma multa paga como proporção fixa da renda recebida do trabalho informal, cuja solução por otimização dinâmica resulta nas seguintes condições de primeira ordem:

$$R_{p,t-1}^d \frac{\partial L}{\partial C_{p,t}^F} : \lambda_{p,t} = \frac{1}{C_{p,t}} \frac{1}{P_t(1+\tau^C)} \quad \frac{\partial L}{\partial N_{p,t}^I} : N_{p,t}^{I\varphi} C_{p,t} = \frac{(1-\theta\phi^W)W_{p,t}^I}{P_t^I}$$

$$\frac{\partial L}{\partial B_{t+1}} : \frac{\lambda_{p,t}}{R_t^B} = \beta_p E_t \lambda_{p,t+1} \quad \frac{\partial L}{\partial d_t} : \lambda_{p,t} = \beta_p E_t \lambda_{p,t+1} R_{p,t}^d$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial \lambda_{p,t}} &= P_t^F (1 + \tau_t^C) C_{p,t}^F + P_t^I C_{p,t}^I + \frac{R_{p,t+1}}{R_t^B} + d_t \\ &= (1 + \tau_t^N) W_t^F N_{p,t}^F + (1 - \theta\phi^W) W_t^I N_{p,t}^I + B_t + R_{p,t-1}^d d_{t-1} + P_t \omega_p T R_t \\ &\quad + T_t \end{aligned}$$

Famílias impacientes

A função de utilidade desse agente representativo é análoga à seção anterior:

$$U_t(C_{IMP,t}, N_{IMP,t}) = \sum_{t=0}^{\infty} (\beta_{IMP}^t) \left[\log C_{imp,t}^F + \log C_{imp,t}^I - \left[\left(\frac{N_{IMP,t}^{F 1+\varphi}}{1+\varphi} \right) + \left(\frac{N_{IMP,t}^{I 1+\varphi}}{1+\varphi} \right) \right] \right] \quad (3)$$

Em que: β_{IMP} é o fator de desconto da família impaciente; $C_{IMP,t}$ é o consumo agregado e $N_{IMP,t}$ são as horas trabalhadas no setor formal.

Como esses agentes não possuem acesso ao mercado de títulos públicos e capital, e porque eles são impacientes, e tomam emprestado com base nos seus rendimentos para consumirem mais no instante t , a restrição orçamentária que eles enfrentam é modificada para:

$$U_t(C_{IMP,t}, N_{IMP,t}) = P_t^F (1 + \tau^C) C_{IMP,t}^F + P_t^I C_{IMP,t}^I + (1 + R_{IMP,t-1}^{L\omega}) L_{IMP,t-1} \frac{1}{\pi_t} = (1 + \tau^N) W_t^F N_{IMP,t}^F + (1 - \theta\phi^W) W_t^I N_{IMP,t}^I + L_{IMP,t} \quad (4)$$

Em que: $R_{IMP,t-1}^{L\omega}$ denota a taxa de juros paga pelo empréstimo consignado requerido no período anterior e $L_{IMP,t}$ é o montante de empréstimo realizado no período t . Sabendo que esse não pode ultrapassar uma proporção da renda esperada no período t , denominada de razão *debt-to-income* (DTI), tem-se:

$$(1 + R_t^{L\omega}) L_{IMP,t} \leq m_t^{L\omega} E_t \{ W_{IMP,t+1}^F N_{IMP,t+1}^F \pi_{t+1} \} \quad (5)$$

Em que: $m_t^{L\omega}$ determina a capacidade de alavancagem do empréstimo dessa família. Resolvendo o problema acima por otimização dinâmica, tem-se as seguintes C.P.O:

$$\frac{\partial L}{\partial C_{IMP,t}^F} : \lambda_{IMP,t} = \varepsilon_t^C \frac{1}{C_{IMP,t}} \frac{1}{P_t(1+\tau^C)} \quad \frac{\partial L}{\partial N_{IMP,t}^I} : \varepsilon_t^C N_{IMP,t}^{I\varphi} C_{IMP,t} = \frac{(1-\theta\phi^W)W_{IMP,t}^I}{P_t^I}$$

$$\frac{\partial L}{\partial L_t^{L\omega}} : \lambda_{IMP,t} + \lambda_{IMP,t} v_{IMP,t} (1 + R_t^{L\omega}) = \beta_{IMP} E \left\{ \lambda_{IMP,t+1} \frac{(1 + R_t^{L\omega})}{\pi_{t+1}} \right\}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial \lambda_{IMP,t}} &= P_t^F (1 + \tau^C) C_{IMP,t} + P_t^I C_{IMP,t}^I + (1 + R_{IMP,t-1}^{L\omega}) L_{IMP,t-1} \frac{1}{\pi_t} \\ &= (1 + \tau^N) W_t^F N_{IMP,t}^F + (1 - \theta\phi^W) W_t^I N_{IMP,t}^I + L_{IMP,t}^{L\omega} \end{aligned}$$

$$v_{IMP,t} [(1 + R_t^{L\omega}) L_{IMP,t} - m_t^{L\omega} E_t \{ W_{IMP,t+1} N_{IMP,t+1} \pi_{t+1} \}]$$

$$\frac{\partial L}{\partial v_{IMP,t}} : (1 + R_t^{L\omega}) L_{IMP,t} = m_t^{L\omega} E_t \{ W_{IMP,t+1} N_{IMP,t+1} \pi_{t+1} \}$$

Regra de determinação do salário do setor formal

Essa subseção é baseada no modelo de Junior, Garcia-Cintado e Usabiaga (2015). Admite-se que as famílias ofertam trabalho diferenciado mediante uma estrutura monopolisticamente competitiva. Em seguida, considera-se a existência de uma firma agregadora de trabalho que contrata os serviços das famílias representativas (pacientes e impacientes) e os combinam em diferentes tipos para obter um único insumo representado pela tecnologia abaixo:

$$N_t^F = \left(\int_0^1 N_{j,t}^F \frac{\phi_{F,t}^{F,t}}{\phi_{F,t}^{F,t}} dj \right)^{\frac{\phi_{F,t}^{F,t}}{\phi_{F,t}^{F,t}}} \quad (6)$$

Em que: $N_{j,t}^F$ é a quantidade de trabalho diferenciado no setor formal ofertado pela família j e $\phi_{F,t}$ é elasticidade de substituição entre o trabalho diferenciado.

A empresa agregadora de mão de obra opera sob concorrência perfeita e o nível salarial agregado das famílias é representado por:

$$W_t^F = \left(\int_0^1 W_{j,t}^F \frac{1-\phi_{F,t}^{F,t}}{1-\phi_{F,t}^{F,t}} dj \right)^{\frac{1}{1-\phi_{F,t}^{F,t}}} \quad (7)$$

Em que $W_{j,t}^F$ é o salário recebido por cada tipo de trabalho j . Portanto, a demanda da firma formal por cada trabalho diferenciado j é:

$$N_{j,t}^F = N_{j,t}^F \left(\frac{W_t^F}{W_{j,t}^F} \right)^{\phi_{F,t}} \quad (8)$$

Agregando o consumo e o trabalho

A regra de agregação do consumo e trabalho dessa economia é dada pelas seguintes equações:

$$C_t^F = \omega_p C_{p,t}^F + (1 - \omega_p) C_{IMP,t}^F \quad (9)$$

$$C_t^I = \omega_p C_{p,t}^I + (1 - \omega_p) C_{IMP,t}^I \quad (10)$$

$$N_t^F = \omega_p N_{p,t}^F + (1 - \omega_p) N_{IMP,t}^F \quad (11)$$

$$N_t^I = \omega_p N_{p,t}^I + (1 - \omega_p) N_{IMP,t}^I \quad (12)$$

$$Y_t = \omega_p Y_t^F + (1 - \omega_p) Y_t^I \quad (13)$$

Firmas formais

As firmas formais combinam o trabalho das famílias pacientes ($N_{p,t}^F$) e impacientes ($N_{IMP,t}^F$) e o capital físico (K_t) para produzir um bem homogêneo (Y_t^F) de acordo com a função de produção abaixo:

$$Y_t^F = A_t^F K_t^{F\alpha_1} + (N_{p,t}^{F\alpha_2} N_{IMP,t}^{F\alpha_3}) K_t^{G\alpha_4} \quad (14)$$

Em que: A_t é a produtividade total dos fatores no período t . α_i , com $i = 1, 2, 3, 4$ denota o peso de cada fator no processo produtivo. Resolvendo o lagrangeano desses agentes, tem-se as seguintes C.P.O:

$$\frac{\partial L}{\partial N_{p,t}^F} : \frac{(1 + \tau_t^S) W_{p,t}^F}{(1 - \tau_t^F) P_t^F} = \alpha_2 \frac{Y_t^F}{N_{p,t}^F}$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_{IMP,t}^F} : \frac{(1 + \tau_t^S) W_{IMP,t}^F}{(1 - \tau_t^F) P_t^F} = \alpha_3 \frac{Y_t^F}{N_{IMP,t}^F}$$

Firma informal

A firma Informal combina o trabalho das famílias pacientes ($N_{p,t}^I$) e impacientes ($N_{IMP,t}^I$) que ofertam para o setor informal para produzir um bem homogêneo (Y_t^I) de acordo com a função de produção abaixo:

$$Y_t^I = A_t^I + (N_{p,t}^{I\alpha_2} N_{IMP,t}^{I\alpha_3}) \quad (15)$$

Em que: A_t^I provê informação sobre a produtividade do trabalho informal.

A restrição de recursos é dada por:

$$W_{p,t}^I N_{p,t}^I + W_{IMP,t}^I N_{IMP,t}^I A_t^I = (1 - \theta \phi^F) P_{p,t}^I Y_t^I \quad (16)$$

Em que: θ é a probabilidade de ser pego atuando no setor informal e ϕ^F é a multa que incide sobre cada unidade vendida do bem informal.

Da resolução do problema acima, tem-se como C.P.O:

$$\frac{\partial L}{\partial N_{p,t}^I} : \frac{W_{p,t}^I}{P_t^I} = \alpha_2 (1 - \theta \phi^F) \frac{Y_t^I}{N_{p,t}^I}$$

$$\frac{\partial L}{\partial N_{IMP,t}^I} : \frac{W_{IMP,t}^I}{P_t^I} = \alpha_3 (1 - \theta \phi^F) \frac{Y_t^I}{N_{IMP,t}^I}$$

Banqueiro

A modelagem do banqueiro segue Iacoviello (2015) e é dada da seguinte forma:

$\max E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta_B^t \log C_{B,t}$. Com $\beta_B < \beta_P$ e sujeito a seguinte restrição orçamentária:

$$(1 + \tau^C) C_{B,t} + R_{P,t-1}^d d_{t-1} + L_{IMP,t} = d_t + R_{IMP,t} L_{IMP,t-1} \quad (17)$$

Além disso, o problema acima está sujeito a uma condição de adequação de capital determinada pelo Comitê de Basileia para Supervisão Bancária. Dessa forma, o total disponibilizado sob a forma de empréstimos deve se igualar a uma fração dos depósitos:

$$d_t \leq \psi L_t \quad (18)$$

Em que: ψ é o parâmetro que representa a política macroprudencial para controle do risco bancário sistêmico. C.P.O.:

$$\frac{\partial L}{\partial C_{B,t}}: \lambda_{B,t} = \frac{1}{C_{B,t} P_t (1 + \tau^C)} \quad \frac{\partial L}{\partial d_t}: \phi_{B,t} = 1 - \left[\beta_B E_t \frac{\lambda_{B,t+1}}{\lambda_{B,t}} R_{P,t}^d \right]$$

$$\frac{\partial L}{\partial L_{IMP,t}}: \lambda_{B,t} = \psi \lambda_{B,t} \phi_{B,t} + \beta_B E_t \lambda_{B,t+1} R_{IMP,t+1}$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda_{B,t}}: (1 + \tau_t^C) C_{B,t} = d_t + R_{IMP,t} L_{IMP,t-1} - R_{P,t-1}^d - d_{t-1} - L_{IMP,t} + \phi_{B,t} [d_t - \psi L_t]$$

$$\frac{\partial L}{\partial \phi_{B,t}}: d_t = \psi L_t$$

Governo

Autoridade fiscal

O governo tributa as famílias pacientes e impacientes, as firmas e os banqueiros e emite títulos com maturidade de um período para financiar seu investimento em capital e o seu gasto agregado. Sua restrição orçamentária é definida por:

$$\frac{B_{t+1}}{R_t^B} - B_t = P_t G_t + P_t I_{G,t}^F - \theta \phi^F \tau_F Y_t^I P_t \quad (19)$$

E a arrecadação fiscal é dada por

$$AR_t = \tau_C P_t (C_t + I_t^P) + \tau_K P_t (R_t - \delta) K_t + \tau_F Y_t^F P_t + (\tau_N + \tau_S) W_t^F N_t^F \quad (20)$$

Porta e Shleifer (2014) também discutem a capacidade fiscal do setor público, cuja evasão fiscal é denotada por:

$$EF_t = (\tau_N + \tau_S) W_t^I N_t^I + (1 - \theta) \tau_F Y_t^I P_t^I \quad (21)$$

Essa é praticada pelas firmas informais e prejudica a arrecadação fiscal. Portanto, afeta o fornecimento de bens públicos.

Condição de equilíbrio do modelo

O equilíbrio dessa economia é caracterizado por um conjunto de sequências de alocações:

$$\{C_t, C_{p,t}^F, C_{IMP,t}^F, C_{p,t}^I, C_{IMP,t}^I, C_{B,t}, N_{p,t}^F, N_{IMP,t}^F, N_{p,t}^I, N_{IMP,t}^I, L_t^{L\omega}, I_{E,t}^F, I_{G,t}^F, K_{G,t}\}_{t=0}^{\infty}$$

e um conjunto de sequências de preços de tal forma que as condições de otimização que estão associadas aos problemas de maximização acima são satisfeitas, conside-

rando os valores iniciais das variáveis e a condição de “*market Clearing*”. Essas são dadas por:

$$Y_t = C_{p,t} + C_{IMPt} + C_{B,t} + I_t^F + G_t \quad (22)$$

Definição de parâmetros

De posse das equações acima explicitadas em sua forma de estado estacionário, pode-se calcular os valores das variáveis em um equilíbrio inicial e realizar o exercício de estática comparativa mediante experimentos fiscais. Os parâmetros usados são sintetizados na tabela a seguir:

Tabela 1. Parâmetros empregados no modelo

Parâmetro	Valor	Fonte
β_p	0,989	Cavalcanti e Vereda (2015)
β_{IMP}	0,94	Iacoviello (2015)
β_B	0,945	Iacoviello (2015)
α_1	0,60	Junior, Garcia-Cintado e Usabiaga (2015)
α_2	0,15	Junior, Garcia-Cintado e Usabiaga (2015)
α_3	0,15	Junior, Garcia-Cintado e Usabiaga (2015)
α_4	0,10	Junior, Garcia-Cintado e Usabiaga (2015)
δ_k	0,025	Iacoviello (2015)
ω_p	0,5	Junior, Garcia-Cintado e Usabiaga (2015)
θ	0,14	Dellas et al. (2017)
ϕ_W	0,50	Dellas et al. (2017)
ϕ_F	0,1	Dellas et al. (2017)
A_t^F	1,00	Dellas et al. (2017)
A_t^I	0,70	Dellas et al. (2017)
φ	1	Carvalho, Valli et al. (2011)

Fonte: elaboração própria.

Especificamente para a realização dos experimentos fiscais, os valores atuais empregados para o cálculo do estado estacionário inicial das variáveis decorrem das alíquotas de imposto estimadas por alguns autores da literatura. Esses parâmetros em conjunto com as mudanças simuladas são apresentados na tabela a seguir:

Tabela 2. Alíquotas tributárias

Parâmetro	Valor atual	Fonte
τ_c	0,162	Castro et al. (2015)
τ_n	0,15	Castro et al. (2015)
τ_k	0,1679	Paes (2010)
τ_f	0,2084	Paes (2010)
τ_B	0,7947	Paes (2010)

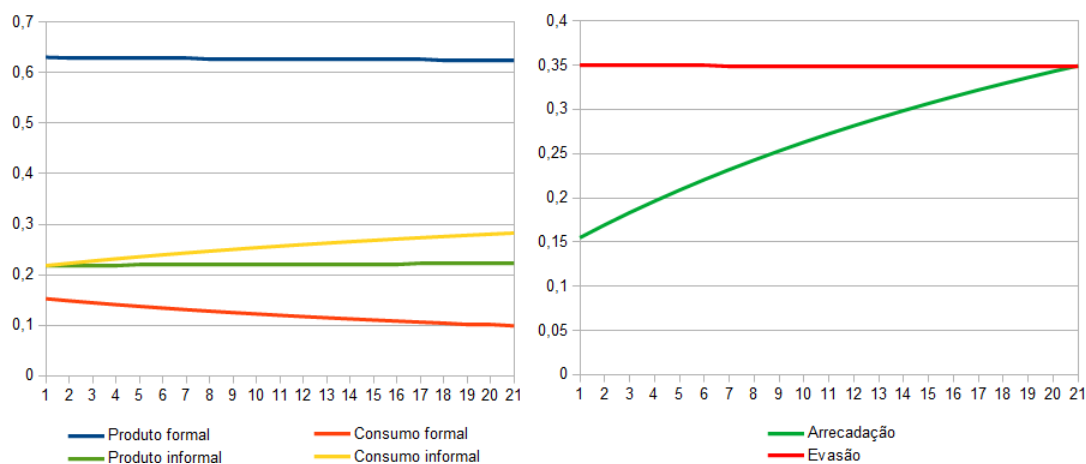
Fonte: elaboração própria.

3. Resultados

Os resultados do modelo são extraídos de duas formas: em um primeiro momento, foi feita uma análise gráfica das trajetórias de transição das principais variáveis dessa economia dadas as mudanças nas alíquotas de imposto e nos encargos sociais. Em um segundo momento, captura-se o efeito de variações nas alíquotas de impostos sobre as principais variáveis da economia: produto, consumo formal e informal, trabalho formal e informal, arrecadação fiscal e evasão fiscal. São consideradas as seguintes mudanças de alíquota de impostos: um aumento na tributação sobre o consumo de bens; um aumento no imposto sobre a renda; um aumento no imposto sobre o capital; um aumento no imposto sobre a produção do setor formal; e uma diminuição nos encargos sociais decorrentes da contratação formal. Para esse exercício determinístico, foi considerada uma variação de 10%.

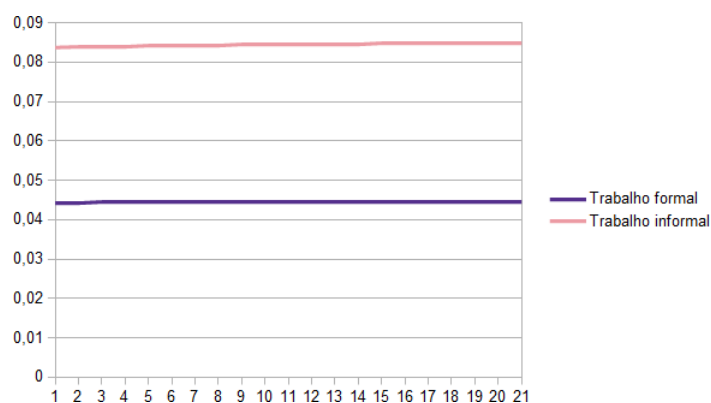
Experimentos fiscais e trajetórias de transição das principais variáveis

As figuras a seguir apresentam as trajetórias de transição das principais variáveis da economia para mudanças na alíquota de imposto e nos encargos sociais. Respectivamente, os gráficos apontam mudanças na alíquota sobre o consumo, na alíquota sobre a renda do trabalho, na alíquota sobre o aluguel do capital, na alíquota sobre a produção formal e nos encargos sociais incidentes sobre a contratação formal.



Fonte: elaboração própria.

Figura 1. Trajetórias de transição para mudanças na alíquota sobre o consumo, parte 01



Fonte: elaboração própria.

Figura 2. Trajetórias de transição para mudanças na alíquota sobre o consumo, parte 02

Conforme se pode perceber pelas figuras 1 e 2, o aumento da alíquota de imposto cobrada sobre o consumo das famílias implica em redução no consumo de produto formal, substituindo o mesmo pelo similar produzido ilegalmente. A evasão fiscal se mantém relativamente estável e a arrecadação cresce. Quanto ao mercado de trabalho, percebe-se pouco efeito sobre as suas variáveis.

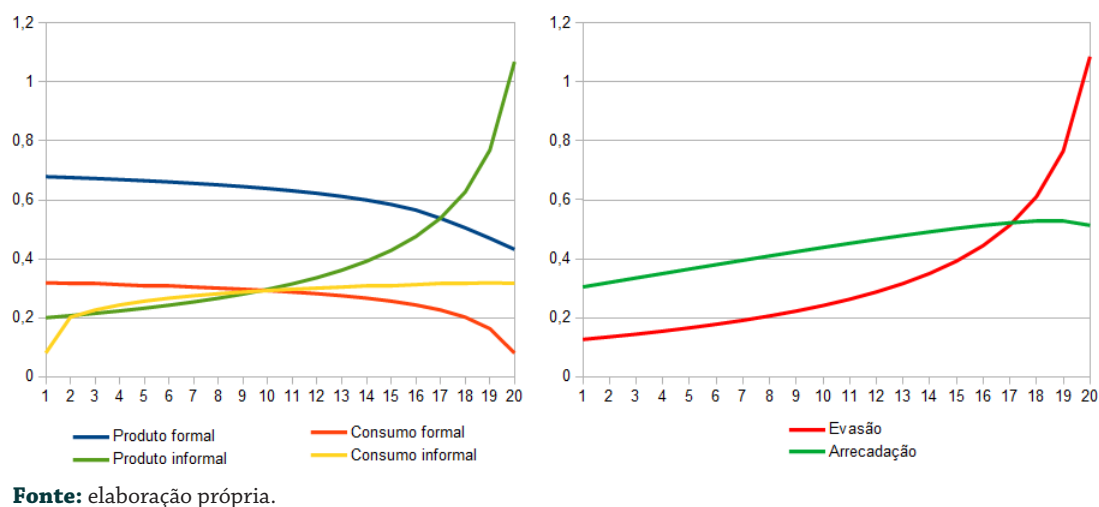


Figura 3. Trajetórias de transição para mudanças na alíquota sobre a renda do trabalho, parte 01

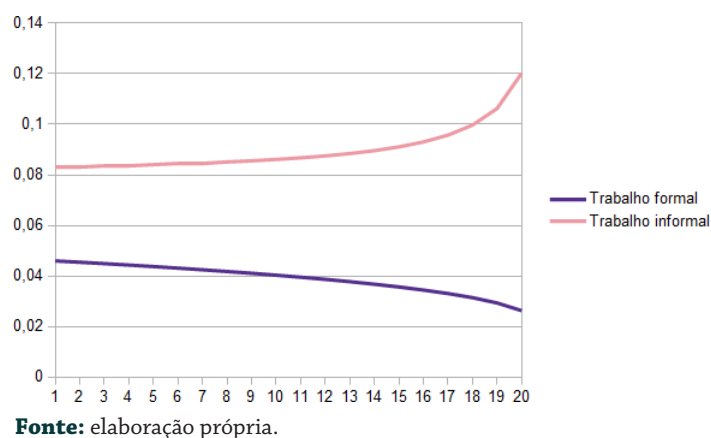
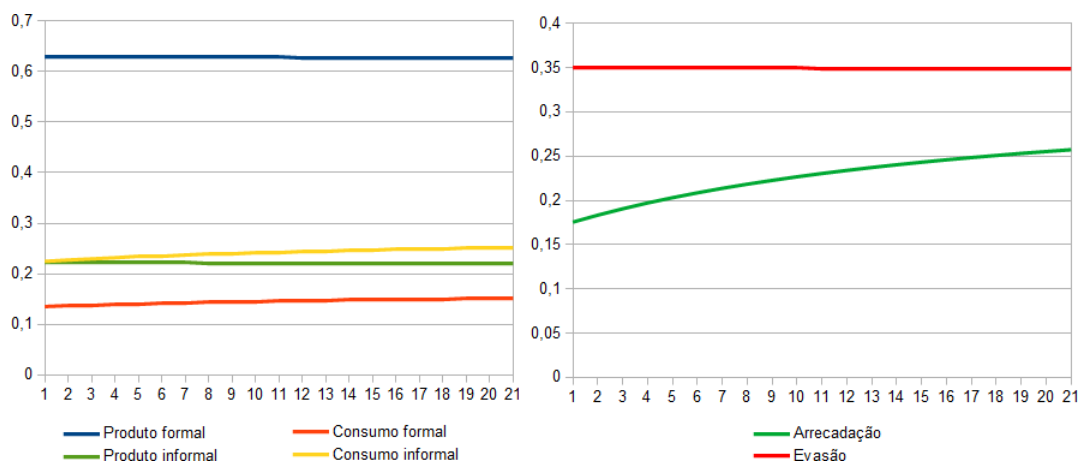


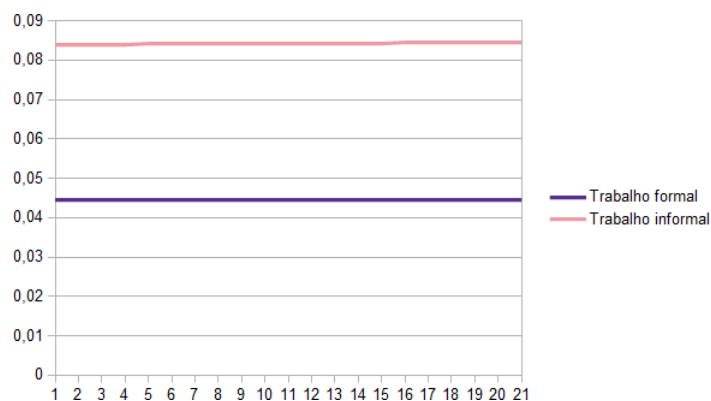
Figura 4. Trajetórias de transição para mudanças na alíquota sobre a renda do trabalho, parte 02

Pela análise das figuras 3 e 4, percebe-se que o aumento da alíquota de imposto sobre a renda do trabalho implica em uma forte mudança no mercado de trabalho, ocorrendo a substituição de trabalho formal por trabalho informal. Como resultado da produção mais barata de produto informal, há um estímulo ao consumo do produto informal. Contudo, a maior informalidade da economia significa uma produção de menor valor agregado, que acaba reduzindo o nível do produto de equilíbrio. A arrecadação cresce um pouco com o passar do tempo, mas a evasão fiscal cresce em um ritmo muito maior.



Fonte: elaboração própria.

Figura 5. Trajetórias de transição para mudanças na alíquota sobre a renda do capital, parte 01



Fonte: elaboração própria

Figura 6. Trajetórias de transição para mudanças na alíquota sobre a renda do capital, parte 02

De acordo com as figuras 5 e 6, percebe-se que um aumento na alíquota de imposto sobre o aluguel do capital tem poucos efeitos sobre a economia, destacando-se apenas um aumento na arrecadação tributária.

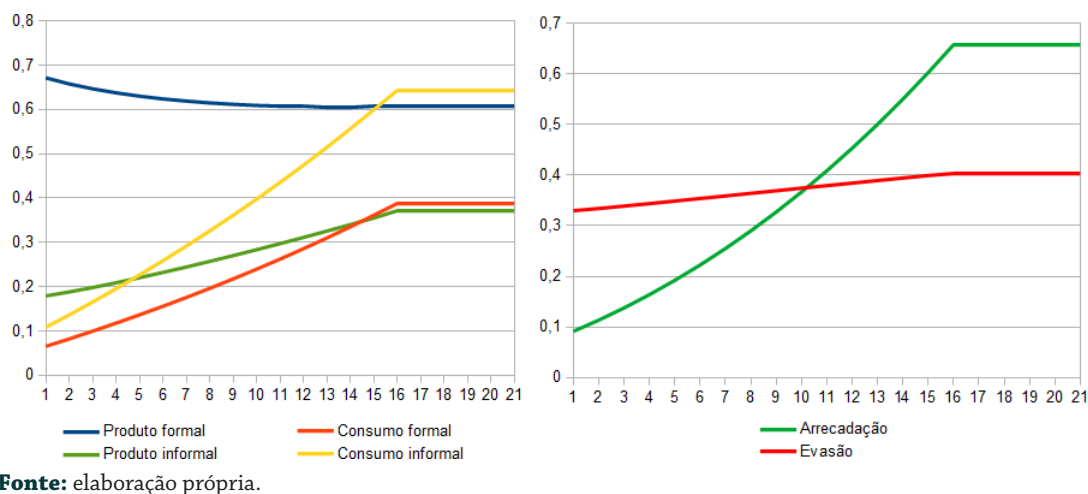


Figura 7. Trajetórias de transição para mudanças na alíquota sobre o produto formal, parte 01

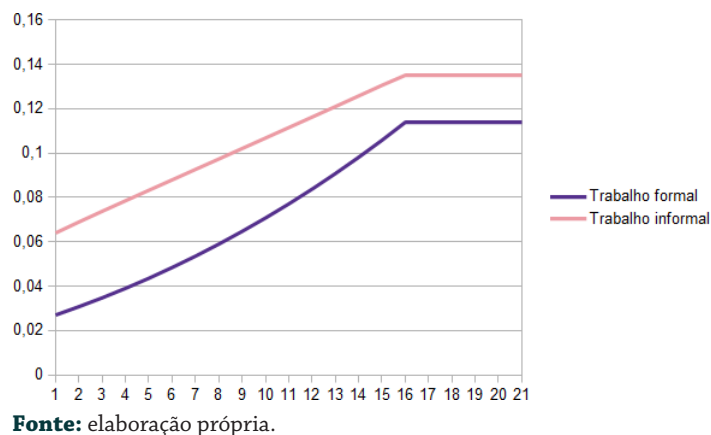
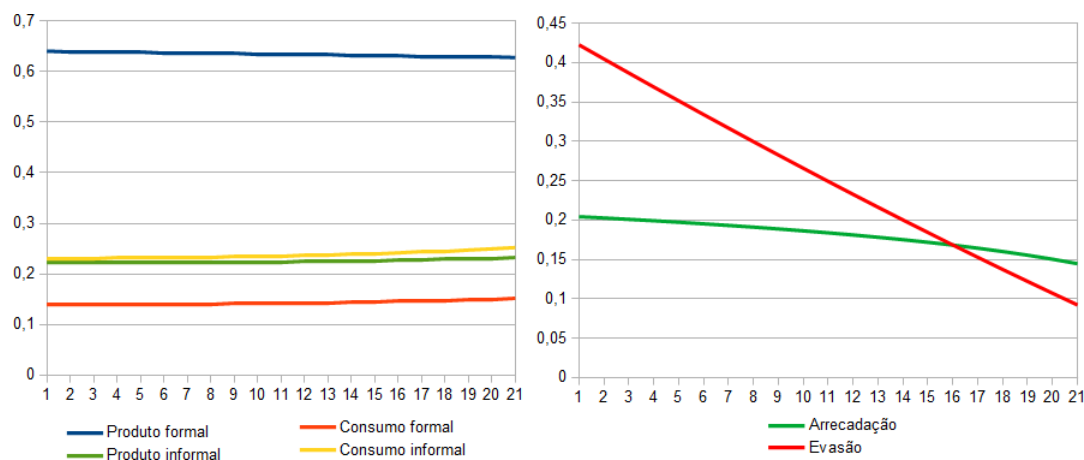


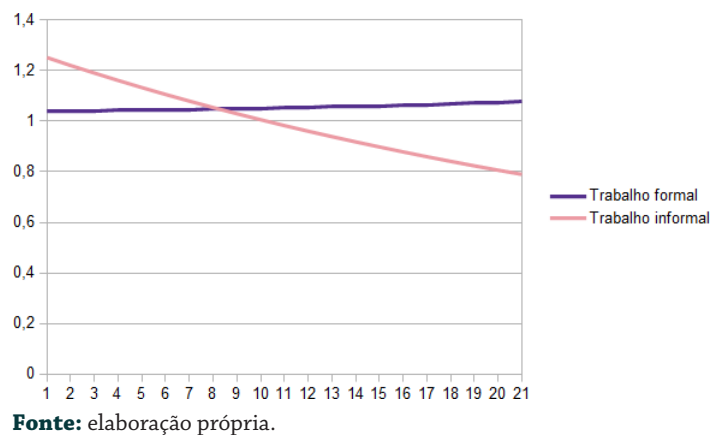
Figura 8. Trajetórias de transição para mudanças na alíquota sobre o produto formal, parte 02

Considerando mudanças na alíquota sobre a produção formal pela análise das figuras 7 e 8, percebe-se que a mesma, à medida que deixa a produção formal mais cara do que a informal, faz com que as famílias resolvam substituir o consumo do bem legal pelo bem ilegal. Como a *shadow economy* adiciona menos valor à economia, há uma redução no produto de equilíbrio agregado. Apesar de a maior alíquota gerar uma elevação da evasão fiscal, o ganho de arrecadação supera esse efeito negativo. O mercado de trabalho segue o estímulo dado à produção, havendo uma migração da força de trabalho entre os setores produtivos.



Fonte: elaboração própria.

Figura 9. Trajetórias de transição para mudanças nos encargos sociais incidentes sobre a contratação formal, parte 01



Fonte: elaboração própria.

Figura 10. Trajetórias de transição para mudanças nos encargos sociais incidentes sobre a contratação formal, parte 02

De acordo com as figuras 9 e 10, reduções nos encargos sociais ampliam a contratação formal, reduzem a evasão e aumentam a arrecadação. Há pouco efeito sobre o produto e consumo da economia.

Experimentos fiscais: análise de sensibilidade, mediante simulação determinística

A tabela 3 a seguir apresenta os resultados da simulação determinística para uma variação de 10% em cada alíquota:

Tabela 3. Resultados da simulação determinística por mudança de alíquota

	τ_c	τ_n	τ_k	τ_f	τ_B
Produto	-0,02%	-0,18%	-0,01%	-0,42%	0,72%
Consumo formal	-0,81%	-0,84%	0,03%	5,74%	0,34%
Consumo informal	0,57%	-0,84%	0,03%	5,74%	0,34%
Trabalho formal	-0,07%	1,61%	-0,03%	-0,50%	0,17%
Trabalho informal	-0,05%	1,13%	-0,02%	3,24%	-2,96%
Arrecadação fiscal	2,03%	-1,80%	1,01%	6,34%	-1,60%
Evasão fiscal	-0,01%	1,29%	-0,01%	1,61%	-7,90%
Bem estar	-0,08%	-0,06%	-0,16%	-5,23%	4,04%

Fonte: elaboração própria.

Pela tabela acima, pode-se perceber que um aumento na alíquota de imposto sobre o consumo tem um efeito na redução sobre o consumo formal. Esse produto é substituído pelo informal, que registra um aumento, mas também há um leve desestímulo sobre o consumo, o que acaba refletindo inclusive no interesse das famílias em ofertar trabalho. Apesar dessas mudanças significarem uma maior evasão fiscal, o ganho tributário decorrente da maior alíquota aplicada sobre o consumo corrente eleva a arrecadação fiscal.

Para um aumento na alíquota de imposto sobre o trabalho, percebe-se que ela gera uma queda no consumo das famílias, o trabalho formal se reduz e a oferta de trabalho no setor informal aumenta. Percebe-se ainda que os efeitos acima resultam em uma queda na arrecadação fiscal em simultaneidade a um aumento na evasão fiscal. Pelos resultados do modelo, pode-se perceber ainda que o desestímulo sobre o consumo e o trabalho das famílias têm implicações sobre o produto da economia, que se reduz.

O aumento na alíquota de imposto sobre o capital tem efeito mínimo sobre as variáveis da economia, mas, como esperado, reduz o seu produto. Para um aumento na alíquota de imposto sobre a produção do setor formal, pode-se perceber que há uma queda no produto da economia mesmo com a substituição da oferta formal pela informal. Essa política tem efeito ainda sobre o mercado de trabalho, que registra um aumento do emprego informal. A arrecadação fiscal cresce fortemente 6%, mas também há um aumento da evasão fiscal.

Considerando uma redução nos encargos sociais da contratação formal, percebe-se que ela aumenta o trabalho formal e reduz o trabalho informal. Além disso, reduz bastante a evasão fiscal, apesar de causar uma redução na arrecadação. Por fim, percebe-se um aumento no produto da economia.

Quanto ao comportamento do nível de bem-estar dessa economia, percebe-se que, para um aumento de 10% na alíquota de imposto cobrada sobre o consumo, o trabalho e o capital, há um efeito negativo, mas quase irrisório, sobre o bem-estar da economia. Isto, pois, há apenas uma substituição da formalidade por informalidade, o que foi refletido em algumas variáveis acima apresentadas. Por exemplo, percebe-se o quanto foram alterados a produção e o consumo informal para os referidos choques. Contudo, ao analisar o efeito de uma elevação sobre a alíquota incidente sobre a produção formal, percebe-se que ela reduz o bem-estar da economia em 5,23%. Isto está fortemente relacionado à queda na arrecadação tributária e, conseqüentemente, no efeito multiplicador dos gastos do governo sobre a economia.

Já uma redução nos encargos trabalhistas aumenta o bem-estar em 4,04%. Este fato pode ser explicado em grande parte pela maior facilidade de contratação no setor formal da economia.

3. Conclusões

Este artigo avalia os efeitos que mudanças nas alíquotas tributárias cobradas sobre o consumo, o rendimento do trabalho, o capital, a produção formal e os encargos sociais exercem sobre a informalidade da economia brasileira. Para isso, faz uso de simulações computacionais a partir de um modelo de equilíbrio geral contendo características da economia do Brasil.

Este estudo se difere de outros estudos previamente abordados na literatura, pois analisa de uma forma mais abrangente os experimentos fiscais e os seus impactos sobre a produção formal e informal, o consumo formal e informal, variáveis fiscais (arrecadação tributária e evasão), bem como sobre o mercado de trabalho brasileiro.

Os resultados apontam que, partindo da situação modelada, em um cenário de elevação de impostos e de encargos sociais cobrados sobre a contratação formal, tem-se efeitos negativos para a economia brasileira. Nesse sentido, são evidenciadas fortes elevações sobre a produção informal, consumo informal e trabalho informal em detrimento da economia formal. Esses pontos são corroborados pela maior evasão fiscal e queda na arrecadação tributária da economia.

Os achados do trabalho corroboram com pesquisas em economia do setor público, como, por exemplo, os trabalhos de Meneguín e Bugarin (2008), Paes (2010) e Junior, Garcia-Cintado e Usabiaga (2015), ajudando a mapear políticas fiscais que possam reduzir a informalidade na economia brasileira.

Uma limitação deste trabalho, que pode ser bem explorada e documentada posteriormente, consiste no efeito que fricções financeiras (mudanças no acesso ao mercado de crédito) podem exercer para a informalidade aqui modelada, uma vez que alguns autores, como Pinto, Chein e Pinto, 2013, documentaram a relevância que o crédito exerce sobre as decisões de investimentos, refletindo na informalidade da economia brasileira.

Referências

- Berdiev, A., Goel, R. K., & Saunoris, J. W. (2020). International disease epidemics and the shadow economy. *CESifo Working Paper*.
- Bracci, A., Lindner, J. F., Stoecklin, D., & Adida, B. (2020). The COVID-19 online shadow economy. *arXiv Preprint*, arXiv:2008.01585.
- Busato, F., & Chiarini, B. (2013). Steady state Laffer curve with the underground economy. *Public Finance Review*, 41(5), 608-632.
- Carvalho, F. A. de, & Valli, M. (2011). Fiscal policy in Brazil through the lens of an estimated DSGE model. *[Sin editorial]*.
- Castro, M. R. D., Carvalho, C., & Portugal, M. S. (2015). SAMBA: Stochastic analytical model with a Bayesian approach. *Brazilian Review of Econometrics*, 35(2), 103-170.
- Cavalcanti, M. A., & Vereda, L. (2015). Fiscal policy multipliers in a DSGE model for Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, 35(2), 197-232.
- Dellas, H., Neanidis, K. C., & Philippopoulos, A. (2017). Fiscal policy with an informal sector. *CEPR Discussion Paper No. DP12494*.
- Dessy, S., & Pallage, S. (2003). Taxes, inequality and the size of the informal sector. *Journal of Development Economics*, 70(1), 225-233.
- Elgin, C., Kose, M. A., Ohnsorge, F., & Yu, S. (2021). *Understanding informality*. [Manuscrito sin publicar].
- Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., & Signoretti, F. M. (2010). Credit and banking in a DSGE model of the euro area. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 107-141.
- Gomes, T. G. P., Besarria, C. N., & Jesus, D. P. (2022). Os efeitos da informalidade sobre a economia brasileira: Uma investigação por meio de um modelo DSGE Novo-Keynesiano. In *Anais do 50º Encontro Nacional de Economia (ANPEC)*, Fortaleza, CE.
- Iacoviello, M. (2015). Financial business cycles. *Review of Economic Dynamics*, 18(1), 140-163.
- Junior, C. J. C., Garcia-Cintado, A. C., & Usabiaga, C. (2015). Fiscal adjustments and the shadow economy in an emerging market. *Macroeconomic Dynamics*, 1-35.
- Meneguín, F. B., & Bugarin, M. S. (2008). A informalidade no mercado de trabalho e o impacto das instituições: Uma análise sob a ótica da teoria dos jogos. *Economia Aplicada*, 12(3), 341-363.
- Orsi, R., Raggi, D., & Turino, F. (2014). Size, trend, and policy implications of the underground economy. *Review of Economic Dynamics*, 17(3), 417-436.
- Paes, N. L. (2010). Mudanças no sistema tributário e no mercado de crédito e seus efeitos sobre a informalidade no Brasil. *Nova Economia*, 20(2), 315-340.

- Pinto, A. R., Chein, F., & Pinto, C. C. X. (2013). Restrição de crédito e decisão de investimento: A experiência do setor informal no Brasil. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)*.
- La Porta, R., & Shleifer, A. (2014). Informality and development. *Journal of Economic Perspectives*, 28(3), 109-126.
- Schneider, F. (2000). Dimensions of the shadow economy. *The Independent Review*, 5(1), 81-91.
- Schneider, F., & Enste, D. H. (2000). Shadow economies: Size, causes, and consequences. *Journal of Economic Literature*, 38(1), 77-114.
- Solis-Garcia, M., & Xie, Y. (2018). Measuring the size of the shadow economy using a dynamic general equilibrium model with trends. *Journal of Macroeconomics*, 56, 258-275.
- Webb, A., McQuaid, R., & Rand, S. (2020). Employment in the informal economy: Implications of the COVID-19 pandemic. *International Journal of Sociology and Social Policy*.
- Williams, C. C., & Öz-Yalaman, G. (2021). The coronavirus pandemic, short-term employment support schemes and undeclared work: Some lessons from Europe. *Employee Relations: The International Journal*.

Ceará's Lobster Exports: An Approach by Autoregressive Vectors (VAR)

Las exportaciones de langosta del Ceará: un enfoque por vectores autorregresivos (VAR)

LUIS ABEL DA SILVA FILHO¹
COSMO RENAN DA SILVA SOUZA²
EDCLEUTSON DE SOUZA SILVA³
YURI CÉSAR DE LIMA E SILVA⁴

¹ Professor at the Department of Economics at the Universidade Regional do Cariri (URCA) (Brazil). Researcher at the Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (DIRUR) of the Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) (Brazil). luis.abel@urca.br. <https://orcid.org/0000-0002-7453-1678>

² Undergraduate in Economics at the Universidade Regional do Cariri (URCA) (Brazil). cosmorenanrl@gmail.com. <https://orcid.org/0009-0000-8234-8331>.

³ PhD candidate in Economics, the Universidad Federal de Paraíba (UFPB) (Brazil). edcleutsonsouza@gmail.com. <https://orcid.org/0000-0003-3193-8520>

⁴ Professor at the Department of Economics at the Universidad Federal de Roraima (UFRR) (Brazil). Planning and Budget Analyst at the Planning and Budget Secretariat of Roraima (Brazil). yuricesar@hotmail.com. <https://orcid.org/0000-0002-2110-6256>

Abstract

Animal protein consumption has been increasing worldwide with the advancement of globalization in trade, and it is sensitive to changes in exchange rates and domestic product prices. Brazil stands out as one of the world's largest exporters of protein commodities, and Ceará is among Brazil's leading fish exporters. Therefore, this study aims to analyze how exchange rate changes and changes in lobster prices affect the volume of lobster exported by the State of Ceará (the largest lobster exporter in the country). The selected period covers 2002 to 2022, and the analysis will be conducted using the Vector Autoregressive (VAR) approach. The results show that there is no long-term relationship between the variables and that the dynamics of lobster exports from Ceará can be explained much more by factors inherent and subjective to the supply and demand for the product rather than by macroeconomic variables commonly used in studies of this nature.

Keywords: exports, Ceará, fish, lobsters.

Resumen

El consumo de proteína animal ha ido creciendo en todo el mundo, con el avance de la globalización comercial, siendo sensible a las variaciones del tipo de cambio y de los precios de los productos internos. Brasil se destaca como uno de los mayores exportadores de productos proteicos del mundo, y Ceará es uno de los mayores exportadores de pescado de dicho país. Por lo tanto, este estudio tiene como objetivo analizar cómo las variaciones del tipo de cambio y los precios de la langosta afectan el volumen exportado por el estado de Ceará (mayor exportador de langosta del país). El período seleccionado abarca los años 2000 a agosto de 2023, y el análisis se realizará mediante el enfoque Vector Autorregresivo (VAR). Los resultados muestran que no existe una relación de largo plazo entre las variables y que la dinámica de las exportaciones de langosta de Ceará puede explicarse mucho más por factores inherentes y subjetivos a la oferta y demanda del producto que por variables macroeconómicas comúnmente utilizadas en estudios de esta naturaleza.

Palabras clave: exportaciones, Ceará, pescado, langostas.

1. Initial Considerations

The demand for fish consumption per capita is proliferating worldwide. This increase is particularly significant in low-income countries, where population growth and rapid urbanization drive animal product consumption, including fisheries.

Despite the growth of the fishing market in recent years, there are still obstacles to international production and distribution. According to Valdimarsson (2003), fishing faces significant challenges due to the high import taxes charged by some developing countries, which hinder the entry of raw materials and negatively impact the local market. However, according to Subasinghe et al. (2009), the increased demand for fish meat has driven the growth of fish farming, which has proven to be a promising solution to meet global consumption needs. Raising fish in captivity has reduced production costs and increased competitiveness through prices. As a result, in four decades, aquaculture has come to represent 45% of the world's production of fish for consumption.

Production performance, combined with demand and trade in fish, has driven the global fish market, making it one of the most traded food commodities. The fish trade increasingly improves food systems, benefiting local economies and importing countries. In this context, developing countries generally export high-value fish to developed markets, with lobster standing out in this category of high-value products (Tran et al., 2019).

With vast fishing potential along its coastline, Latin America has adopted aquaculture in its territories. Hernández-Rodríguez et al. (2001) report that aquaculture began in the region in the 1940s, initially intending to populate local ecosystems. It was only in the 1960s and 1970s that Latin American countries began to develop aquaculture to produce food for domestic consumption and export, marking a modernization process in the region's fishing economy.

The prospect of modernizing and overcoming challenges in the fishing sector is essential for Brazilian states that depend heavily on this economic activity to develop and increase their export competitiveness. Brazil has two strands of the fishing industry, each with distinct and complementary economic roles. Although aquaculture is one of the fastest-growing economic activities in the country's food sector, marine extractive fishing stands out on the national agenda due to capturing species with high commercial value. It is important to emphasize that even though aquaculture is one of the fastest-growing economic activities in the Brazilian food sector, the most important fish on the national agenda is lobster, a type of crustacean caught by marine extractive fishing that has high commercial value (Farias & Farias, 2018).

However, this segment of Brazilian export trade has faced growth difficulties due to overfishing and the devaluation of the product's price on the international market (Almeida et al., 2021). This makes the locations that depend on this trade vulnerable, depending on both a price recovery and a favorable exchange rate to make exports viable.

In the lobster fishing segment, the state of Ceará stands out. In this state, fish is of great relevance to the trade balance, in addition to being the state that exported the most fish in the country in 2022 among Brazilian states, with 25.19% of the country's total exports. In this state, the fishing market generates around 57 thousand jobs (Ramos et al., 2023).

In this sense, this article seeks to answer the question: Are lobster exports in Ceará affected by price changes and the exchange rate?

To answer this question, we used the Vector Autoregressive (VAR) model, which has been used recurrently in the literature to study the commodity market in general and the price dynamics of diverse types of fish. Mafimisebi (2012), for example, uses a VAR model to analyze the price dynamics in the dried fish market in Nigeria, revealing that 59.1% of the markets are spatially integrated in the long term.

Fernández-Polanco (2021) uses VAR to analyze the price dynamics of the sea bream (*Sparus*) market. In short, the authors conclude that prices are transmitted from retailers and wholesalers to farmers in the domestic value chain. Likewise, García-Del-Hoyo (2023) uses the VAR model to analyze the transmission of price volatility of fresh anchovies in Spain between markets in the value chain. The results achieved allow us to infer that the market with the most terrific price volatility is the one where the product is passed on to large traders (first-hand sales), followed by the wholesale market and, finally, the retail market.

As highlighted in the literature, this model has proven effective in analyzing price volatility in the fish market. It is frequently used in empirical studies, demonstrating its ability to capture complex price dynamics and macroeconomic variables. Thus, its approach in this study is justified.

Thus, in addition to this introduction, the second section presents the methodological procedures; the third section presents the results and discussions, and the fourth section presents the final considerations.

2. Methodological Procedures

This section presents the methodological procedures adopted in this study. The purpose is to answer the research question and help in understanding the study object analyzed here.

Variables and Database

To meet the objective proposed in this study, monthly data were selected from January 2000 to August 2023. Table 1 below shows the variables used in this study, with their respective data sources and expected results.

Table 1. Variables used in the study, definition of variables, and source of available public data

Variable	Definition	Source
Valuefobuss	Revenue from lobster exports	MDIC
exchange rate	Exchange rate	BACEN
Premeditation	Average price of lobster on the international market	MDIC

Source: own elaboration.

The vector autoregressive (VAR) econometric model is widely used in the literature on international commodity trade (Felipe, 2013; Castro et al., 2018; Aidar & Deus, 2019; Fernandez, 2020). There is consensus in the literature on the need to begin analytical treatment through stationarity tests. From these tests, it is possible to identify whether the variables have a unit root. These authors conclude that it is only possible to proceed with the VAR if there is stationarity in all variables. Furthermore, after unit root tests, it is necessary to carefully choose the number of lags present in the estimates to develop a good model. However, the Akaike information criteria (AIC), Schwarz's Bayesian criterion (BIC), and the Hannan-Quinn (HQ) become indispensable, and the results of these tests will determine the number of lags that the VAR will have (Akaike, 1974; Schwarz, 1978; Hannan & Quinn, 1979).

Based on the explanation for using the VAR model, it is possible to state that the model in question meets the demands proposed for the objective proposed in this article, since it allows observing the dynamic interactions between the endogenous variables without an immediate need to define causality between them. Prior to its application, the unit root and cointegration test were performed (to define whether the VAR model or the vector error correction model (VEC) will be used); and, after its application, the Granger causality test, the impulse response function, and the variance decomposition were performed. Finally, the forecasts were made using the VAR model.

Unit Root Test

The unit root test is a procedure that precedes the choice of the model and its application. It is necessary to determine whether the time series is stationary.

The tests performed to determine whether there is stationarity in the time series were the Dickey-Fuller, Augmented Dickey-Fuller (ADF), Elliot, Rothenberg, and Stock (ERS), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS), and Phillips-Perron (PP) tests, as shown in Table 2 below.

Table 2: Unit root tests applied to time series: Revenue from lobster exports, exchange rate, and average price of lobster from Ceará on the international market

Test	Hypotheses	Author/article/journal/year
Dickey-Fuller	H0: The series is non-stationary. H1: The series is stationary.	Dickey, DA; Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, vol. 74, no. 366, pp. 427-431, 1979.
Dickey-Augmented Fuller (ADF)	H0: The series is non-stationary. H1: The series is stationary	Dickey, DA; Fuller, W. A. (1981). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Econometrica, vol. 49, no. 4, pp. 1057-1072, 1981.
Elliot, Rothenberg and Stock (ERS)	H0: The series is non-stationary. H1: The series is stationary	Elliott, G.; Rothenberg, T.J.; Stock JH (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, Econometrica, 64, 813-836, 1996.
Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS)	H0: The series is stationary. H1: The series is not stationary	Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? Journal of econometrics, 54(1-3), 159-178.
Phillips-Perron (PP)	H0: the series is non-stationary; H1: the series is stationary.	Phillips, PCB; Perron, P. Testing for a unit root in time series regression. Biometrika, Great Britain, vol. 75, no. 2, p. 335-346. 1988.

Source: own elaboration.

All these tests are used to verify whether the observed series is stationary, given models in which the variables are generated by Autoregressive processes of order . The variables may or may not have a unit root. In this way, it is possible to include the difference in the lagged variable based on the test results, ensuring the preservation of the white noise condition. The unit root tests were performed in the R software with the 'urca' package.

Dickey-Fuller Test

The Dickey-Fuller test can be represented mathematically, according to equation 1, below:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Where: y_t is the variable under study, Δy_t is the first-order difference of the variable ($y_t - y_{t-1}$), t is a time trend (optional), α and β are coefficients of the constant and the time trend, respectively, γ is the coefficient associated with the level of the lagged series (checks if the series has a unit root), ε_t is the random error term.

Dickey-Fuller Test (ADF)

The Dickey-Fuller (ADF) test is expressed by the following mathematical equations:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

where: y_t is the variable under study, Δy_t is the first-order difference of the variable ($y_t - y_{t-1}$), t is a time trend (optional), α and β are coefficients of the constant and the time trend, respectively, γ is the coefficient associated with the level of the lagged series (checks if the series has a unit root), δ_i are the coefficients of the lagged differences of order i , ε_t is the random error term.

Elliot, Rothenberg, and Stock Test (ERS)

The ERS test can be mathematically defined as in equations 5 and 6 below:

$$y_t = y_t - (\lambda/(1 - \lambda)) y_{t-1} \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum (\delta_i \Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

where: y_t is the smoothed time series, λ is the chosen smoothing value (e.g., $\lambda = 7$ is a common value), and the remaining parameters are defined as in ADF.

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin Test (KPSS)

The KPSS test has its mathematical definition, according to the demonstration presented in equation 7, below.

$$y_t = \alpha + \beta t + r_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

where: y_t is the variable under study, α is the intercept (constant), βt is the time trend, r_t is a random walk with zero mean, and ε_t is the error term.

Perron (PP) Test

The PP test can be mathematically defined as in equation 8 below:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

where: y_t is the variable under study, Δy_t is the first-order difference of the variable ($y_t - y_{t-1}$), t is a time trend (optional), α and β are coefficients of the constant and the time trend, respectively, γ is the coefficient associated with the level of the lagged series (checks if the series has a unit root), ε_t is the random error term.

Johansen Cointegration Test – Multivariate Model

Based on the results presented by the unit root test, the next step was to apply tests that show whether there is a long-term relationship between the variables in the model. To obtain this result, it is necessary to apply the cointegration test (Johansen, 1988). The analysis aims to determine the presence or absence of multiple cointegration vectors in a Vector Autoregressive (VAR) model. This model is used in conjunction with error correction mechanisms, known as Vector Error Correction Models (VECM). The mathematical representation of this model can be expressed by the following equations.

Let there be a VAR(p) model, where:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (9)$$

where: y_t is a vector of n endogenous variables ($n \times 1$), A_i are coefficient matrices ($n \times n$) for each lag i , ε_t is an error vector ($n \times 1$) that is considered white noise.

Error) Model Correction Model) can occur, according to the equation below:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum (\Gamma_i \Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

where: Δy_t represents the first differences of y_t , Π is the long-term matrix (nxn) that contains information about the cointegration between the variables, Γ_i are the short-term matrices (nxn) for each lag i , ε_t is the error vector (nx 1).

Thus, it is possible to perform the decomposition of Matrix Π , as follows:

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (11)$$

where α (nxr) is the matrix of adjustment coefficients, representing the speed of adjustment to long-term equilibrium, β (nxr) is the cointegration matrix, where each column of β represents a cointegration vector, and r is the number of cointegration relations.

Therefore, the Johansen Test can be defined in the two steps below:

Trace Test, according to the equation below:

$$\lambda_{trace} = -T \sum \left(\ln(1 - \hat{\lambda}_i) \right) \quad (12)$$

for $i = r+1$ to n , and Maximum Eigenvalue Test (Maximum Eigenvalue Test), according to the equation:

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{\{r+1\}}) \quad (13)$$

where: T is the number of observations, $\hat{\lambda}_i$ are the estimated eigenvalues of the matrix Π .

Granger Causality Test

As proposed in this article, the Granger test (Granger, 1969) will be performed. This test is widely performed in econometric studies on time series. According to the author's approach, correlation alone cannot necessarily imply causality. Granger (1969) explains that the statistical discovery of the relationship between variables is not sufficient to determine a cause-and-effect relationship. Thus, the author suggests that the possibility of the existence of this cause and effect is only valid if past values represented by collaborate in the prediction of present values. In other words, following Granger's (1969) line of reasoning, a causal relationship between the series is necessary, which cannot be determined solely by a statistical correlation relationship.

Therefore, the mathematical equations responsible for expressing the cause-and-effect conditions can be expressed as follows.

$$X_t = \sum a_i Y_{t-i} + \sum b_i X_{t-i} + \mu_{1t} \quad (10)$$

$$Y_t = \sum b_i Y_{t-i} + \sum c_i X_{t-i} + \mu_{2t} \quad (11)$$

The two equations above represent causality relationships in the Granger sense, μ_{it} , in theory, incorporating uncorrelated noise. In equation (10), it is assumed that the current values of the variable are linked to the past values of the variable X_{t-1} , as well as to the lagged values of the variable Y_t . In equation (11), represented by Y_t , a similar pattern is reflected, where the current values of are related to the lagged values of the variable Y_{t-1} , as well as to the lagged values of the first variable X_t . Thus, Granger causality can be identified in the series used in this work as unidirectional and bidirectional.

Impulse Response Function

The impulse response function is applied to time series to measure the effect that an endogenous variable has on the other variables in the model. The shock can be applied to any of the variables, the only condition being that it is endogenous to the model. Thus, the result of this shock may affect all endogenous variables and the variable used to apply the shock (Engle & Granger, 1987).

The impulse response function is as follows: The impulse is applied to an endogenous variable in each period t . For example, if the shock is applied to the variable α_1 at time $t=0$, even if it is applied to only one variable, it can affect all the other variables in the model (Engle & Granger, 1987).

The mathematical representation is as follows, according to equation 12 below:

$$\frac{\partial x_{i,t+s}}{\partial a_{j,t}} = \frac{\partial x_{i,t}}{\partial a_{j,t-s}} = \Psi_{ij}^s, i, j = 1, 2, 3, \dots n \quad (12)$$

Where represents i, j -th element multiplied by the matrix represented by expanded from an impulse made at time t . It is important to emphasize that for this interpretation to be valid, it is necessary that the $Var(at)=\Sigma$ diagonal matrix where the elements related to are not correlated.

Variance Decomposition of Forecast Error

Variance decomposition of forecast error is a primary test when using the VAR model (Sims, 1980). According to Aidar and Deus (2019), analysis through variance decomposition seeks to determine the percentage of forecast error variance attributable to each endogenous variable.

According to De Souza (2018), the decomposition of the forecast error variance and the impulse response function allows us to assess the relevance of the effects of external shocks on each of the variables in the model. It provides the percentage of the variance of the forecast error of each variable in the different future periods that can be attributed to each external shock.

The mathematical representation can be expressed as follows, according to equations 13 and 14:

$$\frac{\sigma_{x_1}^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_{x_1}(n)^2} \quad (13)$$

$$\frac{\sigma_{x_2}^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_{x_1}(n)^2} \quad (14)$$

Where $\sigma_{x_1}^2$ is the variance of the shocks (or innovations) of the variable x_1 . In other words, is the intrinsic variability of the shocks that affect x_1 ; $\phi_{11}(\mathbf{k})$ are the impulse response coefficients. These coefficients measure the effect of a shock at x_1 at time t on the variable x_1 in the subsequent periods $t+k$; $\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2$ is the sum of the squares of the impulse response coefficients up to period $n-1$. The sum of squares is used to measure the cumulative contribution of an initial shock over several periods; $\sigma_{x_1}(n)^2$ is the total variance of the forecast error of x_1 over the horizon of n periods. This considers all sources of variability that affect the forecast of x_1 over time.

Vector Autoregressive Model (VAR)

After explaining the tests in the subsections above, once the VAR model has been estimated, we now seek to apply the forecasts from the model. This model is widely used in time series because it has the characteristic of capturing interrelated dynamic effects simultaneously (at the same time) of the variables to be analyzed. The estimates are made through Ordinary Least Squares—OLS— and are represented by three independent and interrelated equations (Sims, 1980).

VAR is represented mathematically as follows:

$$X_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}X_{t-1} + \alpha_{12}Y_{t-1} + \varepsilon_{t1} \quad (15)$$

$$Y_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}Y_{t-1} + \alpha_{12}X_{t-1} + \varepsilon_{t1} \quad (16)$$

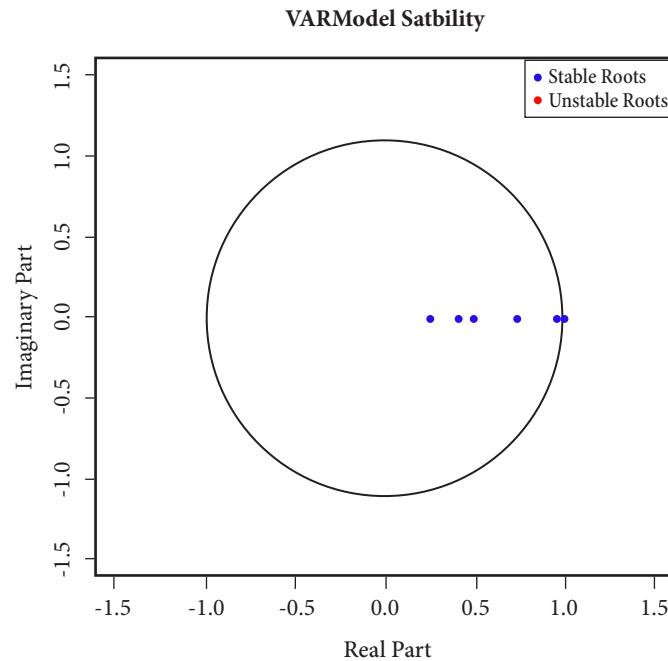
$$Z_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}N_{t-1} + \alpha_{12}Z_{t-1} + \varepsilon_{n...t1} \quad (17)$$

In matrix form, the VAR takes the following form:

$$X_t = \alpha_0 + \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_n X_{t-n} + \alpha_t \quad (18)$$

In which X_t represents an autoregressive vector ($N \times 1$) of order p ; α_0 is a vector ($N \times 1$) of intercepts; Φ is a matrix of order parameters ($n \times n$); and $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$. Based on these settings, the VAR proves to be indispensable for the analysis of the interactions proposed in this work, since it allows us to observe the dynamic relationships between the endogenous variables considered, without the obligation to define the causality between them previously. The following section addresses the results of the analyses and estimates outlined in the methodological procedures presented in this section.

After estimating the VAR Model, its stability test was performed, as shown in Figure 1.



Source: own elaboration.

Figure 1. VAR model stability test

According to Figure 1, all eigenvalues are stable and are within the unitary cycle, showing that there are no problems.

3. Econometric Results for Lobster Exports from Ceará 2002-2023

Table 1 shows the values of the logarithm of the exchange rate, average price and revenue from lobster exports. According to the results shown in the Table, the minimum values for the exchange rate, average price and export value were 0.4418, 1.204, and 6.377, while the average values were 10.144, 2.274, and 14.657. The maximum values were 1.7529, 3.828, and 16.494, respectively.

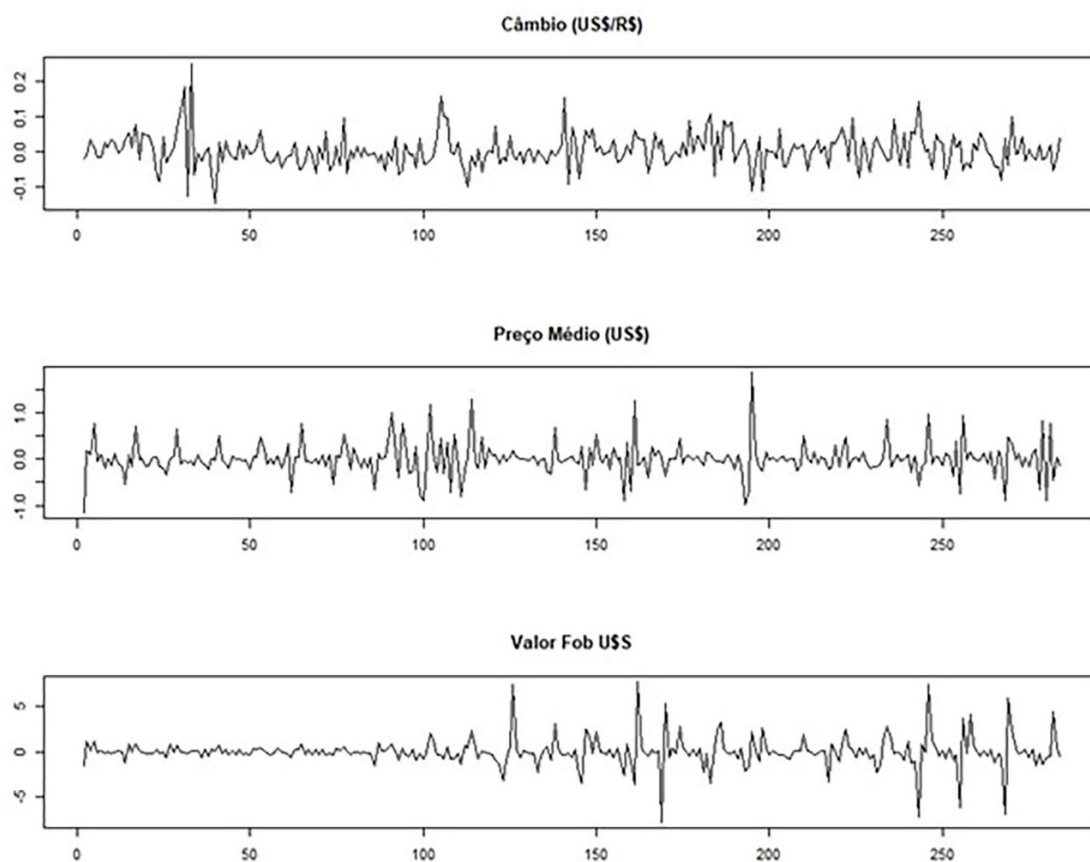
Table 1. Descriptive statistics of the logarithm of the exchange rate, average lobster price and export revenue (U\$S)

Measures	Exchange rate	Premeditation	Valuefobuss
Min.	0.4418	1.204	6.377
1st Thu.	0.7038	2.033	13.983
Median	0.9381	3.073	15.411
Mean	1.0144	2.774	14.657
3rd Quarter.	1.294	3.394	15.798
Max.	1.7529	3.828	16.494

Source: own elaboration.

A noteworthy result is the logarithm of the export value, as it presents a large discrepancy regarding its maximum and minimum values. This may have caused more significant variability throughout the series treated in this study.

The time series analyzed covers the period from January 2000 to August 2023. This period comprises the equivalent of 272 observations, which can be considered a sufficient number for using econometrics in time series.



Source: own elaboration.

Figure 2. Differentiated series – exchange rate, the average price of lobster exports, and export revenues (US\$)

As we can see, Figure 2 shows that the logarithm of the exchange rate has a movement like the logarithm of the average price of lobster. By preliminary analysis of the series, it is possible to see that as the logarithm of the exchange rate increases, the average price falls. Likewise, the average price increases when the exchange rate decreases, suggesting a possible inverse relationship between the two variables. When analyzing the third graph referring to the average revenue from exports, we notice a relationship of minor sensitivity up to the observation number 100, and from there, more significant oscillations are observed, suggesting a more contemporary relationship with the other variables.

According to Panisson (2018), to estimate the VAR model, it is necessary to perform the unit root test to confirm whether the series in question is stationary or not. The most widely used test to find out whether the series has stationarity is the Dickey-Fuller (ADF) test. However, to ensure greater security in the results, the Dickey-Fuller augmented GLS (DF-GSL) test, Elliott-Rothenberg-Stock tests with constant,

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS) with constant, and the Phillips- Perron (PP) Unit Root Test were also performed.

Table 2 below shows the results found for the variables' logarithms from the tests mentioned in the previous paragraph for a confidence interval of 1%, 5%, and 10%.

Table 2. Unit Root Tests applied to the series in differences: exchange rate, average lobster price, and revenue from sales in dollars

Dickey-Fuller test					
Variables	1pct	5pct	10pct	The value of test-statistic is:	Significance
txcambio_tau1	-2.58	-1.95	-1.62	-10.145	***
precomedio_tau1	-2.58	-1.95	-1.62	-14.327	***
valuefobuss_tau1	-2.58	-1.95	-1.62	-12.519	***
Dickey-Fuller Test _Augmented					
Trend = an intercept and a trend are added					
trend_txcambio_tau3	-3.98	-3.42	-3.13	-10.193	***
trend_txcambio_phi2	6.15	4.71	4.05	34.633	***
trend_txcambio_phi3	8.34	6.3	5.36	51.948	***
trend_precomedio_tau3	-3.98	-3.42	-3.13	-14.282	***
trend_precomedio_phi2	6.15	4.71	4.05	68.006	***
trend_precomedio_phi3	8.34	6.3	5.36	102.007	***
trend_valorfobuss_tau3	-3.98	-3.42	-3.13	-12.474	***
trend_valuefobuss_phi2	6.15	4.71	4.05	51.874	***
trend_valuefobuss_phi3	8.34	6.3	5.36	77.811	***
Drift = an added intercept					
drift_txcambio_tau2	-3.44	-2.87	-2.57	-10.208	***
drift_txcambio_phi1	6.47	4.61	3.79	52.108	***
drift_precomedio_tau2	-3.44	-2.87	-2.57	-14.306	***
drift_precomedia_phi1	6.47	4.61	3.79	102.336	***
drift_valueofbuss_tau2	-3.44	-2.87	-2.57	-12.497	***
drift_valuefobuss_phi1	6.47	4.61	3.79	78.09	***
No intercept and no trend					
none_txcambio_tau1	-2.58	-1.95	-1.62	-10.145	***
none_precomedio_tau1	-2.58	-1.95	-1.62	-14.327	***
none_valuefobuss_tau1	-2.58	-1.95	-1.62	-12.519	***
Elliott-Rothenberg-Stock Test - with constant					
exchange rate	-2.57	-1.94	-1.62	-8.666	***
Premeditation	-2.57	-1.94	-1.62	-2.37	***
Valuefobuss	-2.57	-1.94	-1.62	-6.879	***
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test - KPSS - with constant					
exchange rate	0.739	0.463	0.347	0.105	***
Premeditation	0.739	0.463	0.347	0.033	***
Valuefobuss	0.739	0.463	0.347	0.01	***

Continue...

Phillips-Perron Unit Root Test					
exchange rate				-324.82	***
Premeditation				-295.27	***
Valuefobuss				-259	***

Source: own elaboration.

It is important to highlight that the null hypothesis of the ADF, PP, DF-GLS, and ERS tests is the presence of a unit root in the series, which indicates that the series is not stationary. In contrast, the KPSS test assumes as a null hypothesis that the series does not have a unit root, which means that the series is stationary.

As can be seen, after the tests, the Dickey-Fuller test proved not to have a unit root in the series since the values found for the variables exchange rate, average price, and value of exports were lower than the critical values at 1%, 5%, and 10%. The Augmented Dickey-Fuller test is nothing more than an extension of the previous test, but it is more robust. After the analysis, the stationarity of the residuals obtained by the Ordinary Least Squares method was verified. The Tau statistic was used to test the slope, resulting in the rejection of the null hypothesis, which indicates that the series does not have a unit root and, therefore, is stationary.

The Elliott-Lothenberg-Stock tests also showed no unit root for the model. In this test, attention is drawn to the values found for the exchange rate and the value of exports, which were well away from zero, while the average price obtained a value closer to zero. The Kwiatkowski -Phillips-Schmidt-Shin KPSS test had positive values between 0 and 1, confirming what was presented in the previous test. That is, there is no unit root in the time series. Finally, the Phillips-Perron (PP) Unit Root Test showed negative parameters smaller than zero, leading to rejecting the null hypothesis, as occurred in the ADF, DF-GLS, and ERS tests.

After performing the stationarity tests, it is necessary to determine the order in which the VAR model lags are chosen. The AIC (Akaike), BIC (Bayesian Information Criterion), and HQ (Hannan-Quinn) criteria were used. These criteria define the appropriate number of lags in the VAR model.

Table 3. Tests for determining the order and choosing the VAR model - AIC, BIC, HQ, and M(p)

p	AIC	BIC	HQ	M(p)	p-value
0	-7.214	-7.214	-7.214	0.000	0.000
1	-7.261	-7.145	-7.214	29.193	0.001
2	-7.270	-7.038	-7.177	19.010	0.025
3	-7.295	-6.947	-7.156	22.841	0.007

Continue...

4	-7.257	-6.794	-7.071	6.524	0.687
5	-7.288	-6.708	-7.055	23.656	0.005
6	-7.282	-6.586	-7.003	14.292	0.112
7	-7.347	-6.536	-7.022	31.753	0.000
8	-7.340	-6.412	-6.968	13.601	0.137
9	-7.531	-6.488	-7.113	61.106	0.000
10	-7.734	-6.574	-7.269	62.870	0.000
11	-7.908	-6.632	-7.396	55.481	0.000
12	-7.856	-6.465	-7.299	2.837	0.970
13	-7.854	-6.347	-7.249	13.862	0.127
14	-7.852	-6.229	-7.201	13.878	0.127
15	-7.861	-6.122	-7.164	16.100	0.065

Source: own elaboration.

Based on the values presented in Table 3, a VAR (11) model with 11 lags was selected since the lowest values of the Akaike and Hannan-Quinn information criteria indicated this specification.

Cointegration Test Result: Trace and Maximum Eigenvalue Tests

No unit root was found in the logarithm of the model's tested series, as shown in Table 2. Therefore, the next step is the cointegration test. According to Sibin, Da Silva Filho, and Ballini (2016), the stage begins with evaluating the proposed model through the first difference analysis. This stage consists of examining the model's stability.

The Johansen cointegration test was performed to assess the existence of a long-term relationship between the variables. Initially, the hypothesis $r \leq 2$ was considered, analyzing the possibility of up to two cointegration vectors. Then, the hypothesis $r \leq 1$ was tested, considering the existence of a single cointegration vector. Finally, the null hypothesis verified the presence of cointegration between the model variables, with significance levels of 10%, 5%, and 1%.

Table 4. Result of the Johansen cointegration test: trace and maximum eigenvalue tests

H0: rank = r	test	10pct	5pct	1pct
$r \leq 2$	9.08	6.5	8.18	11.65
$r \leq 1$	22.06	15.66	17.95	23.52
$r = 0$	38.94	28.71	31.52	37.22

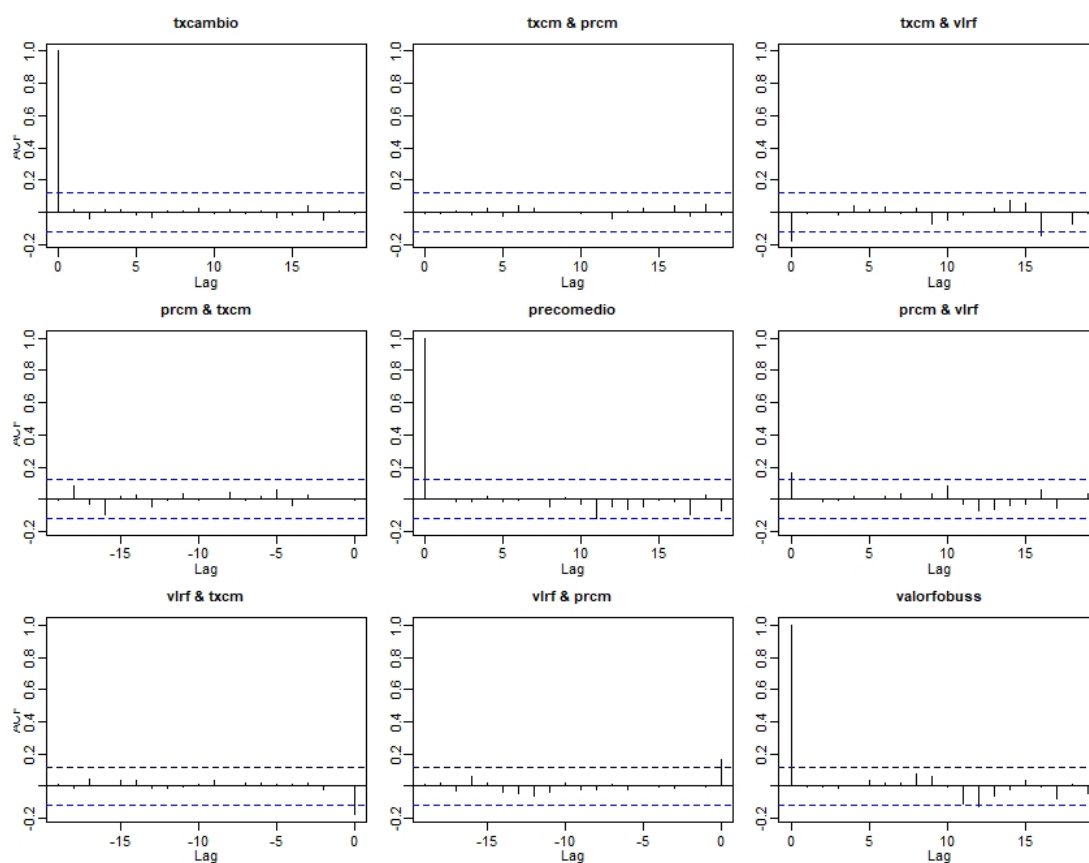
Source: own elaboration.

As can be seen in Table 4, the Johansen cointegration test showed that the series are cointegrated with each other. Thus, we can conclude that, given the number of

cointegration vectors in the table above, it is possible to see integration between the model variables at 1%, 5%, and 10% significance. In other words, there is a possible long-term relationship between them, so we used the VAR model to adjust the time series proposed by this study.

VAR Model Stability Test

In the context of the VAR model, it is vital to ensure the absence of residual correlation. When examining the correlogram of the residuals of the VAR model, as shown in Figure 3, one observes the absence of residual correlation in the series. What is observed are isolated occurrences. Therefore, rejecting the null hypothesis of the absence of correlation in some specific lags is impossible. However, considering the lack of pattern among the monthly periodicities of the series analyzed, it is interpreted that such correlations are only due to the natural characteristics of time series of this nature.



Source: own elaboration.

Figure 3. Correlogram of residuals from the VAR model

Two more tests were applied to complement the correlogram to ensure no autocorrelation in the model. The first test is the Portmanteau test, which has the non-existence of non-contemporaneous autocorrelation as its null hypothesis. The LM test tests the null hypothesis of the non-existence of serial correlation in the residuals of the first-order model. Both tests confirmed the non-existence of residual autocorrelation.

Granger Causality Test

Granger (1969) developed a test known as the Granger causality test, which is based on the premise that the future cannot influence the present or the past (Felipe, 2013). To better understand whether α occurs after β , it is understood that α cannot cause β . In the same way, if α happens before β , this does not necessarily imply that α is the cause or influences β . It is necessary that regardless of whether α happens before β or after β or both happen simultaneously, α does not influence β , nor does β influence α .

As shown in Table 5, the Granger causality test was applied to the three variables to verify their interdependence. The first analysis, which refers to the exchange rate explained by two lags of the exchange rate plus two lags of the average price, results in a P value associated with more than 5%, thus failing to reject the null hypothesis, indicating that we cannot state that the exchange rate Granger causes the average price. In other words, a shock in the lagged values of the exchange rate variable does not impact the average price of lobster exports from Ceará. When an exchange rate shock is made concerning the value of exports, we also have a P value associated with more than 5%. Therefore, in this case, the null hypothesis is not rejected. That is, there is no causal relationship, in the Granger sense, that the exchange rate causes revenue from lobster exports to the international market.

Table 5. Granger causality test for the exchange rate, the average price of lobster exports, and export revenues in US\$

Model 1: (txcambio) ~ Lags ((txcambio). 1:2) + Lags (precomedio. 1:2)			
Model 2: (txcambio) ~ Lags ((txcambio). 1:2)			
Res.Df	Df	F	Pr(>F)
1 276			
2 278	-2	2.8412	0.066
Model 1: (txcambio) ~ Lags ((txcambio). 1:2) + Lags (valorfobuss. 1:2)			
Model 2: (txcambio) ~ Lags ((txcambio). 1:2)			
Res.Df	Df	F	Pr(>F)
1 276			
2 278	-2	1.5222	0.2201

Continue...

Model 1: (precomedio) ~ Lags ((precomedio). 1:2) + Lags (txcambio. 1:2)			
Model 2: (precomedio) ~ Lags ((precomediacion). 1:2)			
Res.Df	Df	F	Pr(>F)
1 276			
2 278	-2	1.0063	0.3669
Model 1: (precomedio) ~ Lags ((precomedio). 1:2) + Lags (valorfobuss . 1:2)			
Model 2: (precomedio) ~ Lags ((precomediacion). 1:2)			
Res.Df	Df	F	Pr(>F)
1 276			
2 278	-2	1.205	0.3013
Model 1: (valorfobuss) ~ Lags ((valorfobuss). 1:2) + Lags (txcambio. 1:2)			
Model 2: (valorfobuss) ~ Lags ((valorfobuss). 1:2)			
Res.Df	Df	F	Pr(>F)
1 276			
2 278	-2	1.3546	0.2598
Model 1: (valorfobuss) ~ Lags ((valorfobuss). 1:2) + Lags (precomedio. 1:2)			
Model 2: (valorfobuss) ~ Lags ((valorfobuss). 1:2)			
Res.Df	Df	F	Pr(>F)
1 276			
2 278	-2	1.0226	0.361

Note. P=., sig 0.1; p=*, sig=0.05; p=**, sig=0.01; p=***, sig=0.001.

Source: own elaboration.

When applying a shock using two lags of the average price variable together with two lags of the exchange rate and, subsequently, with the value of exports, the result showed that the p-value associated with the average price, both with the exchange rate and the value of exports, was higher than the 5% significance level. This indicates that the null hypothesis cannot be rejected. Thus, it can be concluded that the average price does not Granger cause either the exchange rate or the value of exports, showing that a shock in the lagged values of the average price variable does not impact the exchange rate or the value of exports.

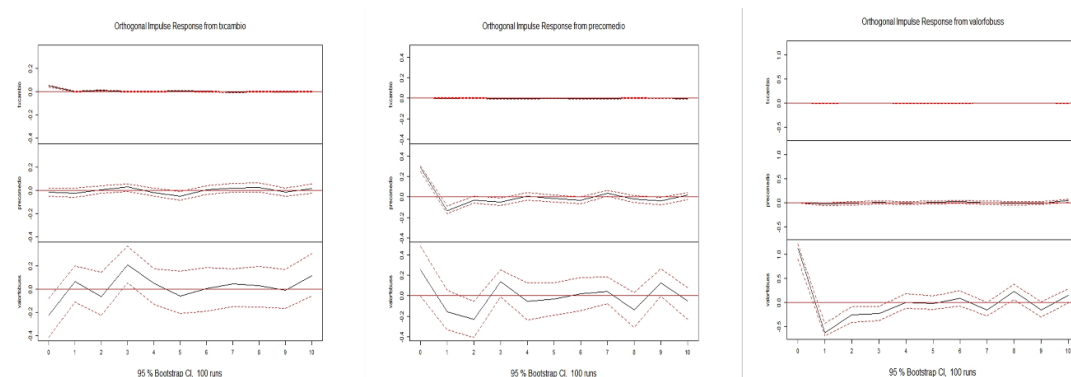
Finally, the impact of the export value variable on the number of lags with the exchange rate and average price variables was analyzed. As a result, a p-value associated with significance more significant than 5% was found for both variables. Furthermore, the null hypothesis was not rejected, concluding that export revenue does not Granger-cause the exchange rate, as it does not Granger-cause the average price. In other words, the export value series has no temporal precedence regarding the exchange rate or the average price.

The results suggest that lobster exports from Ceará during the analyzed period are more closely related to the supply and demand components than to the macroecono-

mic variables tested. In other words, exports are random and more closely related to the fishermen's supply capacity and the market's demand capacity.

Impulse Response Function

Next, the responses of each variable in the model to unexpected shocks on themselves and the other variables were analyzed. Table 1A, in the appendix, shows numerically the behavior of the three variables to the impulse response data on themselves and on the other endogenous variables in the model over eleven periods. The same results can also be visualized graphically in Figure 4.



Source: own elaboration.

Figure 4. Impulse Response Function for the variables, exchange rate, average price, and export revenue

As illustrated in Figure 4, a shock to the exchange rate generates an initial positive response from the variable itself in the first few months, but this effect quickly dissipates. This same shock, however, does not impact the average price of lobster on the international market, whose series remains stable. Similarly, export revenue reacts negatively initially, but this influence diminishes rapidly over time. The results for the exchange rate shock indicate that, initially, it exerts a minimal impact on the variable itself and revenue from lobster exports. However, its influence on the variables is short-lived.

A shock to the average price of lobster on the international market initially generates a positive response only in the variable itself; however, this positive response soon attenuates over time. On the other hand, the exchange rate and export revenue do not significantly react to this shock. In short, an increase in the average price of lobster has a positive impact only on the price itself, and, as a shock to the exchange rate, this influence is short-lived.

Finally, a shock to lobster export revenue presents a response only in the variable itself, with an initial positive effect in the first few months. However, this effect dissipates over time, as with the other shocks analyzed. The other variables do not present a significant response to the shock to lobster export revenue. In short, a shock to lobster export revenue exclusively affects the variable itself.

Therefore, it is concluded that the dynamics of lobster exports show a limited response to shocks in international prices and the exchange rate, with responses being restricted to the variable itself. The effects of these shocks are transitory and quickly dissipate over time, indicating that volatility in lobster exports is not significantly transmitted to the other economic variables analyzed. Thus, as in the Granger causality test, it leads to the inference that the Brazilian lobster trade is more closely linked to supply and demand than to the economic variables analyzed here.

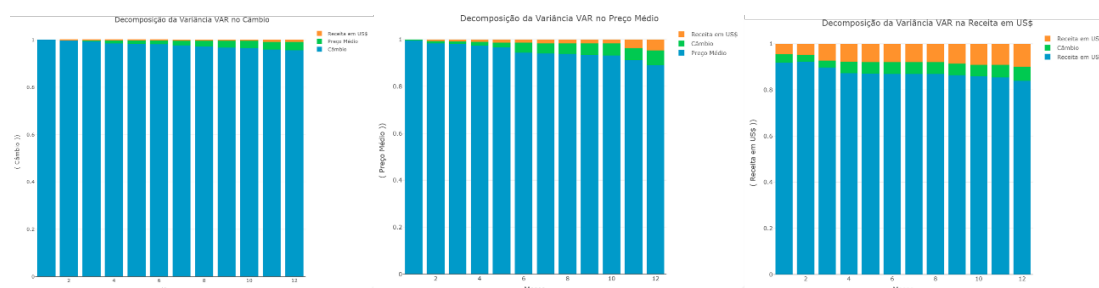
After performing the impulse response function, the next step is to perform the variance decomposition. Sibin, Da Silva Filho, and Ballini (2016) report that variance decomposition makes it feasible to determine the proportion of the variance of forecast errors that can be associated with unanticipated shocks of the variable in question and of the other endogenous variables of the system on an individual basis.

Forecast Error Variance Decomposition

Table 1B, in the appendix, presents the results of the variance decomposition of the forecast error for twelve periods for the variables exchange rate, average price, and export revenue. In the exchange rate component, as expected, its decomposition explains 100% of its forecast error. At the end of the period analyzed, this value remains high, falling only to a percentage of 95.5%. The average price explains 0% in the first period and has little influence over time, explaining only 3.5% of the exchange rate forecast error. On the other hand, the value of exports has an even more negligible impact, causing less than 1% of the variance of the exchange rate forecast error.

The variance analysis applied to the average price component revealed very low percentages over the 12 periods studied for the other variables. At the beginning of the series, the exchange rate variable contributed only 0.4% of the average price forecast error, increasing to 6.4% after 12 periods. The average price variable is responsible for most of the forecast variance, accounting for 99.6% in the first period, and this percentage decreases to 89% as the forecast horizon extends. In contrast, the value of exports initially does not influence the average price forecast error, but this contribution increases to 4.6% over the cycles.

The export value variable is the one that presents the most significant contribution of the other variables in its variance forecast error at the end of the twelve periods compared to the other variables. Initially, the export value explained 91.8% of its forecasts, while the exchange rate and the average price contributed to 3.7% and 4.5%, respectively. After the 12 periods, the ability of the export value to explain its variance decreased by 7.9%, falling to 83.9%. As expected, the other variables showed an increase: the exchange rate rose to 6.2%, and the average price, which had the most significant increase, began to explain 9.9% of the variance in the error of the export value.



Source: own elaboration.

Figure 5. Forecast Error Variance Decomposition

Figure 5 shows how the variance decomposition of the forecast error is distributed. As can be seen, of the three variables, the exchange rate is almost unaffected by the other variables. The shock presented by the average price and the value of exports, added together, explains only 5% of the forecast error of the variable analyzed. The shock in the average price component shows a more significant impact than the previous variables since it added to the exchange rate and the value of exports, which explains 11% of the average price.

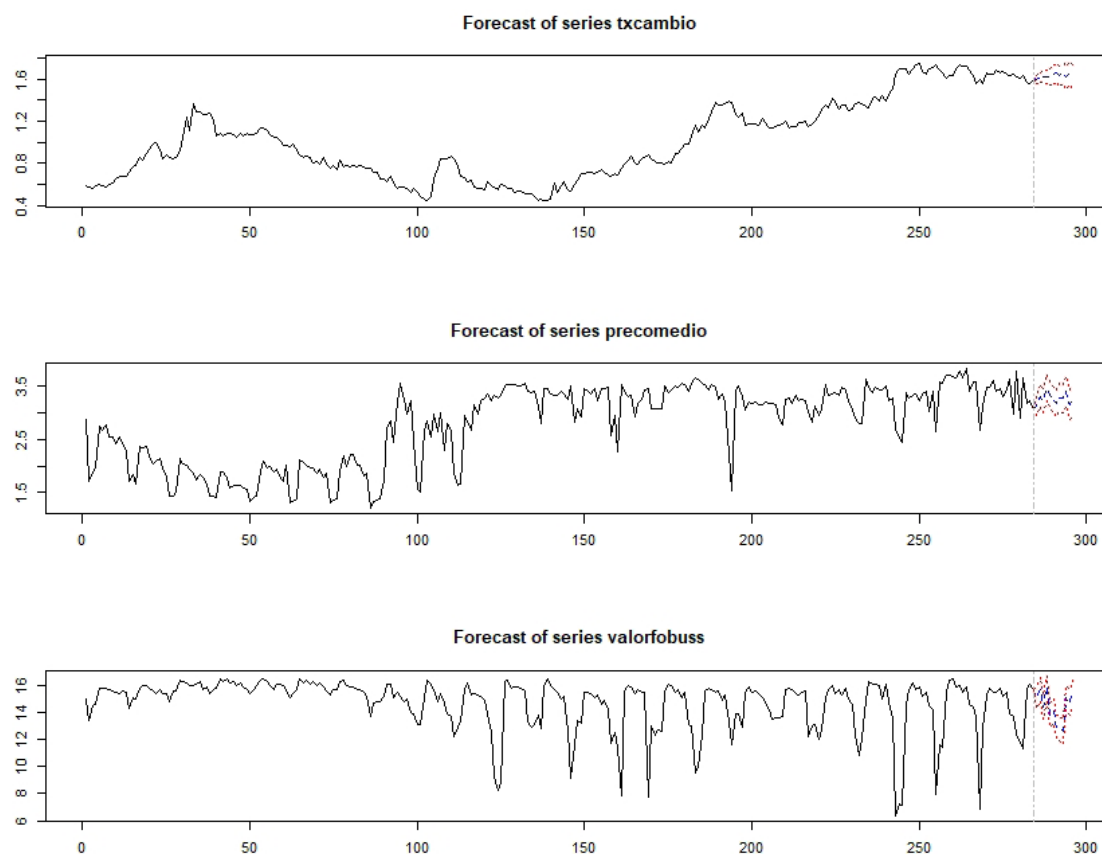
Of all the endogenous components presented, the value of exports was the one most influenced by the other variables when analyzing the forecast error. At the end of the period, it lost more than 15% of its explanatory capacity. This loss can be seen in Graph 3 of Figure 5.

VAR Predictions

After all the tests have been performed, we can proceed with the forecasts using the VAR model. Table 1C in the appendix presents the estimates of each variable over 12 months. As can be seen, the exchange rate has a forecast within the confidence interval, both in the upper and lower bands, with a confidence level of 95%.

The VAR model also presents satisfactory results for the other two variables in the series, with predictions within the 95% confidence interval in both the upper and lower bands. This demonstrates the model's robustness for the variables analyzed.

Figure 6 shows how the forecasts are distributed in the VAR model, referring to Table 1C of the appendix. Also, in the first two graphs, which correspond to the exchange rate and the average price, respectively, the blue dotted line behaves within the red lines.



Source: own elaboration.

Figure 6. Forecasts for the impacts of the exchange rate on the price and the total value of revenues from lobster exports from Ceará using the VAR model

The blue line in the third graph in Figure 6 remains within the parameters, although it presents more significant oscillations than the previous graphs. This indicates that, despite the variations, the forecasts remain within a 95% confidence interval, demonstrating the reliability of the estimate obtained from the VAR model.

4. Final Considerations

This article aimed to show the relationships between the variables exchange rate and the average price and revenue from lobster exports in the State of Ceará. The study's motivation was that Ceará is the largest lobster producer in Brazil. Thus, this ranking justifies a study of this nature, given the importance of Ceará's exports in this sector for both the country and the state. Furthermore, this analysis contributed to understanding this sector in the fish export trade since it is little explored in the literature and never been addressed by the approach presented here.

The responses were obtained through the VAR model. However, before applying the data to the VAR model's econometric modeling, tests were carried out to identify the existence of interrelationships between the three components of the time series and to assess the model's viability for carrying out the analyses.

The unit root test was applied, as suggested in the literature: Dickey-Fuller and Augmented Dickey-Fuller, Elliott-Rothemberg-Stock, Kwiatkowski -Phillips-Schmidt-Shin, and Phillip-Perron. Furthermore, the Johansen trace test was performed to identify the variables' cointegration relationship and choose between the VAR and the VEC. After choosing the VAR, the Granger causality test, the impulse response function, and the forecast error variance decomposition were applied.

The AIC, BIC, and HQ criteria were used to determine the order of the model selection. The AIC and HQ criteria indicated the same order; therefore, they were chosen. From this, a VAR model with eleven lags was estimated.

It was not possible to identify Granger causality between the variables. The test indicated no long-term dependence relationship between the three variables observed in the model. Furthermore, based on the impulse response function, it is concluded that the dynamics of lobster exports present a limited response to shocks in international prices and the exchange rate, with responses being restricted to the variable itself. However, these shocks are transitory and quickly dissipate over time, indicating that volatility in lobster exports is not significantly transmitted to the other economic variables analyzed.

Thus, despite the economic potential of the lobster export sector to Ceará, it faces significant challenges, such as overfishing, which affects the sustainability of catches and, consequently, future exports of the goods. The results of this study suggest that the dynamics of lobster exports from the State of Ceará seem to be more linked to issues related to supply and demand rather than to the behavior of macroeconomic variables that traditionally determine international trade. This conclusion points to

the need for strategies that promote sustainable fisheries management, ensuring the continuity of the export sector and reducing vulnerability to fluctuations in supply, which are essential to maintaining Ceará's competitiveness in the international lobster market. In addition, promoting awareness about lobster marketing in the context of favorable exchange rates and international prices is essential.

References

- Aidar, G. L., & Deus, L. N. (2019). O desempenho das exportações brasileiras na perspectiva dos seus principais parceiros comerciais: Uma análise pelo método de Vetores Auto-Regressivos (VAR). *Economia e Desenvolvimento*, 31(6).
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716–723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Almeida, L. P. de, Ferreira, A. C., Santos, M. R., & Silva, D. B. (2021). Consequências de uma nova espécie e diferentes estoques de lagosta vermelha espinhosa no Brasil. *Biota Neotropica*, 21(4), e20201168.
- Castro, M. A. R., Santos, M. C., & Lima, E. J. A. (2018). Causalidade entre petróleo, câmbio e commodities energéticas: Abordagem com Vetores Auto-Regressivos (VAR). *Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade*, 8(3), 38–57. <https://doi.org/10.29393/rgfc8-3as-mg40002>
- De Souza, M. O. (2018). *Determinantes da disponibilidade interna, do processamento doméstico e da oferta de exportação brasileira de soja em grãos* [Tese de doutorado, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo].
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Farias, A. C. da S., & Farias, R. B. A. (2018). Desempenho comparativo entre países exportadores de pescado no comércio internacional: Brasil eficiente? *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 56(4), 451–466. <https://doi.org/10.1590/1234-56781890-5678resr2018560403>
- Fernández-Polanco, J., Llorente, I., & Asche, F. (2021). Gilthead seabream price dynamics in the Spanish market: The role of retailers and international trade on price linkages. *Aquaculture*, 530, 735801.
- Felipe, I. J. dos S. (2013). *Análise de volatilidade, integração de preços e previsibilidade para o mercado brasileiro de camarão* [Dissertação de mestrado, Universidade Federal do Rio Grande do Norte].
- Fernandez, A. F. de A. (2020). *Impactos da taxa de câmbio, preços das commodities e renda mundial sobre as exportações do agronegócio brasileiro entre 1997 e 2018* [Tese de doutorado, Universidade de São Paulo].
- García-del-Hoyo, J. J., Jiménez-Toribio, R., & Castilla-Espino, D. (2023). Price volatility transmission in the value chain of fresh anchovies in Spain. *Fisheries Research*, 260, 106606.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438. <https://doi.org/10.2307/1912791>

- Hannan, E. J., & Quinn, B. G. (1979). The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 41(2), 190–195. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1979.tb01072.x>
- Hernández-Rodríguez, A., Agüero, M., Gallegos, R., & Ibarra, A. (2001). Aquaculture development trends in Latin America and the Caribbean. In R. Subasinghe et al. (Eds.), *Aquaculture in the Third Millennium* (pp. 317–340). FAO.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Mafimisebi, T. E. (2012). Spatial equilibrium, market integration and price exogeneity in dry fish marketing in Nigeria: A vector auto-regressive (VAR) approach. *Journal of Economics Finance and Administrative Science*, 17(33), 31–37.
- Panisson, S. V. (2018). *Análise do comportamento das exportações do aço brasileiro: um estudo com vetores auto regressivos – período entre 2000 e 2018* [Trabalho de conclusão de curso, Universidade de Caxias do Sul].
- Ramos, A. R. A., Gomes, R. C., & Câmara, M. H. (2023). Insustentabilidade da pesca da lagosta no estado do Ceará. *Contribuciones a las Ciencias Sociales*, 16(8), 8748–8768.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461–464. <https://doi.org/10.1214/aos/1176344136>
- Sibin, B. H., da Silva Filho, L. A., & Ballini, R. (2016). Financiamento habitacional e seus impactos sobre os preços na construção civil brasileira. *Revista Espacios*, 37(20). <https://doi.org/10.48082/espacios-año2016-vol37-n20>
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Subasinghe, R., Soto, D., & Jia, J. (2009). Global aquaculture and its role in sustainable development. *Reviews in Aquaculture*, 1(1), 2–9. <https://doi.org/10.1111/j.1753-5131.2008.01002.x>
- Tran, N., Chu, L., Chan, C. Y., Genschick, S., Phillips, M. J., & Kefi, A. S. (2019). Fish supply and demand for food security in Sub-Saharan Africa: An analysis of the Zambian fish sector. *Marine Policy*, 99, 343–350.
- Valdimarsson, G. (2003). International fish trade. In *Expert Consultation on International Fish Trade and Food Security* (Presentation). FAO.

Annexs

Table 1A. Coefficients of the Impulse Function Response to the Stimulus for the variables exchange rate, average price and export revenue

Impulse/ response	Impulse response coefficients\$txcambio		Impulse response coefficients\$precomedio		Impulse response coefficients\$valueofobuss	
	premeditation	valueofobuss	exchange rate	valueofobuss	exchange rate	premeditation
1	-0.0011	-0.2045	0.0000	0.1944	0.0000	0.0000
2	-0.0312	-0.1499	0.0003	0.0104	-0.0008	-0.0348
3	-0.0240	-0.2162	0.0051	-0.1843	-0.0002	-0.0540
4	0.0083	0.0250	0.0037	-0.0142	0.0014	-0.0515
5	-0.0108	0.0683	0.0025	-0.0456	0.0022	-0.0768
6	-0.0618	-0.0022	0.0065	-0.1256	0.0022	-0.0774
7	-0.0559	0.0216	0.0049	-0.1280	0.0034	-0.0646
8	-0.0391	0.0527	0.0021	-0.0534	0.0056	-0.0683
9	-0.0151	0.0703	0.0071	-0.1859	0.0095	-0.0786
10	-0.0323	0.0576	0.0089	-0.0393	0.0132	-0.0874
11	-0.0153	0.1558	0.0065	-0.0827	0.0111	-0.0376

Source: own elaboration.**Table 1B:** variance decomposition of the forecast error for the exchange rate, average price and revenue from exports of lobster from Ceará

Months	Exchange			Average Price			US\$ Value		
	exchange rate	premeditation	valofobuss	exchange rate	Premeditation	valofobuss	exchange rate	premeditation	valofobuss
1	1.000	0.000	0.000	0.004	0.996	0.000	0.037	0.045	0.918
2	0.999	0.000	0.001	0.010	0.983	0.007	0.030	0.048	0.921
3	0.992	0.007	0.001	0.010	0.981	0.009	0.031	0.073	0.897
4	0.984	0.014	0.001	0.016	0.973	0.011	0.050	0.078	0.872
5	0.982	0.017	0.001	0.020	0.967	0.013	0.051	0.079	0.870
6	0.982	0.017	0.001	0.043	0.944	0.013	0.052	0.080	0.868
7	0.977	0.021	0.002	0.043	0.940	0.017	0.052	0.079	0.869
8	0.971	0.027	0.002	0.045	0.938	0.017	0.052	0.079	0.869
9	0.967	0.030	0.003	0.049	0.934	0.017	0.051	0.086	0.863
10	0.966	0.030	0.005	0.051	0.932	0.017	0.050	0.091	0.859
11	0.959	0.032	0.008	0.052	0.911	0.037	0.055	0.091	0.854
12	0.955	0.036	0.008	0.064	0.890	0.046	0.062	0.099	0.839

Source: own elaboration.

Table 1C. Forecasts for the VAR model in a 12-month interval ahead of the analyzed series

fvar [{"fcst "}] [{"txcambio "}]				
Time	fcst	lower	upper	CI
[1,]	1.595	1.562	1.627	0.033
[2,]	1.611	1.566	1.657	0.045
[3,]	1.619	1.561	1.678	0.059
[4,]	1.620	1.552	1.688	0.068
[5,]	1.620	1.544	1.696	0.076
[6,]	1.645	1.561	1.729	0.084
[7,]	1.657	1.566	1.749	0.092
[8,]	1.629	1.533	1.726	0.097
[9,]	1.654	1.552	1.756	0.102
[10,]	1.616	1.511	1.722	0.106
[11,]	1.656	1.547	1.766	0.109
[12,]	1.622	1.509	1.735	0.113
> fvar [{"fcst "}] [{"precomedio "}]				
Time	fcst	lower	upper	CI
[1,]	3.140	2.948	3.331	0.191
[2,]	3.314	3.100	3.529	0.215
[3,]	3.230	3.001	3.458	0.228
[4,]	3.466	3.233	3.699	0.233
[5,]	3.353	3.111	3.594	0.241
[6,]	3.240	2.989	3.491	0.251
[7,]	3.178	2.920	3.436	0.258
[8,]	3.283	3.020	3.547	0.264
[9,]	3.270	3.001	3.540	0.269
[10,]	3.408	3.130	3.685	0.277
[11,]	3.148	2.869	3.427	0.279
[12,]	3.246	2.959	3.532	0.287
fvar [{"fcst "}] [{"valorfobuss "}]				
Time	fcst	lower	upper	CI
[1,]	15.050	14.256	15.843	0.793
[2,]	15.667	14.809	16.524	0.857
[3,]	14.325	13.436	15.214	0.889
[4,]	15.762	14.872	16.651	0.889
[5,]	13.763	12.871	14.655	0.892
[6,]	14.113	13.214	15.011	0.899
[7,]	12.884	11.981	13.787	0.903
[8,]	12.785	11.873	13.697	0.912
[9,]	12.601	11.678	13.524	0.923
[10,]	15.061	14.135	15.988	0.926
[11,]	14.703	13.768	15.638	0.935
[12,]	15.392	14.449	16.336	0.944

Source: own elaboration.

Strategies for the Development of the State of Acre in Brazil: A Spatial Approach

Estrategias para el desarrollo del estado de Acre en Brasil: un enfoque espacial

D E N I S F E R N A N D E S A L V E S *

* PhD in Economics by UFPE (Brazil). Assistant Professor of Economics in UFPE (Brazil). denis_fernandes@outlook.com. <https://orcid.org/0000-0001-6229-5973>

Abstract

This study analyzes the productive structure and the determinants of intermunicipal income inequalities in the state of Acre, Brazil. Regional economic indicators and Spatial Econometrics techniques were used. The guiding hypothesis is that the dynamics of the labor market influenced Acre's economic development strategy. The results reveal the dynamics of the trade and services sectors, which strengthened the economy during the Covid-19 pandemic, as well as the agricultural sector, which saw a decrease in its relative share, followed by construction and industry. In addition to reinforcing public and social assistance policies, the study concludes that there were spatial effects from health, education, infrastructure, and other variables on the per capita income differentials among the municipalities.

Keywords: Acre, rent inequality, productive structure, regional economy, spatial econometrics.

JEL classification: C31; R1; O1.

Resumen

Este estudio tiene como objetivo analizar la estructura productiva y los determinantes de las desigualdades de ingresos intermunicipales en el estado de Acre, Brasil. Se utilizaron indicadores económicos regionales y técnicas de econometría espacial. La hipótesis principal es que la dinámica del mercado laboral influyó en la estrategia de desarrollo económico de Acre. Los resultados revelan la dinámica de los sectores de comercio y servicios, que fortalecieron la economía durante la pandemia de Covid-19, y el sector agrícola, que experimentó una disminución en su participación relativa, seguido por la construcción y la industria. Además de reforzar las políticas de asistencia pública y social, el estudio concluye que hubo efectos espaciales de las variables de salud, educación, infraestructura y otras sobre las diferencias de ingresos per cápita entre los municipios.

Palabras clave: Acre, desigualdad de la renta, estructura productiva, economía regional, econometría espacial.

Clasificación JEL: C31, R1, O1.

1. Introduction

The State of Acre has historically been recognized as the largest rubber producer in Brazil and the world. Located in the northern macro-region of the country, it is one of the least populous and most economically isolated states. Rubber, often referred to as “black gold,” emerged as an icon of the industrial revolution, primarily concentrated in the Amazon rainforest (Souza, 1992).

The occupation of the Acre region began in the late 1870s during the rubber boom in the Amazon. This process of regional settlement was shaped by various factors. On the one hand, it was influenced by local societal conditions; on the other hand, it was driven by the transformation of production into a branch of scientific activity—a trend characteristic of central economies during periods dominated by monopolistic capital (Lima, 1994).

As rubber prices soared in the markets of Belém, Manaus, and internationally, there was a significant increase in rubber exploitation. By 1880, the expansion of rubber extraction had begun in Acre; between 1880 and 1883, all the rivers of Acre were already occupied, and the area was populated by Brazilians. Thus, it can be concluded that the rubber cycle not only shaped the economy of Acre but also facilitated settlement and attracted migrants to the region.

The economy of Acre is primarily based on extractive activities, particularly rubber exploitation, which was fundamental to the region’s settlement. Currently, timber is the state’s main export, while it is also a significant producer of Brazil nuts, which are widely exported (Martinello, 1988).

Acre features two major economic centers: The Juruá River valley, with the city of Cruzeiro do Sul as its main urban nucleus, and the more industrialized Acre River valley. The latter exhibits a higher degree of mechanization and modernization in agriculture and is a major producer of rubber and various food crops (such as cassava, rice, corn, and fruits), in addition to housing the state capital, Rio Branco. The Acre River valley plays a significant role in the agricultural sector and has undergone substantial modernization, placing it at a more advanced stage of development compared to the Juruá River valley.

Due to its rubber industry, Acre is home to Brazil’s largest extractive reserve, the Chico Mendes Reserve. This reserve aims to preserve the area and sustain local communities through the resources provided by the forest. However, activities that deviate from these objectives, such as illegal logging and improper resource extraction, have had a marked impact on environmental degradation that persists to this day. The re-

serve encompasses six municipalities in Acre, including Xapuri, Brasiléia, Rio Branco, Assis Brasil, Capixaba, and Sena Madureira.

Overall, the Acre economy is characterized by its primary sector, which includes agriculture, livestock, and extractivism. As with many less-industrialized and polarized economies, these activities generally require lower levels of qualification. Acre also has a strong tertiary sector, encompassing trade and services, which are crucial for generating wealth and employment in the region.

In terms of foreign trade, alongside products such as wood and nuts, agribusiness development has been gaining traction, supported by government initiatives to promote soybean production for export. However, in the secondary sector, industries in Acre contribute only 1.5% of regional industrial output, placing it just ahead of Roraima, which accounts for 1.2% (Fernandes & Bezerra, 2019). In addition to extractivism, Acre engages in other economic activities, such as livestock and agriculture, being one of the states that has successfully eradicated foot-and-mouth disease, which has facilitated meat exports, especially beef. Another notable export is birds from the city of Brasiléia.

The state of Acre has a range of geographical, climatic, and logistical characteristics that highlight inequalities across its territory. The polarization of the territory and access to certain regions present ongoing challenges related to regional imbalances. Over recent decades, these disparities have remained significant across various dimensions, including income, wages, employment, and production, as well as social indicators.

Despite economic growth in Acre in recent years, driven by the region's territorial and urban potential, significant domestic inequalities, particularly regarding income, still need to be addressed. These inequalities are rooted in historically established economic and social advantages that favor some regions over others (Silva et al., 2010).

Consequently, analyses that incorporate spatial factors to study income inequality in the region become increasingly nuanced. It is essential to investigate the primary economic variables that contribute to reducing intermunicipal income disparities, as well as their direct, indirect, and total impacts on the economy. Furthermore, regional indicators can provide insights into the characteristics of Acre's productive structure. The relative participation of various activities within each region influences the nature of regional development. In many instances, a region may be considered specialized in a particular activity, reflecting the impact of specific sectors on the distribution of formal employment in relation to the total workforce in the state.

Additionally, some measures of specialization aim to compare the productive structure of a microregion with that of the state. A region exhibiting a more distinct productive structure compared to the state will be deemed specialized. Conversely, restructuring coefficients can indicate whether changes in the productive structure have occurred over time.

Understanding these characteristics of the Acre economy through established regional indicators reveals how, when, and where sectoral development has advanced in certain areas of the state in recent years, as well as the types of policies or economic conditions that have facilitated this progress. It also helps identify the most dynamic sectors and how they perform during times of crisis.

Other studies also highlight intermunicipal income inequalities in Brazil. Alves (2023a), in analyzing the state of São Paulo, identified significant disparities between its mesoregions, despite being one of the most developed regions. Between 2015 and 2020, more urbanized areas expanded sectors such as services and industry, while others faced economic downturns. The more developed regions, especially during the 2020 pandemic, stood out for their strong performance, with a focus on the services sector. The inequalities are concentrated in specific clusters and directly affect areas such as health, education, and infrastructure, emphasizing the need for public policies to reduce these disparities. Alves (2023b) analyzed the state of Rio Grande do Norte and concluded that the Leste Potiguar mesoregion is the most developed and employs the most people in the state. The study also highlighted the importance of the public sector in small towns to mitigate inequalities, as well as the need for improvements in water supply, energy provision, education, and healthcare.

In this context, this study analyzes the dynamics of the productive structure in Acre's microregions and the determinants of intermunicipal income inequalities, focusing particularly on spatial factors. The specific objectives include: i) exploring the sectors of Acre's economic structure; ii) conducting an exploratory spatial analysis of per capita income among the state's municipalities; iii) understanding the structural polarization between the two mesoregions; and iv) analyzing intermunicipal income inequalities. The study also seeks to answer questions such as: What are the most dynamic sectors of the economic structure? Is the spatial factor relevant in explaining inequalities? What are the impacts?

The study relies on two main hypotheses: first, that the productive structure reflects the process of territorial development, highlighting disparities and similarities among Acre's microregions; and second, that spatial factors explain differences in per capita income across municipalities in Acre, based on socioeconomic indicators such as income distribution, health, education, and infrastructure.

This study contributes to the field by using established indicators of regional economics and conducting an econometric analysis that incorporates a temporal panel and spatial autocorrelation. By integrating these elements and examining Acre's sectoral productive structure, the study reveals the direct, indirect, and total impacts of intermunicipal per capita income differentials, providing valuable insights for discussion. Following this introductory section, the study will cover aspects of Acre's economy, followed by methodology, results, conclusions, and future perspectives on the state's economy.

2. Background

Economy of Acre: Sectors of the Productive Structure and its Characteristics in the Microregions

The North region of Brazil has historically faced significant challenges regarding development and integration into the national market. Various factors have contributed to the interregional inequalities (Fishlow, 1973), including climatic, environmental, political, infrastructure, logistical, economic, and social aspects of this vast and dispersed area covered by the Amazon rainforest. Economic transformations in the North, primarily driven by state action, did not lead to uniform regional development as anticipated. States such as Acre, Amapá, Roraima, and Tocantins, characterized by limited economic dynamism, have had to contend with the persistent issue of intra-regional inequalities.

Historical Aspects of Acre's Economy

During the 1990s and the early 2000s, the forest played a crucial role in supporting the Acrean economy, making the plant extraction industry the primary livelihood for the population. Today, while the economy still relies on rubber and Brazil nut extraction, along with livestock activities, trade and services have become the flagship sectors. Culturally, trade continues to be influenced by river routes, with exported products primarily directed towards the states of Amazonas and Pará.

Acre stands out in rubber production, with rubber trees thriving in the Purus, Juruá, and Madeira River basins. The collection of Brazil nuts is also a key activity, typically carried out by rubber tappers as a supplementary occupation during the rainy season, although this crop is not produced regularly. Subsistence agriculture is practiced, with important crops such as cassava, rice, bananas, and corn also contributing to the state's economy and the livelihood of its residents.

Territorial and demographic changes reflect a process of urbanization and population growth, particularly in Rio Branco, which accounts for 80% of the state's GDP

from industry and services. This concentration leads to significant disparities across economic sectors and regions with higher economic participation. The Gini index, a measure of inequality, highlights these differences (Neves, 2015).

In the early 21st century, Acre exhibited a high Gini index, indicating concentrated economic polarization, particularly in the microregions of Cruzeiro do Sul and Rio Branco, which hold a substantial portion of the state’s GDP. However, disparities have decreased over the years, as reflected by the Gini index, which was 0.69 in 2020. The inequalities within the agricultural sector’s value-added production are relatively low, as the state has a strong presence in this segment. In contrast, industrial activities are concentrated in the capital, Rio Branco, and its surroundings. Like other regions, the service sector has seen a reduction in inequalities, leading to a decline in the Gini index for this sector. Overall, while agriculture and services have recently shown a decrease in inequality, the industrial sector experienced increased inequality between 2000 and 2010, but saw a reduction by 2020.

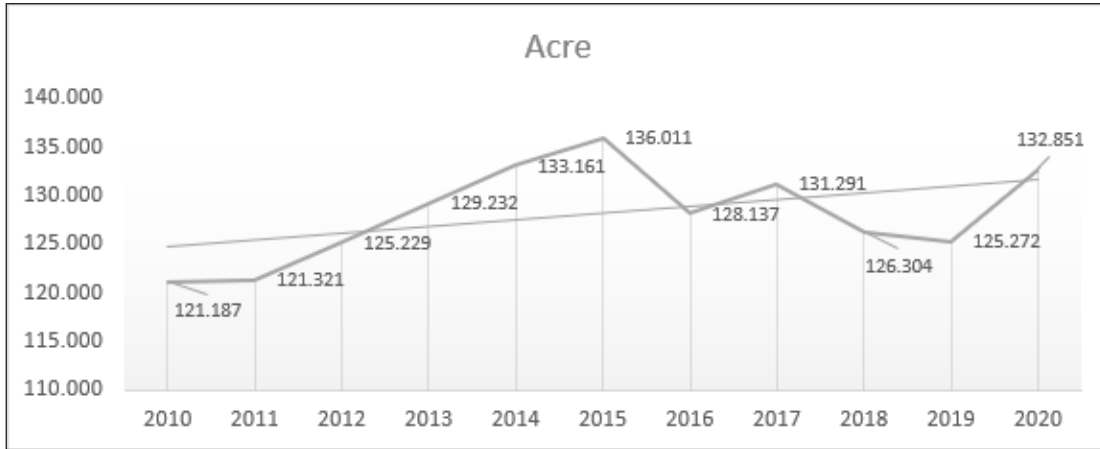
Table 1. Gini Index of Acre’s participation in the productive structure (%)

Acre	Gini Index			
	GDP	VAB		
		Agricultural	Industry	Services
2000	0.70	0.45	0.80	0.73
2010	0.72	0.32	0.86	0.73
2020	0.69	0.31	0.82	0.72

Source: own elaboration based on regional accounts - IBGE (2024).

In 2010, Acre’s Gross Domestic Product (GDP) reached R\$8.3 million, accounting for 0.21% of Brazil’s GDP and 4.03% of the Northern region’s GDP. It is important to note that from 2003 to 2010, both national and regional economies experienced growth. Between 2013 and 2014, the state saw substantial growth, with a GDP growth rate of 4.4%. This period coincided with a favorable national economic environment, even in the aftermath of the 2008 financial crisis, creating a more favorable climate for job creation¹.

1 The 2007–2008 financial crisis is so named after the global economic situation affected by the international financial crisis and precipitated by the bankruptcy of investment bank Lehman Brothers in the United States, which was well-established bank.



Source: own elaboration from RAIS/MTE data.

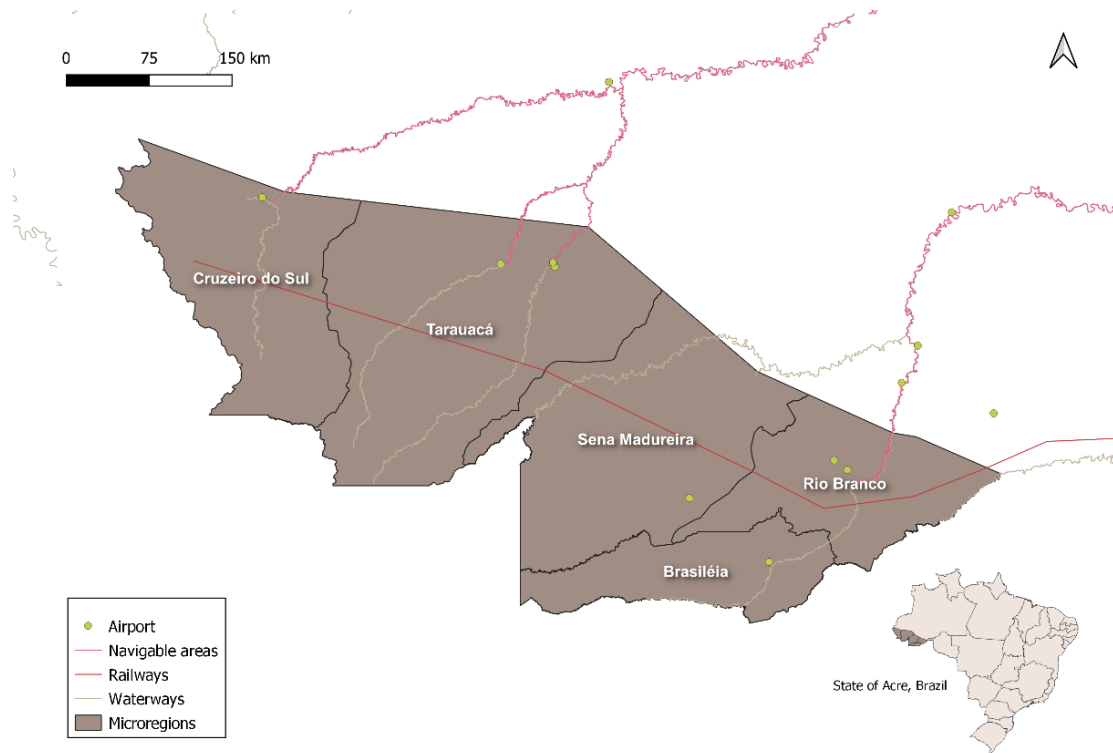
Figure 1. Formal employment in Acre 2010-2020

Over the years, formal employment in Acre has shown a growth trend, although it experienced declines between 2015 and 2016, as well as from 2017 to 2019, when it reached its lowest levels. However, in 2020, the trade and services sectors became significant contributors to job creation, particularly because Acre is not heavily industrialized. As a result, the impact of the COVID-19 pandemic on the industrial sector was relatively minimal.

Characteristics of Acre's Microregions

Acre features a humid and hot climate in the extreme west of Brazil, covering an area of 153,000 km² that includes a mix of small towns and Amazonian cities. The state comprises twenty-two municipalities, five microregions, and two mesoregions. The Acre River is vital to both the life and economy of the region.

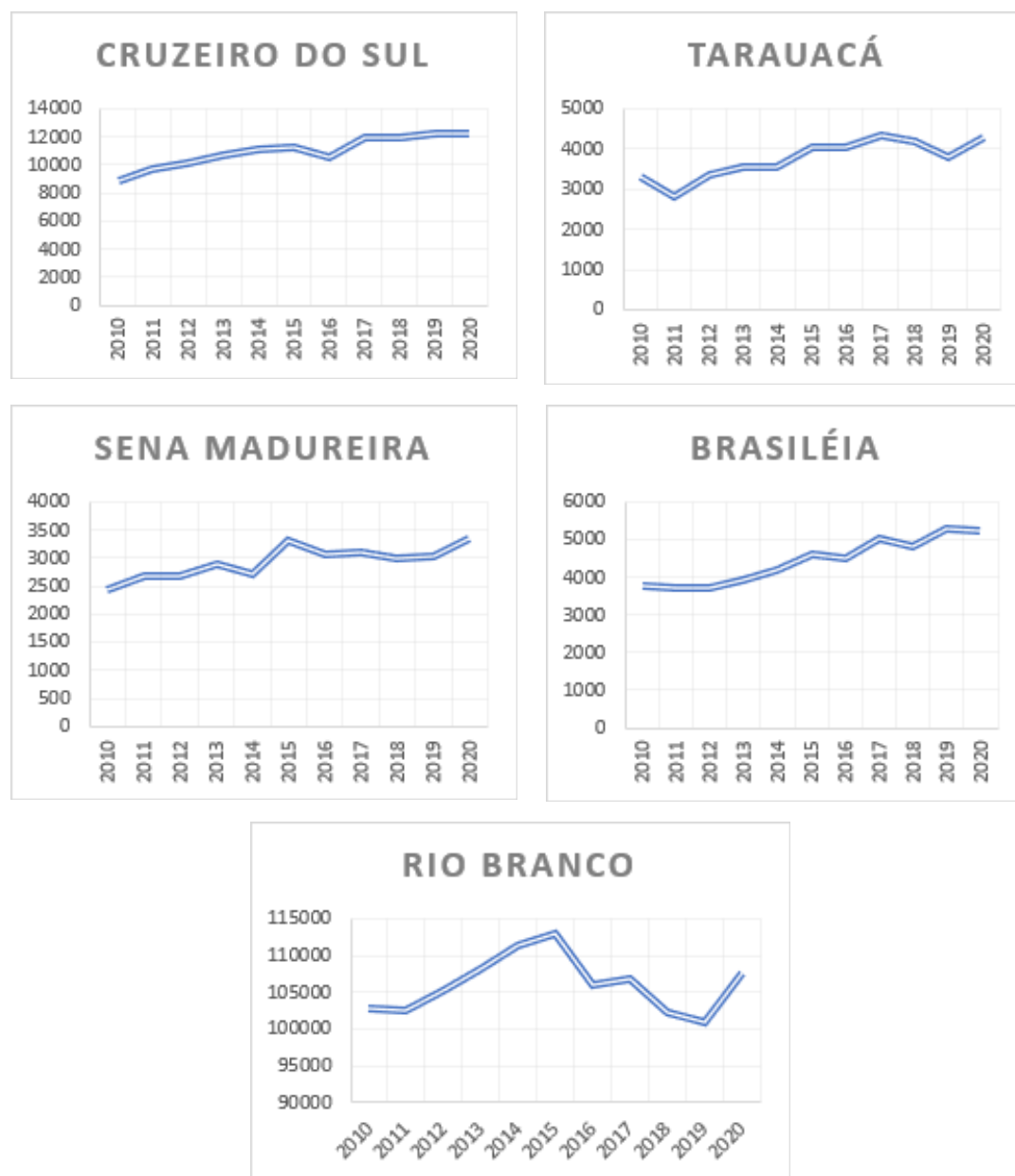
Figure 2 illustrates the state's five microregions, highlighting aspects related to waterways, railways, and aerodromes. All microregions are intersected by rivers, whether navigable or not, and are connected by an extensive railway that runs from east to west. The hydrographic basin of the State of Acre is part of the larger Amazon basin. Among its major rivers are the Juruá, Tarauacá, Muru, Embirá, Xapuri, Purus, Iaco, and Acre Rivers.



Source: own elaboration.

Figure 2. Microregions of Acre

In terms of formal employment, most jobs are concentrated in the microregion of Rio Branco, which particularly reflects Acre's economic cycle, as illustrated in Figure 1. However, it is important to highlight the growth in formal job opportunities in the other microregions. Although this growth occurs at a slower pace, the increase in formal employment has been consistent, regardless of the prevailing economic conditions.

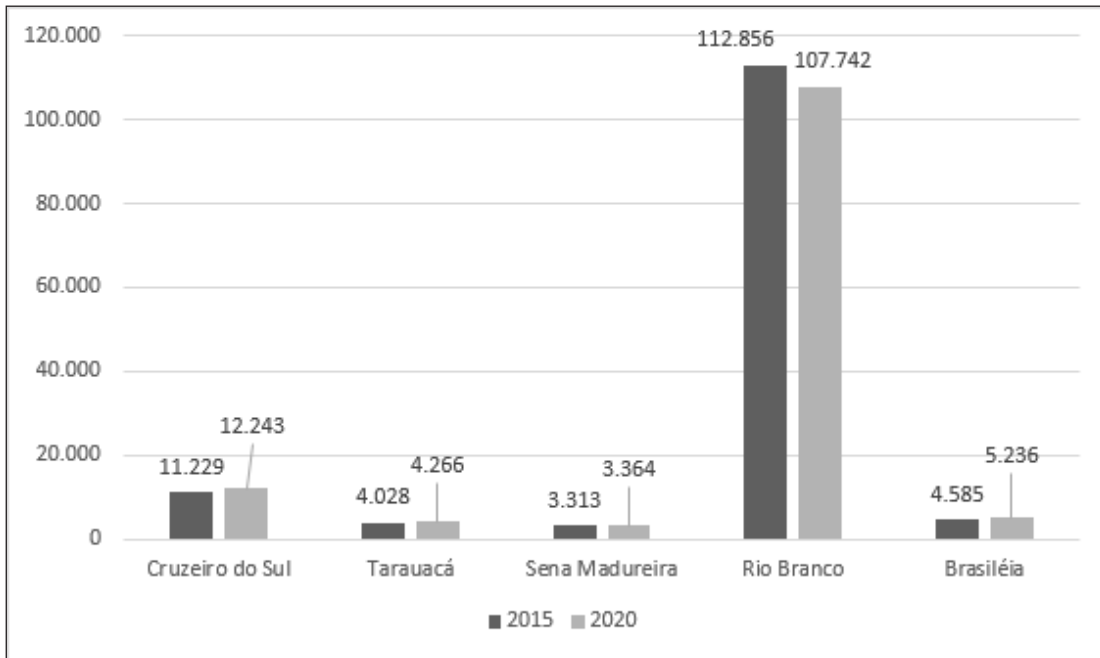


Source: own elaboration from RAIS/MTE data.

Figure 3. Total formal labor of the productive structure by microregion of Acre - 2010/2020

In 2010, in terms of GDP, the microregion of Rio Branco led with R\$5.9 million, followed by Cruzeiro do Sul with R\$1.2 million, Brasiléia with R\$495,900, Tarauacá with R\$470,000, and Sena Madureira with R\$356,000. These figures highlight the marked polarization within the state, with Rio Branco and Cruzeiro do Sul as the two cities exhibiting significant economic dynamism. Together, their microregions account for a substantial portion of the state's GDP (Pessoa, 1997).

Regarding Figure 4, it is noteworthy that despite 2020 being a challenging year for job and income generation globally due to the pandemic, the only microregion that experienced a decline in the number of formal employees was Rio Branco. In contrast, all other microregions showed growth in the number of occupied positions.



Source: own elaboration from RAIS/MTE data.

Figure 4. Formal labor by microregions of Acre - 2015/2020

As expected, the concentration of economic activity in the microregion of Rio Branco is linked to the population density of the capital and its neighboring areas, which hold the largest share of formal jobs in the state. This microregion was notably affected by the pandemic. The capital possesses unique characteristics stemming from its historical, economic, and geographical formation.

Geographically, the municipality of Rio Branco covers an area of 14,294 km² along the banks of the Acre River, with an elevation of 152.5 meters. Historically, the city originated from the Volta de Empresa colonization nucleus, established in 1882 during the rubber boom in the Amazon. Twenty years later, it became the headquarters for the Brazilian forces led by Plácido de Castro, who opposed Bolivian control in the region. After Acre's incorporation into Brazil in 1903, the settlement was granted city status. It was named Rio Branco in 1912 in honor of the Baron of Rio Branco, who negotiated the Treaty of Petrópolis, signed on November 17, 1903, which delineated the border between Brazil and Bolivia.

At the heart of Rio Branco lies the Rubber Museum, which houses collections of historical and ethnographic significance for both tourists and scholars, contributing to the city's cultural heritage and economic vitality.

3. Empirical Strategy

As an empirical strategy, indicators of the regional economy and spatial econometry techniques applied to the state of Acre were used. The data come from secondary sources in official bodies such as RAIS, IBGE, and UNDP (Demographic Census, *UNDP* Human Development Atlas, and DATASUS, among others). The time frame runs from 2000 to 2020. The regional economy indicators used were relative participation, three location measures: Location Quotient, Location Coefficient, and Hirschman-Herfindahl Index (HHI), and two specialization measures: Specialization Coefficient (SC) and Restructuring Coefficient (RC) (Haddad, 1989).

After the analysis variables are chosen, the following definitions should be taken into account: PO_{ij} = employed persons in the sector i of the region j ; PO_{tj} = total number of people employed in the region j ; PO_{it} = employed persons, from the sector i in the reference region; PO_{tt} = total number of persons employed in the reference region; $j^{ei} = \frac{PO_{ij}}{PO_{it}}$ = distribution of the sector i between regions; $i^{ej} = \frac{PO_{ij}}{PO_{tj}}$ = distribution i in the region j , which is to say it shows the participation of each sector in the productive structure of each micro-region; $T0$ = initial year; $T1$ = final year. This index examines the expression PR, defined as:

$$i^{ej} = \frac{PO_{ij}}{PO_{tj}} \quad (1)$$

The relative participation indicator refers to the employed population, by sector, in each of the micro-regions (Piacenti y Lima, 2017; Rocha y Parré, 2009). This index varies between zero and one, and it is possible to highlight that at least two large sectors, in each micro-region, have greater participation in the economy, they are: Commerce and Services. The formula for calculating QL is expressed as:

$$QL = \frac{PO_{ij}/PO_{it}}{PO_{tj}/PO_{tt}} \quad (2)$$

This indicator shows which sectors are more specialized in certain regions in relation to a reference macro-region. In this sense, a QL above one (1) indicates that the region is considered specialized in a certain sector (Castro et al., 2017). The calculation of utilizes the following formula:

$$CLoc = \left[\frac{|j^{ei} - \sum_i j^{ei}|}{2} \right] \quad (3)$$

This highlights the influence of a given sector in relation to formal workers employed in a given microregion, considering the total workforce in Acre. In this way, it allows identifying the degree of relative dispersion of economic activities and selecting those that would have a lower tendency to spatial concentration. The Herfindahl-Hirschman Index (IHH) follows a specific expression:

$$IHH = \left(PO_{ij} / PO_{tj} \right) - \left(PO_{it} / PO_{tt} \right) \quad (3)$$

The Herfindahl-Hirschman index aims to highlight the concentration of a certain sector in the microregion compared to Acre. Two indicators of specialization measures were used, the Specialization Coefficient and the Restructuring Coefficient. The Specialization Coefficient compares the productive structure of the micro-region with that of Acre. Therefore, the microregion that has a more differentiated production structure compared to that of the state will be specialized in that sector(s). For the computation of , the formula is given by:

$$CEsp_i = \sum_i \left[\frac{|i^{ei} - \sum_j i^{ej}|}{2} \right] \quad (4)$$

The restructuring coefficient of the production structure. This indicator demonstrates whether the productive structure changed between 2015 and 2020, one of the explanations being that the micro-region began to specialize in a certain sector compared to the state's economy. In this sense, there were changes in the productive structure of all microregions (Simões, 2005). To interpret this information, the formula is:

$$CRest_j = \sum_i \left[\frac{|i^{ejT0} - i^{ejT1}|}{2} \right] \quad (5)$$

To analyze the dynamics of formal employment, the five sectors of the State of Acre's economy were used. The study uses secondary source data from the Annual Social Information Report maintained by the Ministry of Labor (RAIS/MT), which is the main source of formal employment data. The data include the following productive activities: i) Industry; ii) Civil Construction; iii) Trade; iv) Services, and v) Agriculture. For this purpose, data were used from formal employment links in Acre from 2010 to 2020, for historical purposes, in addition, the study shows analyses of the years 2015 and 2020, in these five years there are periods of reduction and increase in the number of formal jobs, which reflect the warming and the slowdown of the Acre economy (Lima et al., 2017).

For inter-municipal income inequalities, spatial economy techniques were used. To analyze these inequalities, an Exploratory Spatial Data Analysis (ESA) was performed, which is a set of tools that allows one to know spatial data and constitutes a relevant preliminary step before performing a spatial econometric exercise (Almeida, 2012).

According to Anselin (1988), Almeida (2012), and Alves (2020, 2023a, 2023b), the use of spatial econometrics in regional economic analysis is grounded in the research problem, the spillover mechanism, and indicators of spatial autocorrelation. According to Alves (2020), intermunicipal inequalities are often serious indicators of regional underdevelopment. As one of Brazil's most isolated states, located in the far west of the North region, Acre has a high degree of disconnection from more economically developed areas like Manaus. In this context, identifying these inequalities within Acre's territory is crucial for formulating development strategies. Considering that municipalities are interconnected through borders and economic relationships, it is believed that there is a spillover effect in the spending behavior of formal (and informal) workers' income, influenced by the dynamics of the labor market and the productive structure. This spillover effect will be captured by the Moran's I index, and to confirm this hypothesis, econometric models will be used with rigorous control of spatial effects.

An ESA was performed on per capita income and per capita income differentials for the years 2000 and 2010, using census data from IBGE. The goal was to analyze this variable spatially to determine if there is a spatial correlation and if cluster have formed. In other words, to know if municipalities with high (low) per capita income are surrounded by municipalities with similar characteristics or by municipalities with inverse characteristics. Consequently, clusters of the following types may exist: High-High (HH), Low-Low (LL), High-Low (HL), and Low-High (LH). For this analysis, a neighborhood matrix of the two closest neighbors was used, about a given municipality; thus, from its centroid, the two closest municipalities are considered borderline and, therefore, neighbors. In this analysis, the univariate and bivariate context was verified. In the univariate case, which is about the variables of per capita income and per capita income differentials, these were tested for spatial autocorrelation, and the LISA maps and univariate dispersion map were generated.

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z'Wz}{z'z} \quad (6)$$

As well as bivariate spatial autocorrelation tests between per capita income differentials and infant mortality rate, low-income population, and education. Key variables of immense importance for state and municipal public policies were selected for this analysis.

$$I^{z_1 z_2} = \frac{n}{s_0} \frac{z_1' W z_2}{z_1' z_1} \quad (7)$$

In a second moment, a spatial regression was performed to analyze the phenomenon, specifically the inter-municipal differences in per capita income. The Regression Model with Fixed Effects Panel with Spatial Dependence Panel - SAR Model was estimated due to the presence of heteroscedasticity, which was corrected by the parametric method. In the SAR model, the phenomenon to be modeled, occasionally, may have a request that the implicit spatial dependence is more intricate, expressed in a lag of the dependent variable (Faggio & Overman, 2014).

$$VDRENPC_{it} = \alpha_i + \rho W_1 VDRENPC_{it-1} + \beta X + \epsilon_t \quad (8)$$

For the analysis of per capita income differentials, a dependent variable was created in the model, termed VDRENPC, which is the difference between the average per capita income of Acre and the per capita income of the municipality in question. This variable reflects income disparities between the municipalities of the state, capturing the economic variations across the Acrean territory.

Additionally, the following data (independent variables, X) will be considered: i) Theil Index (VTHEIL): The Theil index measures how much the observed income distribution (where each individual holds a fraction of the total income) deviates from a perfectly uniform distribution (where each individual has an equal fraction of 1/n of the total income). It quantifies the degree of income inequality, weighting each observation according to its share of total income (Neri, 2010). ii) Education (VEDUC): The average number of years of education for people aged 20 years or older. This variable is calculated as the ratio of the total years of completed education for people in this age group to the total number of people aged 20 or older. iii) Health (VMINF5): The infant mortality rate under 5 years, i.e., the number of children who will not survive the first five years of life per 1,000 live births. iv) Infrastructure: Infrastructure will be measured by two variables: a) the percentage of people living in households with electric lighting, whether from the public grid or not, with or without a meter (VEE); b) the percentage of people in households with a water supply (VAA). Both variables are derived from the Demographic Census. v) Public Administration GDP (VABAdm): The Gross Added Value (VAB) generated by the public administration sector of a municipality, used by the IBGE to control the influences of local government on the analyzed variables. vi) Low-Income Population (VPBRp): The percentage of the population that is in the low-income bracket. vii) Population Density (VDENSPOP): Population density is a measure that relates the number of inhabitants to the territorial area of the municipality. It is used to evaluate the degree of population concentration in a given region, typically expressed in inhabitants per square kilometer (hab/km²). viii)

Economically Active Population (VPEA): This refers to the portion of the population in a given region or country that is available for work. It includes all individuals who are employed or unemployed but actively seeking work. ix) Child Labor (VTRINF): The percentage of children under 10 years old who are employed.

These variables will be used to better understand the income differentials between the municipalities of Acre, taking into account a range of socio-economic factors such as education, health, infrastructure, public administration, and demographic characteristics like population density and the participation of the economically active population.

4. Results and Discussion

Regional Economy Indicators

Relative Participation

Acre's industrial profile is marked by a predominance of less dynamic sectors and a tendency toward spatial concentration. The primary sectors of the state include construction, which accounts for 54.6% of the industrial GDP, followed by food at 19.1%, industrial utilities at 16.4%, wood at 3.2%, and non-metallic minerals at 2.2%. Together, these sectors comprise 95.5% of the state's industrial output. Notably, the food sector has seen the most significant increase in participation, rising by 10.1 percentage points between 2009 and 2019.

When examining the relative participation of the workforce in each microregion, we find that at least two major sectors—trade and services—have a substantial presence in the economy. The microregions of Cruzeiro do Sul, Tarauacá, Sena Madureira, and Rio Branco exhibit a high concentration of relative participation in the service sector. Between 2015 and 2020, even amidst the pandemic, these microregions experienced growth rates of 4.5%, 5.7%, 11.94%, and 1.3%, respectively.

Brasília, Rio Branco, and Tarauacá have shown significant increases in their relative participation in the trade sector. Both trade and services represent the core of Acre's economy, and they account for a substantial portion of the occupied workforce.

However, it's important to note that the growth in industrial participation in Sena Madureira outpaced that of Brasília, with Sena Madureira experiencing an increase of 118.4%, compared to Brasília's 6.25%, despite Brasília having higher participation rates in both 2015 and 2020. Conversely, the relative participation of civil construction declined across all microregions, except for Rio Branco, which saw minimal

growth. This is noteworthy as Rio Branco, the state capital, has undergone more intense verticalization and urbanization in recent years.

Table 2. Relative participation of the productive structure by microregions of Acre - 2015/2020

Large Sectors 2015	Cruzeiro do Sul	Tarauacá	Sena Madureira	Rio Branco	Brasiléia
Industry	0.037	0.053	0.038	0.064	0.144
Construction	0.042	0.016	0.019	0.044	0.003
Trade	0.260	0.213	0.211	0.174	0.298
Services	0.642	0.666	0.561	0.693	0.509
Agricultural	0.019	0.053	0.171	0.024	0.045
Total	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
Large Sectors 2020	Cruzeiro do Sul	Tarauacá	Sena Madureira	Rio Branco	Brasiléia
Industry	0.046	0.034	0.083	0.052	0.153
Construction	0.020	0.011	0.011	0.045	0.002
Trade	0.253	0.214	0.192	0.178	0.322
Services	0.671	0.704	0.628	0.702	0.481
Agricultural	0.010	0.037	0.086	0.023	0.043
Total	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Source: own elaboration from RAIS/MTE data.

Comparing the years, it is evident that agriculture, civil construction, and industry faced negative impacts throughout Acre during the COVID-19 pandemic. The microregion of Cruzeiro do Sul was the most affected, as no sector experienced growth, with the sole exception of the service sector. Conversely, trade and services emerged as the sectors that grew the most in the economy, demonstrating resilience despite the challenging circumstances.

Location Measurements

The first calculated indicator for location measurements is the Location Quotient (QL). This indicator reveals which sectors are most specialized in certain regions compared to a reference macro-region (AC). A QL greater than one indicates that the region is specialized in that sector (Myrdal, 1968; Perroux, 1955). Despite the challenges posed by the pandemic in 2020, the microregions of Tarauacá, Brasiléia, and Sena Madureira exhibited strong specialization in three of the five main sectors of the economy. Brasiléia and Sena Madureira were particularly notable in industry, trade, and agriculture, while Tarauacá specialized in trade, services, and agriculture.

Furthermore, there was a marked specialization of the trade sector in the microregions of Cruzeiro do Sul, Tarauacá, Sena Madureira, and Brasiléia. However, in 2020, there was a significant decline in specialization within the construction industry across all microregions, except for Rio Branco. Notably, Cruzeiro do Sul ceased to be specialized in civil construction, indicating a shift towards spatial concentration in the microregion of Rio Branco that emerged in response to the pandemic.

Table 3. Locational quotient of the productive structure
by microregions of Acre - 2015/2020

Large Sectors 2015	Cruzeiro do Sul	Tarauacá	Sena Madureira	Rio Branco	Brasiléia
Industry	0.587	0.828	0.591	1.008	2.253
Construction	1.013	0.378	0.452	1.074	0.084
Trade	1.388	1.134	1.126	0.929	1.591
Services	0.945	0.980	0.826	1.021	0.750
Agricultural	0.653	1.881	6.043	0.831	1.591
Large Sectors 2020	Cruzeiro do Sul	Tarauacá	Sena Madureira	Rio Branco	Brasiléia
Industry	0.836	0.617	1.495	0.933	2.751
Construction	0.500	0.286	0.272	1.154	0.049
Trade	1.319	1.115	1.000	0.926	1.679
Services	0.974	1.022	0.913	1.019	0.698
Agricultural	0.406	1.476	3.458	0.937	1.708

Source: own elaboration from RAIS/MTE data.

The Acre Valley stands out for its strong participation in the agricultural and livestock sectors, showcasing significant modernization in its productive structure. This advancement has elevated the region to a higher stage of development compared to the Juruá Valley. The dynamic presence of agriculture and livestock in the Acre Valley not only drives the local economy but also fosters technological innovations and sustainable practices, establishing the region as a hub for agro-industrial development. This modernization positively influences economic indicators and has substantial implications for the quality of life of the population, contributing to job creation, infrastructure improvement, and the strengthening of the regional economic base.

Another important measure of location is the locational coefficient, which highlights the influence of specific sectors on formal employment in each microregion relative to the total labor force in Acre. This metric helps identify the degree of relative dispersion of economic activities and selects those that show less tendency toward spatial concentration.

In the period from 2015 to 2020, several notable results emerged. Firstly, there was a spatial concentration of the trade sector in the microregions of Cruzeiro do Sul and Brasiléia, with Brasiléia showing a greater trend of concentration compared to 2015. Notably, civil construction emerged as a highlight in this context; while other sectors experienced a decline in relative participation and specialization, civil construction demonstrated an increased tendency for spatial concentration in the microregions of Cruzeiro do Sul, Tarauacá, Sena Madureira, and Brasiléia. This suggests a positive outlook for the creation of new formal jobs in this sector within these locations.

Table 4. Locational coefficient of the productive structure by microregion of Acre - 2015/2020

Large Sectors 2015	Cruzeiro do Sul	Tarauacá	Sena Madureira	Rio Branco	Brasiléia
Industry	0.013	0.006	0.013	0.000	0.040
Construction	0.000	0.013	0.011	0.002	0.019
Trade	0.036	0.013	0.012	0.007	0.055
Services	0.019	0.007	0.059	0.007	0.085
Agricultural	0.005	0.013	0.072	0.002	0.008
Large Sectors 2020	Cruzeiro do Sul	Tarauacá	Sena Madureira	Rio Branco	Brasiléia
Industry	0.005	0.011	0.014	0.002	0.049
Construction	0.010	0.014	0.014	0.003	0.019
Trade	0.031	0.011	0.000	0.007	0.065
Services	0.009	0.008	0.030	0.007	0.104
Agricultural	0.007	0.006	0.031	0.001	0.009

Source: own elaboration from RAIS/MTE data.

The Herfindahl-Hirschman Index (HHI) is used to assess the concentration of specific sectors within microregions compared to the overall economy of Acre. This analysis reveals a tendency for concentration in the microregions of Tarauacá and Brasiléia, which show greater prominence and a stronger power of attraction due to their specialization in three of the five key sectors. In Tarauacá, the highlighted sectors are trade, services, and agriculture, while Brasiléia excels in industry, commerce, and agriculture.

In 2020, there was a notable concentration of the trade sector in the microregions of Cruzeiro do Sul, Tarauacá, and Brasiléia, as well as in agriculture in Tarauacá, Sena Madureira, and Brasiléia. However, civil construction experienced a decline in its attractiveness across all microregions, except for Rio Branco. This trend indicates a development process that is polarized by microregion, aligning with Perroux's theory (1977).

Furthermore, it can be inferred that the pandemic spurred growth in the trade and services sectors, contributing to an internalization of the economy. In contrast, the industrial sector experienced a decrease in its attraction power in Rio Branco while gaining momentum in the microregions of Brasiléia and Sena Madureira. Meanwhile, construction remains concentrated in Rio Branco, which accounts for a significant portion of formal employment compared to other regions in the state.

Table 5. Hirschman Herfindahl Index of the productive structure by microregion of Acre - 2015/2020

Large Sectors 2015	Cruzeiro do Sul	Tarauacá	Sena Madureira	Rio Branco	Brasiléia
Industry	-0.034	-0.005	-0.010	0.007	0.042
Construction	0.001	-0.018	-0.013	0.062	-0.031
Trade	0.032	0.004	0.003	-0.059	0.020
Services	-0.005	-0.001	-0.004	0.018	-0.008
Agricultural	-0.029	0.026	0.123	-0.140	0.020
Large Sectors 2020	Cruzeiro do Sul	Tarauacá	Sena Madureira	Rio Branco	Brasiléia
Industry	-0.015	-0.012	0.013	-0.054	0.069
Construction	-0.046	-0.023	-0.018	0.125	-0.038
Trade	0.029	0.004	0.000	-0.060	0.027
Services	-0.002	0.001	-0.002	0.016	-0.012
Agricultural	-0.055	0.015	0.062	-0.051	0.028

Source: own elaboration from RAIS/MTE data.

Specialization Measures

This study utilized two indicators for measuring specialization: the Specialization Coefficient and the Restructuring Index (Alves et al., 2019). The Specialization Coefficient compares the productive structure of a microregion with that of the entire state of Acre. A microregion that exhibits a more differentiated productive structure relative to the state is considered specialized in certain sectors.

In 2015, there was an increase in production specialization within the industry and construction sectors across the microregions of Tarauacá, Sena Madureira, Rio Branco, and Brasiléia. These specializations proved significant for the state. Remarkably, Cruzeiro do Sul did not achieve specialization in the industrial sector; however, it did experience an increase in productive specialization in civil construction.

It is also important to highlight the productive specialization of the microregion of Brasiléia across all sectors. This area comprises four municipalities - Brasiléia, Xapuri,

Epitaciolândia, and Assis Brasil- each with populations ranging from 10,000 to 30,000 inhabitants. These municipalities share common characteristics, including the presence of a natural reserve within their boundaries.

Table 6. Coefficient of specialization of the productive structure by microregion of Acre - 2015/2020

Large Sectors 2015	Cruzeiro do Sul	Tarauacá	Sena Madureira	Rio Branco	Brasiléia
Industry	0.017	0.003	0.005	0.003	0.021
Construction	0.001	0.009	0.007	0.031	0.015
Trade	0.016	0.002	0.002	0.030	0.010
Services	0.002	0.000	0.002	0.009	0.004
Agricultural	0.014	0.013	0.061	0.070	0.010
Large Sectors 2020	Cruzeiro do Sul	Tarauacá	Sena Madureira	Rio Branco	Brasiléia
Industry	0.008	0.006	0.006	0.027	0.035
Construction	0.023	0.011	0.009	0.062	0.019
Trade	0.015	0.002	0.000	0.030	0.013
Services	0.001	0.000	0.001	0.008	0.006
Agricultural	0.027	0.008	0.031	0.025	0.014

Source: own elaboration from RAIS/MTE data.

Confirming the dynamism of the microregions of Rio Branco and Brasiléia across all sectors, industry remains strong despite a reduction in specialization for services and agriculture in Rio Branco. Brasiléia stands out by concentrating companies with significant potential, contributing to a large share of the state's GDP and a greater number of formal employees. In contrast, Rio Branco is characterized by its denser population, including the capital, and has historically benefited from a higher level of industrialization. However, the trade, services, and agriculture sectors in the microregions of Tarauacá, Sena Madureira, and Rio Branco did not achieve specialization and, in some cases, even experienced declines relative to the state.

The coefficient for restructuring the productive structure indicates changes between 2015 and 2020, suggesting that certain microregions began to specialize in specific sectors in response to the economic conditions in Acre. Notably, the microregions of Rio Branco and Cruzeiro do Sul began to distinguish themselves from others in terms of civil construction, indicating a more advanced development in this sector. While Rio Branco experienced an increase in relative participation and job creation, Cruzeiro do Sul saw a lower intensity of growth in these areas.

Table 7. Restructuring coefficient of the productive structure by microregion of Acre - 2015/2020

Large Sectors 2015/2020	Cruzeiro do Sul	Tarauacá	Sena Madureira	Rio Branco	Brasiléia
Industry	0.014	0.002	0.012	0.040	0.016
Construction	0.019	0.001	0.002	0.022	0.000
Trade	0.003	0.001	0.001	0.010	0.006
Services	0.006	0.002	0.001	0.010	0.001
Agricultural	0.008	0.004	0.030	0.035	0.007

Source: own elaboration from RAIS/MTE data.

The verticalization process in certain cities makes them more attractive for large companies to establish operations. For example, Cruzeiro do Sul in its respective microregion, as well as Rio Branco and its surrounding municipalities, benefit from this trend. Given their locations and the polarization of growth and development in the state, there is a noticeable flow of productive activities toward these two microregions. However, the changes in the productive structure of Sena Madureira, particularly in the agricultural and industrial sectors, are significant, along with the industrial developments in Brasiléia, highlighting the productive restructuring occurring in Acre during this period.

Regarding the Juruá Valley and its municipalities, this mesoregion continues to exhibit a significant history of geographical isolation, particularly in the cases of Marechal Thaumaturgo, Porto Walter, and Jordão, where access is limited to waterways and/or airstrips. This distinctive geographical condition has led to a scenario where, for an extended period—at least until the early 2000s—the commercial and economic ties of Cruzeiro do Sul were more closely aligned with Manaus (via waterways) than with the capital, Rio Branco. This dynamic arose from the limited accessibility of the BR-364, which connects the state to the rest of the country.

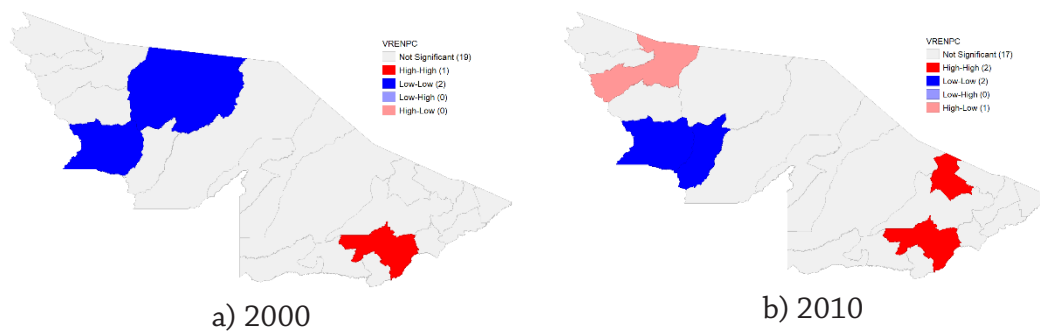
This situation has notably shaped the developmental patterns of these two significant regions, establishing substantial disparities. The Juruá Valley, due to its geographical isolation, has faced unique challenges regarding connectivity and accessibility, directly impacting its economic and commercial interactions. In contrast, Cruzeiro do Sul has benefited from stronger connections with Manaus, resulting in a development trajectory influenced by distinct regional dynamics. This contrast underscores the complexity of geographical and logistical interactions in shaping the regional socioeconomic landscape.

Exploratory Analysis of Spatial and Model Data

Conducting a spatial analysis is essential for understanding inequalities across the territory, as it provides insight into the location of less developed regions in relation to more developed ones and how to implement targeted development strategies. The Exploratory Spatial Analysis (ESA) method describes the distribution and spatial association of specific variables among the evaluated units (municipalities), allowing us to discern patterns of spatial instability and identify outliers. Clusters are classified into four categories: High-High, Low-Low, High-Low, and Low-High.

In this initial analysis using a univariate context, the goal is to identify spatial patterns and evidence significant clusters for the Local Moran's I. When examining cluster maps for 2000 and 2010, a notable expansion of High-High agglomerations is evident, particularly in the vicinity of the capital, Rio Branco. This indicates a concentration of per capita income in municipalities within the Rio Branco region and the western part of the state. Inequalities between the eastern and western regions are apparent, showing that income concentration around Rio Branco diverges from other municipalities, such as Tarauacá and Marechal Thaumaturgo, which reported per capita incomes below the state average in 2000.

Although Cruzeiro do Sul is one of the central cities, it ranks as High-Low in per capita income, as observed in 2010. Additionally, Jordão and Marechal Thaumaturgo were classified as Low-Low municipalities, characterized by low per capita incomes and similar profiles. It is important to note that outliers, such as Rio Branco, are not significant in this analysis.

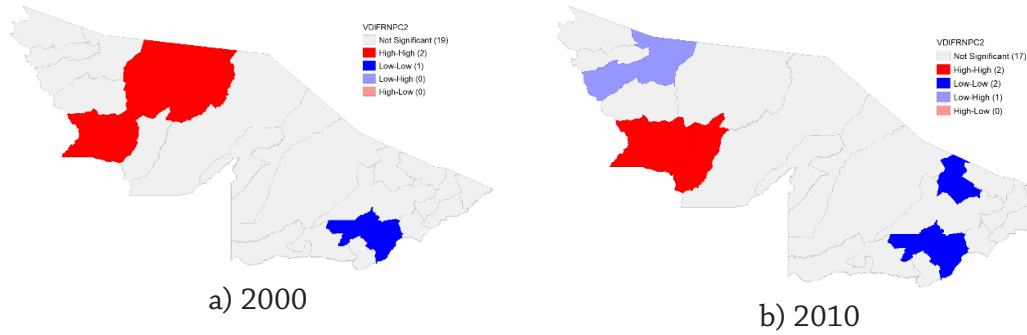


Source: own elaboration.

Figure 5. Single-Rate LISA Cluster map for per capita income variable - 2000 and 2010

Figure 6 presents the reverse side, illustrating the differences between the average per capita income of the state and that of its municipalities, thereby revealing per capita

income differentials. The High-High clusters that transitioned to Low-Low, as well as the Low-Low clusters that became High-High, highlight inter-municipal inequalities. This pattern indicates that areas of concern regarding regional development are concentrated in the western part of the state, which is the westernmost region of Brazil. Overall, the analysis identifies weaknesses in driving forces that contribute to the creation and expansion of inter-municipal inequalities in Acre².



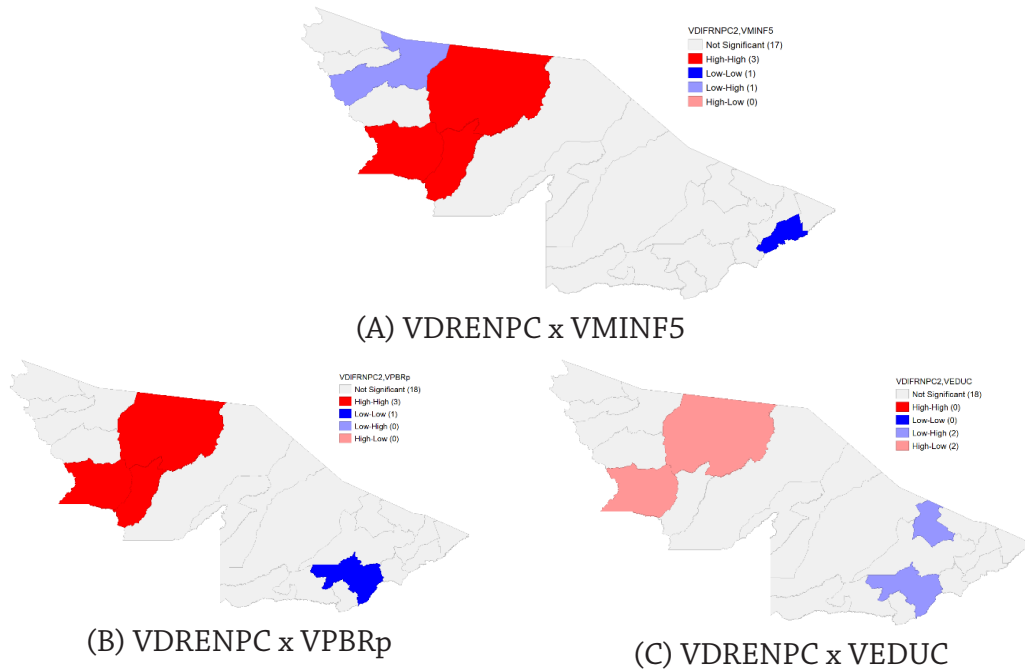
Source: own elaboration.

Figure 6. Single-Rate LISA Cluster map for per capita income differentials variable - 2000 and 2010

The clusters identified in the analysis support the hypothesis guiding this study. They highlight that spatial factors significantly explain intermunicipal inequalities in Acre, revealing a high concentration of per capita income differentials in the western municipalities of the state. This concentration underscores the region's lag in productivity structure, despite the economic growth observed in Cruzeiro do Sul. Consequently, these regions contribute to perpetuating income inequalities across Acre in the early 21st century.

In the bivariate analysis, the dependent variable—per capita income differentials—was examined alongside three key variables: (A) Infant Mortality Rate (VMINF5), (B) Low-Income Population (VPBRp), and (C) Education (VEDUC). This approach is justified by the importance of health, education, and income indicators in assessing municipal human development. Ideally, municipalities should exhibit low infant mortality rates, higher average years of schooling, and a reduced proportion of the population with low per capita income.

² The propulsive effects produce positive aspects in the development of the most distant regions. Among these aspects are the reduction of unemployment, the transfer of technological progress, and the increase in commercial transactions in these regions.



Source: own elaboration.

Figure 7. *Bivariate LISA Cluster map - 2000 (variables selected)*

The bivariate Moran's I statistics reveal that municipalities with high per capita income differentials and elevated infant mortality rates-indicative of poorer health and poverty conditions are predominantly found in the microregions of Tarauacá and Cruzeiro do Sul in the western part of the state. Conversely, areas with low-income differentials and better health indicators are concentrated around Rio Branco, Plácido de Castro, and Xapuri.

Regarding education, there is an inverse relationship: as per capita income differentials increase, educational levels tend to decline. Notably, the municipalities of Xapuri and Bujari exhibit higher educational levels, forming low-high clusters.

By 2010, a new High-High cluster emerged in Rodrigues Alves, characterized by a significant per capita income differential (indicating lower income) alongside a higher educational attainment, with an average of 8.5 years of schooling compared to Acre's overall average of 7.75 years.

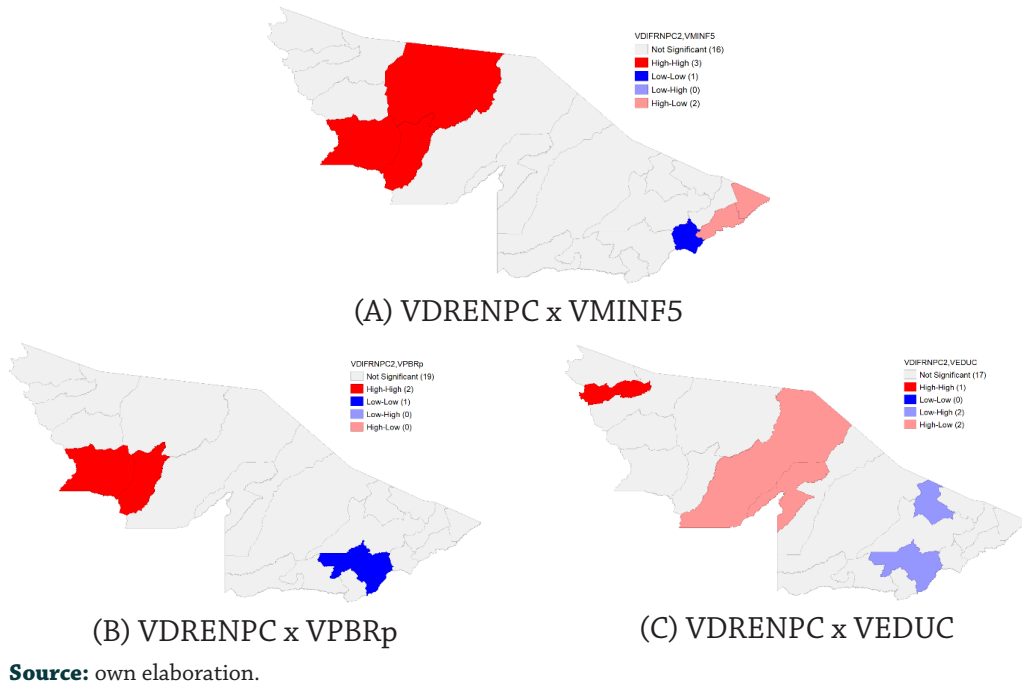


Figure 8. *Bivariate LISA Cluster map - 2010 (selected variables)*

Intermunicipal Income Inequalities in Acre

This analysis aims to provide insights into the determinants of inter-municipal income inequality, taking spatial effects into account. Previous analyses have indicated that unobserved effects are significant for understanding this phenomenon and that spatial factors should be considered. In this context, we pose two key questions: Is the spatial factor relevant for explaining inter-municipal income inequality? What are its impacts?

To address these questions, it is essential to understand the statistics, estimates, and strategies employed to generate the results presented in Table 8, which refers to the Regression Model with Fixed Effects Panel Data and Spatial Dependence (SAR Model). For the Exploratory Spatial Analysis (ESA) conducted earlier, a neighborhood matrix based on the two nearest neighbors' criterion was utilized. This means that for a given municipality X, we considered its two closest neighboring municipalities relative to its centroid. The choice of this neighborhood matrix was informed by testing the regression residuals (Murphy et al., 1989).

Initially, the regression was performed without considering spatial effects and was estimated using Ordinary Least Squares (OLS). The dependent variable, per capita income differentials in municipalities (VDRENPC), was analyzed alongside several

independent variables: Gini coefficient, mean years of schooling, infant mortality rate (up to five years of age), water supply access, percentage of the population with income below half the minimum wage, gross added value from the administration sector (VABAdm), child labor, economically active population, and population density. Following this, we evaluated the regression residuals to identify spatial autocorrelation using Moran's I.

To determine the most appropriate model based on the neighborhood matrix, we conducted the Lagrange multiplier diagnostic test for spatial dependence. This test assists in identifying the best-suited model for the dataset and spatial weights. The estimated model exhibited non-normality in the residuals. Based on the results from both the normal and robust Lagrange Multiplier tests for spatial dependence, we concluded that the SAR model is the most appropriate for estimation and interpretation.

According to Silva (2019), additional robustness and adequacy tests were performed, including the Spatial Hausman test. This test helps to determine the most suitable choice between the fixed effects model and the random effects model. In this case, the Hausman test for models with spatial dependence indicated, at a 1% significance level, that the fixed effects model is preferred, leading to the rejection of the null hypothesis favoring random effects.

We also identified issues of spatial heterogeneity, which are linked to Goodchild's (2004) second Law of Geography. This phenomenon occurs when structural instability manifests across regions, resulting in varied responses based on location or spatial scale, often characterized by variable coefficients or spatial regimes (Almeida, 2012). Table 8 presents the key results derived from the econometric-spatial estimation.

Table 8. Regression model with fixed effects panel data with spatial dependency - SAR Model and impacts generated

Coefficients	Regression Fixed effects	Impacts		
		Direct	Indirect	Total
VTHEIL	-41.6757*** (12.3664)	-48.4885*** (15.8176)	-42.1604** (20.0451)	-90.6489*** (34.1861)
VEDUC	5.6750* (2.7307)	6.6027** (3.1881)	5.7410* (3.3970)	12.3437* (6.4099)
VMINF5	-5.4798*** (1.0988)	-6.3755*** (1.4357)	-5.5435** (2.2619)	-11.9190*** (3.5108)
VAA	0.0237** (0.0079)	0.02763** (0.0099)	0.0240** (0.0120)	0.0516** (0.0210)
VEE	1.5288*** (0.2134)	1.7787*** (0.2717)	1.5465*** (0.5488)	3.3252*** (0.7681)

Continue...

VPBRp	6.9809*** (0.4690)	8.1221*** (0.7251)	7.0621*** (2.3365)	15.1841*** (2.9388)
LVABAdm	17.6967* (7.6967)	20.5896** (9.2997)	17.9025* (10.1783)	38.4921** (18.8296)
VDENSPOP	-24.1835*** (2.9905)	-28.1369*** (3.8254)	-24.4648*** (8.5397)	-52.6017*** (11.6208)
VPEA	-0.0117* (0.0049)	-0.0136** (0.0061)	-0.0118* (0.0069)	-0.0254** (0.0126)
VTRINF	0.0932 (0.3719)	0.1084 (0.4754)	0.0942 (0.4606)	0.2026 (0.9295)
<i>Spatial autoregressive coefficient</i>	Estimation	Standard deviation	t-value	Pr (> t)
ρ	0.5403	0.0729	7.4104	0.1259

Source: own elaboration.

The analysis of the Theil index coefficient, a statistical measure of income distribution, reveals a negative result. This outcome indicates that an increase in the Theil index will harm the per capita income of municipalities already below the state average, thereby exacerbating inequalities between them. Specifically, any increase in the Theil index within a municipality leads to a direct reduction of R\$48.49 in its per capita income, while the neighboring municipality experiences an indirect reduction of R\$42.16. Altogether, this poor income distribution results in a total reduction of R\$90.65 in per capita income.

The proxy coefficient for schooling indicates a positive correlation, meaning that higher education levels are associated with increased per capita income, thus narrowing income disparities in Acre. Municipalities with more years of schooling tend to experience greater economic growth than the state average. For example, each additional year of average education boosts per capita income by R\$6.60 directly and R\$5.74 indirectly, leading to a total effect of R\$12.34. This may also reflect the migration of youth to other municipalities in search of better educational opportunities.

The coefficient for the infant mortality rate shows a negative correlation, indicating that poorer health conditions hinder income growth. Municipalities with higher infant mortality rates generally exhibit lower per capita income compared to those with better health indicators. Specifically, a 1% increase in infant mortality results in a direct reduction of approximately R\$6.38 in per capita income, along with an indirect impact of R\$5.54 from neighboring municipalities, totaling a reduction of R\$11.92.

The water supply coefficient demonstrates a positive relationship, suggesting that improvements in water access correlate with higher per capita income. Each impro-

vement generates a direct increase of R\$0.03 in the municipality, with an indirect benefit of R\$0.02 for neighboring areas, leading to a total effect of R\$0.05. However, the overall impact on per capita income remains minimal due to the specific characteristics of the Amazon hydrographic basin where Acre is located.

A positive relationship exists between adequate electricity supply and per capita income, confirming that municipalities with better electricity access tend to have higher incomes. This relationship results in a direct impact of R\$1.78 and an indirect effect of R\$1.55, culminating in a total effect of R\$3.33.

Conversely, a higher percentage of the population earning below half the minimum wage correlates with increased income inequality. Municipalities with more low-income residents tend to widen the income gap relative to the state average. This situation results in a direct impact of R\$8.12 and an indirect spillover effect of R\$7.06 from neighboring municipalities, totaling R\$15.18.

The Gross Added Value (VAB) of the administration sector positively influences per capita income differentials. Municipalities with higher VAB tend to enjoy greater income. An increase of 1% in VAB generates a direct effect of R\$20.60 and an indirect effect of R\$17.90, leading to a total reduction in income disparity of R\$38.50.

Population density exhibits a negative and statistically significant relationship with per capita income differentials. Densely populated areas often incur higher costs, which hinder income growth compared to the state average. A 1% increase in population density results in a direct reduction of R\$28.14 and an indirect decrease of R\$24.47, culminating in a total reduction of approximately R\$52.60 in per capita income.

Finally, the Economically Active Population variable shows a negative correlation with per capita income differentials. This suggests that an increase in job seekers can lead to lower wages due to a higher labor supply, negatively impacting per capita income. A 1% increase in the economically active population leads to a direct reduction of R\$0.01 and an indirect reduction of R\$0.01, totaling approximately R\$0.02. No significant relationship exists between child labor and per capita income differentials.

4. Conclusion

In general terms, the analyses suggest that the Microregion of Rio Branco has the most advanced productive structure in the state. This microregion employs the largest workforce and exhibits the highest demographic density. The strong economic dependence results from significant structural advantages, including the presence of

the state capital and its connections to Manaus and Porto Velho, which foster greater economic dynamics.

Acre's industrial profile primarily consists of less dynamic sectors and tends to concentrate spatially. The main sectors of the state include construction, accounting for 54.6% of the industrial GDP, followed by food at 19.1%, industrial utilities at 16.4%, timber at 3.2%, and non-metallic minerals at 2.2%. Together, these sectors make up 95.5% of the state's industrial output. Notably, the food sector increased its participation significantly, rising by 10.1 percentage points between 2009 and 2019.

The trade and services sectors show remarkable dynamics, with the microregions of Brasiléia, Rio Branco, and Tarauacá experiencing significant growth in trade. The service sector has also expanded in Sena Madureira, Tarauacá, and Rio Branco, both sectors acting as the pillars of Acre's economy. Despite the challenges posed by the COVID-19 pandemic in 2020, Tarauacá, Brasiléia, and Sena Madureira specialized in three of the five main economic sectors—industry, trade, and agriculture—while Tarauacá focused on trade, services, and agriculture. However, the agricultural sector suffered the most during the pandemic, with reduced participation across all microregions, followed by declines in civil construction and industry.

The coefficient for restructuring the productive structure indicates that the microregions of Rio Branco and Cruzeiro do Sul are increasingly differentiating themselves in civil construction, suggesting a more advanced status in these areas. This inequality is particularly pronounced in Western Acre, where polarization dynamics have diminished. The central part of the state does not exhibit high or low per capita income, likely due to low population density. While residents seek better living conditions, the Juruá Valley mesoregion continues to host a significant number of municipalities with low per capita income, reflecting underdevelopment in the region.

Two notable aspects deserve attention: 1) The Acre Valley has a strong presence in the agricultural and livestock sectors, showcasing a robust modernization of its productive infrastructure, placing it at a more advanced developmental stage than the Juruá Valley; 2) The municipalities in the Juruá Valley, particularly Marechal Thaumaturgo, Porto Walter, and Jordão, remain geographically isolated, with access limited to waterways and airstrips. Until the early 2000s, Cruzeiro do Sul's commercial and economic interactions aligned more closely with Manaus than with the capital, Rio Branco, due to the limited accessibility of BR-364, which connects the state to the rest of the country. Consequently, the developmental patterns in these two major regions have diverged significantly.

Overall, spatial factors indicate a concentration of high per capita income in two municipalities of the Acre Valley, while two municipalities with low income and one with high income were identified in the microregions of Tarauacá and Cruzeiro do Sul in 2010. This situation perpetuates regional inequalities in Acre during the first decade of the 21st century.

Regarding inter-municipal income inequality, reducing disparities goes beyond merely decreasing per capita income differentials. Improvements in socioeconomic indicators such as income distribution, health, and infrastructure—particularly in municipalities adjacent to Cruzeiro do Sul—are likely to enhance economic growth and further affect inter-municipal income differences in Acre.

The spatial factor plays a crucial role in explaining regional inequalities, especially in municipalities with a history of geographic isolation. In locations like Marechal Thaumaturgo, Porto Walter, and Jordão, where access is limited to waterways and airstrips, the lack of connectivity creates significant disparities compared to more accessible areas.

The economic impact of geographical isolation manifests in various ways. Limited road access hampers the transport of goods and inputs, negatively affecting local commerce. Furthermore, inadequate connectivity deters investment and infrastructure development, stunting economic growth in these regions.

These spatial inequalities also influence trade dynamics. For instance, Cruzeiro do Sul historically maintained closer ties with Manaus than with the capital, Rio Branco, due to accessibility issues surrounding BR-364. This situation illustrates how spatial conditions shape patterns of economic development and trade interactions across the state.

Thus, government intervention through explicit and implicit policies is crucial for reducing regional inequalities in Acre. The public sector plays an essential role in the economies of smaller municipalities, highlighting the need for adequate electricity, educational incentives, improved health conditions, and a better understanding of local economies and their spatial economic impacts. Strengthening public and welfare policies is vital, as the study reveals that health, education, infrastructure, and other factors significantly influence per capita income differentials between municipalities. Addressing these determinants is critical in combating inter-municipal income inequality.

References

- Almeida, E. (2012). *Econometria espacial*. Alínea.
- Alves, D. F. (2020). *Estrutura produtiva e desigualdade intermunicipal de renda no Brasil: uma abordagem regional* [Dissertação de mestrado, Universidade Federal do Rio Grande do Norte].
- Alves, D. F. (2023a). Estrutura produtiva e desigualdades intermunicipais de renda: Um estudo de caso do Rio Grande do Norte, Brasil. *Revista de Economía del Caribe*, 31, 1.
- Alves, D. F. (2023b). Economia do Estado de São Paulo: Estrutura econômica e desigualdades intermunicipais de renda. *Revista de Economia Regional, Urbana e do Trabalho*, 12(2), 60–94.
- Alves, D. F., Do O'de Lima Júnior, F., & Pereira, W. E. N. (2019). Disparidades locais na estrutura produtiva e fragmentação territorial: uma análise das mesorregiões do Rio Grande do Norte. *Revista Estudo & Debate*, 26(3).
- Anselin, L. (1988). Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity. *Geographical Analysis*, 20(1), 1–17.
- Castro, V. C., Kuhn, L., & Pena, H. W. A. (2017). Análise do quociente locacional e da dinâmica produtiva do município de Salinópolis – Pará. *Revista Observatório de la Economía Latino-americana, Brasil*, setembro.
- Faggio, G., & Overman, H. (2014). The effect of public sector employment on local labor markets. *Journal of Urban Economics*, 79, 91–107.
- Fernandes, C. N., & Bezerra, F. D. da S. (2019). Desenvolvimento social na Amazônia Ocidental: uma análise a partir dos municípios do estado Acre. *Economia e Desenvolvimento*, 31, e7–e7.
- Fishlow, A. (1973). Brazil's economic miracle. *The World Today*, 29(11), 474–481.
- Goodchild, M. (2004). The validity and usefulness of laws in geographic information science and geography. *Annals of the Association of American Geographers*, 94(2), 300–303.
- Haddad, J. H. (Org.). (1989). *Economia regional: teoria e métodos de análise*. BNB/ETIENE.
- Lima, M. J. de. (1994). *Capitalismo e extrativismo: a formação da região acreana* [Tese de doutorado, Universidade Estadual de Campinas]. IE/UNICAMP.
- Lima, É. P. C., Silva, A. C., & Lima, E. C. (2017). Assimetrias locais e padrão industrial: uma análise das mesorregiões do Rio Grande do Norte. *Revista Espacios*, 38, 23–35.
- Martinello, P. (1988). A “Batalha da Borracha” na Segunda Guerra Mundial e suas consequências para o Vale Amazônico. *Cadernos UFAC – Série “C” Estudos e Pesquisas*. UFAC.
- Murphy, K. M., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1989). Industrialization, and the big push. *Journal of Political Economy*, 97(5), 1003–1026.
- Myrdal, G. (1968). *Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas* (2. ed.). SAGA.
- Neri, M. (2010). *Distribuição de renda: evolução recente*. Centro de Políticas Sociais – FGV. http://www.fgv.br/cps/pesquisas/Políticas_sociais_alunos/2010/BES_DistrRenda_EvoRecente_PME.pdf
- Neves, C., et al. (2015). Concentração de renda nos municípios da região Sul entre 2000 e 2010: análise geográfica temporal utilizando a abordagem exploratória de dados espaciais. *Revista Espacios*, 36(23).

- Perroux, F. (1955). Notes sur la notion de pôle de croissance. *Economie Appliquée*, 8, 307–322.
- Pessôa, S. A. (1997). Existe um problema de desigualdade regional no Brasil? *Revista Econômica do Nordeste*, 28(4).
- Piacenti, C. A., & Lima, J. F. (Orgs.). (2017). *Métodos de análise regional*.
- Rocha, C. B., & Parré, J. L. (2009). Estudo da distribuição espacial do setor agropecuário do Rio Grande do Sul. *Análise Econômica*, 27(52).
- Silva, B. M., et al. (2010). Desequilíbrios regionais no Brasil e a hipótese da convergência do desenvolvimento. *RDE - Revista de Desenvolvimento Econômico*, 12(22), 5–22.
- Silva, J. L. M. (2019). *Migração intermunicipal no Brasil: evidências para as décadas de 2000 e 2010* [Dissertação de mestrado, Universidade Federal do Rio Grande do Norte].
- Simões, R. F., et al. (2005). *Métodos de análise regional e urbana: diagnóstico aplicado ao planejamento*. Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais.
- Souza, C. A. A. (1992). *História do Acre*. M. M. Paim.

América Latina y el Caribe: explorando el consumo desde la hipótesis de la renta permanente

*Latin America and the Caribbean: Exploring Consumption
from the Permanent Income Hypothesis*

L U I S D O M I N G O L A I N O G U A N E S *

* Doctor en Ciencias Económicas por la Universidad Nacional de Asunción (Paraguay). Máster en Economía por la American University, Washington D.C. Licenciado en Economía por la Universidad Católica de Asunción (Paraguay). Profesor. Asesor de empresas e investigador del Centro de Investigación del Chaco Americano de la Fundación Manuel Gondra (Paraguay). ldlaine@yahoo.com. <https://orcid.org/0000-0003-2616-011X>

Fecha de recepción: 23 de agosto de 2024
Fecha de aceptación: 29 de enero de 2025



Resumen

El objeto de este estudio es constatar la hipótesis de la renta permanente mediante una función de consumo para 14 países latinoamericanos y caribeños en el periodo 2004-2023, utilizando la base de datos Indicadores del Desarrollo del Banco Mundial. Mediante la técnica de datos de panel se obtienen resultados que no verifican una relación entre el consumo y la tasa de interés, tanto a través del modelo de efectos fijos como del modelo de efectos aleatorios. Los resultados, sin embargo, verifican una relación entre el consumo y el ingreso corriente que se enmarca en la teoría keynesiana.

Palabras clave: consumo, renta permanente, datos de panel.

Abstract

The purpose of this study is to verify the permanent income hypothesis through a consumption function for 14 Latin American and Caribbean countries in the period 2004-2023, using the World Bank's Development Indicators database. Through the panel data technique, the results do not verify a relationship between consumption and interest rate, both through the fixed effects model and the random effects model. The results, however, verify a relationship between consumption and current income, which is framed within Keynesian theory.

Keywords: consumption, permanent income, panel data.

1. Introducción

Los Indicadores del Desarrollo del Banco Mundial señalan que en 2023 el Gasto de Consumo Final de los hogares en América Latina y el Caribe fue preliminarmente de USD 4,748,813 millones y representó al 67 % del producto interno bruto (PIB). Durante el periodo comprendido entre 2004 y 2023 el gasto de consumo en la región tuvo un crecimiento promedio anual de 7 % (BM, 2023).

De acuerdo con la Comisión Económica para América Latina y el Caribe de las Naciones Unidas (Cepal), la expansión del consumo en los hogares de la región en los últimos años aumentó el bienestar de sectores de la población que tradicionalmente no tenían acceso a determinados bienes y servicios. No obstante, el patrón del consumo continúa siendo fuertemente procíclico y volátil, con una inclinación al consumo privado más estratificado según ingresos (Cepal, 2014).

Considerando los efectos del consumo en la calidad de vida y el crecimiento económico, así como en la generación de contaminación y gastos de energía, reviste importancia profundizar en su análisis en el marco de la expansión del consumo en Latinoamérica y el Caribe.

Desde la Gran Depresión de la década de 1930 y en la búsqueda de definir qué determina el producto de la economía, John Maynard Keynes se constituyó en el pionero del análisis del consumo, especificando una función que expresa la interacción entre las variables consumo e ingreso (Monges, 2000). Básicamente, la principal hipótesis del modelo keynesiano es que el ingreso real es el determinante más importante del consumo en el corto plazo (Ianole y Druica, 2015).

Keynes (2001) planteó en “La teoría general de la ocupación, el interés y el dinero” que la que las personas están dispuestas, por regla general y en promedio, a aumentar su consumo a medida que su ingreso crece, aunque no tanto como el crecimiento de su ingreso. En consecuencia, la variación en el consumo y el ingreso tienen el mismo signo, pero la variación en el consumo es menor.

Por varios años el modelo keynesiano dominó el análisis económico del consumo. Con posterioridad, ciertos estudios empíricos constataron algunas irregularidades de la función keynesiana y fueron surgiendo modelos alternativos con la introducción de otras variables explicativas. En este sentido, Irving Fisher argumenta la noción de que el consumidor anticipa su ingreso futuro y se enfrenta a elecciones intertemporales (Ángel, 2012).

El análisis de Fisher fue la base de las dos teorías modernas básicas del consumo: la teoría de la “renta permanente”, relacionada con Milton Friedman, premio nobel de economía 1976; y la teoría del “ciclo vital”, relacionada con Franco Modigliani, nobel de economía 1985, ambas parecidas y enfocadas en los fundamentos microeconómicos.

Friedman y Modigliani principalmente difieren en la manera en que las fuentes del ingreso son consideradas, con lo cual aparecen otras variables explicativas del consumo: la riqueza o activo de los hogares y la demografía o ciclo de vida. De esta forma, las teorías del ingreso permanente y del ciclo vital sugieren una propensión marginal a consumir la renta actual mucho menor que la que se estima a partir del modelo keynesiano (Ángel, 2012).

Tanto el modelo del ciclo de vida como el de la renta permanente se basan en que el consumo en un periodo particular depende de las expectativas sobre el ingreso para toda la vida y no solo del ingreso del periodo en curso. Estos análisis dan énfasis a la forma en que las familias reparten su ingreso entre consumo y ahorro para maximizar su utilidad. La elección depende así no solamente del ingreso corriente, como en el modelo keynesiano, sino también del ingreso futuro esperado y de la tasa de interés (Sachs y Larraín, 1994).

Por otra parte, a fines de 1970 Robert Hall resalta las dos teorías citadas como las más aceptadas y deriva sus primeras implicaciones basado en la idea de las expectativas racionales de Robert Lucas, premio nobel de economía 1995. Hall demuestra que, si la hipótesis de la renta permanente fuera exacta y los agentes tuvieran expectativas racionales, los cambios del consumo en el tiempo serían imprevisibles, y concluye que el consumo seguiría un paseo aleatorio. Si bien la investigación de Hall es de importancia y empíricamente válida, se considera que no es de utilidad para el análisis de los efectos de la política económica (Ángel, 2012).

Teniendo en cuenta determinantes del consumo planteados por la hipótesis de la renta permanente, este estudio propone una función del consumo de los hogares en América Latina y el Caribe incluyendo el ingreso de largo plazo. En la siguiente sección se especifica la función de consumo y se revisa la literatura respectiva. Luego, en la sección de análisis de resultados, se contrasta a través de la técnica de datos de panel, la hipótesis de la renta permanente para 14 países latinoamericanos y caribeños en el periodo 2004-2023. Seguidamente, se presenta una sección de discusión de los resultados antes de abordar finalmente las conclusiones del estudio.

2. Especificación de la función de consumo

La teoría de ciclo vital desarrollada por Modigliani y otros economistas considera que la estructura de la población por edades es un importante determinante de la conducta del consumo y del ahorro. Por su parte, y al igual que la hipótesis del ciclo vital, la teoría de la renta permanente sostiene que el consumo está relacionado con una estimación a largo plazo (Dornbusch y Fischer, 1994).

Respecto a la teoría de la renta permanente, Friedman presentó en la década de 1950 el estudio clásico “Una teoría de la función de consumo”, en el que plantea la idea de que el consumo no depende solamente del ingreso corriente. Según Friedman, el ingreso y el consumo pueden ser separados en permanente y transitorio. Ejemplifica su argumento señalando que, si un individuo recibe un pago quincenal, no gastaría todo ese salario el mismo día que lo recibe (Ángel, 2012).

No obstante, Ángel (2012) afirma que no está dicha la última palabra con relación al consumo y todo análisis empírico puede aportar a la comprensión de su comportamiento. Al respecto, divide el gasto de consumo en consumo de bienes durables y consumo de bienes no durables, prestando principal atención a los bienes durables por su comportamiento cíclico, su sensibilidad a las variables demográficas y por ser el componente más volátil del consumo.

Los determinantes del consumo de bienes durables pueden ser económicos y demográficos. Entre los primeros están el ingreso disponible, la riqueza, el stock de bienes durables, los precios relativos, la tasa de interés, el gasto en el sector inmobiliario y los determinantes psico-económicos. Entre los determinantes demográficos están la edad de la familia o edad del jefe del hogar, el estado marital, y el tamaño y composición de la familia (Ángel, 2012).

Este estudio se enfoca en los determinantes económicos del consumo de los hogares asociados a la hipótesis de la renta permanente. De esta forma y siguiendo a Sachs y Larraín (1994), que indican que el problema del modelo keynesiano es la no consideración del papel de las tasas de interés y el ingreso esperado, se incorporan junto al ingreso corriente variables asociadas al ingreso permanente como el ingreso anterior y la tasa de interés, especificándose la ecuación 1 para datos de panel:

$$\ln C_{it} = B_0 + B_1 * \ln Y_{it} + B_2 * \ln Y_{it-1} + B_3 * R_{it} + e_{it} \quad (1)$$

Donde:

C_{it} es la variable dependiente consumo corriente, representada por el Gasto de Consumo Final de los hogares (GCF) a precios constantes de 2015, expresada en dólares estadounidenses y medida para la unidad de corte transversal i en el periodo t ;

Y_{it} es la variable independiente ingreso corriente, representada por el Producto Interno Bruto (PIB) a precios constantes de 2015, expresada en dólares estadounidenses y medida para la unidad de corte transversal i en el periodo t ;

Y_{it-1} es la variable independiente ingreso del periodo anterior, representada por el PIB a precios constantes de 2015 del año anterior, expresada en dólares estadounidenses y medida para la unidad de corte transversal i en el periodo t ;

R_{it} es la variable independiente tasa de interés real, expresada en porcentaje y medida para la unidad de corte transversal i en el periodo t ;

B_0 es la constante de la ecuación;

B_1 , B_2 y B_3 son los parámetros que representan a los coeficientes de las variables independientes; y e_{it} es el término de error.

Se aplica transformación logarítmica a las variables de volumen para estabilizar la varianza de los errores y abordar problemas de no linealidad. Los resultados deben ser interpretados en términos de elasticidad y no en términos de unidades monetarias absolutas.

Por su parte, la técnica de datos de panel combina datos de corte transversal y de serie temporal, y su aplicación tiene como objetivo poder captar la heterogeneidad no observable entre las unidades y en el tiempo, lo que hace posible el análisis de los efectos individuales específicos y los efectos temporales (Baronio y Vianco, 2014).

Las unidades de corte transversal son los siguientes 14 países latinoamericanos y caribeños: Bahamas, Belice, Bolivia, Brasil, Colombia, Costa Rica, Guatemala, Haití, Honduras, México, Nicaragua, Paraguay, Perú y República Dominicana. No fueron incluidos otros países de la región por no contarse con datos completos del lapso comprendido entre 2004-2023 (periodo t).

La ecuación fue estimada con datos anuales del periodo 2004-2023 separados en 14 paneles, uno por cada país. La fuente de esta información es la base de datos Indicadores del Desarrollo del Banco Mundial. La variable dependiente, GCF o consumo corriente, es el valor de mercado de todos los bienes y servicios adquiridos por los ho-

gares, incluidos los productos duraderos como automóviles, lavadoras y computadoras domésticas, expresado en dólares estadounidenses a precios constantes de 2015. Excluye las compras de viviendas, pero incluye el alquiler imputado de las viviendas ocupadas por sus propietarios (BM, 2023).

En cuanto a las variables independientes, el PIB o ingreso corriente es la suma del valor agregado bruto de todos los productores residentes en la economía más los impuestos sobre los productos y menos los subsidios no incluidos en el valor de los productos. La variable ingreso del periodo anterior es el PIB del año anterior y la tasa de interés real es la tasa de interés crediticia expresada en porcentaje y ajustada por la inflación (BM, 2023).

La técnica de datos de panel puede ser estimada mediante: (i) el modelo de regresión lineal bajo el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios para datos Combinados (MCO); (ii) el modelo de Efectos Fijos (EF); y (iii) el modelo de Efectos Aleatorios (EA). La determinación del modelo más adecuado se realizó mediante los contrastes de Breusch-Pagan y de Hausman, utilizándose el programa estadístico Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library (GRET) versión 2024b. Previamente se realizaron contrastes de raíz unitaria y cointegración. Se comprobó además la normalidad del error y se aplicaron pruebas gráficas para verificar la presencia de problemas de heterocedasticidad y autocorrelación.

3. Análisis de resultados

Con los datos del periodo 2004-2023 se estimó la función de consumo mediante los tres modelos para datos de panel: (i) modelo 1 (Mínimos Cuadrados Ordinarios para datos Combinados, MCO); (ii) modelo 2 (Efectos Fijos, EF); y (iii) modelo 3 (Efectos Aleatorios, EA).

Debido a su correlación con el ingreso corriente se excluyó la variable que mide el ingreso anterior. Mediante el estadístico Im-Pesaran-Chin se verificó que las series de las variables consumo e ingreso corriente tienen raíz unitaria, por lo que se aplicó el test de Kao que concluyó no cointegración o cointegración débil o nula. Se prosiguió entonces la estimación incluyendo las variables consumo e ingreso corriente en primeras diferencias. Se realizó la estimación por desviaciones típicas robustas, lo cual es recomendable ante la detección de heterocedasticidad y autocorrelación (Greene, 2003).

En los tres modelos no puede asumirse una distribución normal del error, al rechazarse las hipótesis nulas del contraste de normalidad de residuos. No obstante, el tamaño de la muestra asegura estadísticos asintóticamente válidos y la utilización

de desviaciones típicas robustas corrige sesgos o ineficiencias que podrían surgir de la no normalidad.

Se realizaron los contrastes de Breusch-Pagan y de Hausman para la identificación del modelo de datos de panel más adecuado. El multiplicador Lagrange de Breusch-Pagan arrojó un valor p no significativo al nivel del 1 %, con lo cual no se rechaza la hipótesis nula de que el modelo MCOC es el adecuado, en relación al modelo de EA.

Por su parte, el contraste de Hausman, que establece la hipótesis nula de que el modelo de EA es consistente, en contra del modelo de EF, arrojó un valor p no significativo al nivel del 1 %, lo que indica que no puede rechazarse la hipótesis nula. No obstante, los tres modelos pueden considerarse robustos y confiables. Por lo tanto, en el análisis de los resultados obtenidos se consideraron tanto el modelo 2 (EF) como el modelo 3 (EA).

En las tablas 1 y 2 se presentan los principales resultados:

Tabla 1. Resumen de resultados

	Modelo 1: MCOC	Modelo 2: EF	Modelo 3: EA (MCG)
Const	0,00789893*** (0,00174765)	0,0100220*** (0,00289256)	0,00789893*** (0,615573)
$\ln Y_{it}$	0,776916*** (0,0477287)	0,758358*** (0,0549217)	0,776916*** (0,0477287)
R_{it}	0,000104325 (0,000132880)	-5,99150e-05 (0,000305091)	0,000104325 (0,000132880)

Nota. Variable dependiente: $\ln \text{Cit}$. *** significativo al nivel del 1 %. Desviaciones típicas robustas, desviaciones típicas entre paréntesis.
Fuente: elaboración propia.

Tabla 2. Contrastes de Breusch-Pagan y de Hausman

Contraste de Breusch-Pagan: Hipótesis nula: [Varianza del error específico a la unidad = 0] Estad. de contraste asintótico: Chi-cuadrado (1) = 0,0184937 con valor p = 0,891828
Contraste de Hausman: Hipótesis nula: [Los estimadores de MCG son consistentes] Estad. de contraste asintótico: Chi-cuadrado (2) = 3,74745 con valor p = 0,15355

Fuente: elaboración propia.

Tanto el modelo de EF como el de EA cuentan con poder explicativo y resultados muy similares. En ambos casos, la variable ingreso corriente (Y_{it}) presenta un coeficiente

de signo positivo estadísticamente significativo al nivel del 1 %. Teniéndose en cuenta que la ecuación se especificó en versión logarítmica, los coeficientes indican que ante un aumento de 1 % en el ingreso corriente, el consumo corriente (C_{it}) se incrementa en 0,758358 % en el modelo 2 (EF) y en 0,776916 % en el caso del modelo 3 (EA).

En relación con la variable explicativa tasa de interés real (R_{it}), en ambos modelos el valor p indica que la hipótesis nula de no significatividad individual no puede ser rechazada, por lo cual sus coeficientes no son estadísticamente significativos.

4. Discusión

Mediante la técnica de datos panel se obtuvo la estimación de la función de consumo planteada para los 14 países latinoamericanos y caribeños considerados en el periodo 2004-2023. Mediante el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios, el ingreso corriente presenta una fuerte relación con el consumo indicando su coeficiente que por un aumento en el ingreso del 1% el consumo de los hogares se incrementaría en 0.76% en el modelo de efectos fijos y en 0.78% en el modelo de efectos aleatorios. Se verifica así una relación inelástica concordante con lo planteado por la teoría keynesiana.

Con relación a los resultados obtenidos, ciertos estudios empíricos señalan que solo una reducida parte de la conducta del consumidor es explicada por las teorías de la renta permanente y del ciclo vital. Las principales razones de esto serían que los individuos no fueran tan previsores, el deseo de dejar herencia, los planes de jubilación y los límites a los préstamos financieros (Ángel, 2012).

Sobre las restricciones para el endeudamiento, Farmer (1999) asevera que, si bien los economistas keynesianos están de acuerdo en que los hogares utilizan el mercado de capitales para suavizar los ingresos, no lo están en la noción de que el mercado funcione lo bien que podría. Si funcionara correctamente, señalan que el consumo debería ser menos volátil de lo que realmente es, y la razón de que no lo sea sería la dificultad para prestar dinero por parte de las familias.

En otro orden, debe señalarse que la premisa asumida por Friedman en su teoría de la renta permanente es que las familias ajustan su gasto a variaciones en sus expectativas de ingresos a largo plazo, eludiendo los cambios transitorios en sus ingresos corrientes. Pero la renta permanente no es observable y depende de las expectativas del ingreso futuro, teniendo que considerarse la formación de expectativas en su medición (Liquitaya, 2013).

De hecho, Licitaya (2013) verifica la pertinencia de una función de consumo bajo la hipótesis de la renta permanente y el proceso de formación de expectativas adaptables en 19 países de América Latina para el período 1990-2010, y obtiene una elasticidad-consumo en el corto plazo respecto al ingreso corriente menor que la de largo plazo respecto al ingreso permanente. Sin embargo, resalta que, de acuerdo con la evidencia, los hogares no suavizan su gasto en consumo ante variaciones de su ingreso corriente en todos los casos.

Otro estudio que estima una función de consumo agregado para la economía de Ecuador durante el periodo 2000-2018 concluye que el gasto de consumo de los hogares responde más a los cambios en el ingreso permanente que a los cambios en el ingreso transitorio, evidencia en favor de la hipótesis de la renta permanente (Solano y Banderas, 2019). Por otra parte, Ruperti et al. (2019), en un análisis de la relación entre consumo e ingreso permanente per cápita para Ecuador en el período 1950-2014, concluyen que existe una relación robusta a corto y largo plazo según el marco keynesiano.

En una investigación sobre el consumo en Colombia, Casas y Gil (2011) examinan las hipótesis de Keynes, Friedman, Modigliani y Hall. Concluyen que en el periodo 2000-2010, la hipótesis keynesiana es útil para el estudio de la política económica a corto plazo, y la de Friedman, con expectativas adaptativas, resulta más consistente a largo plazo que la de Modigliani y la de Hall.

En países desarrollados, investigaciones de importancia, como la asociada a Robert Hall, afirman que el consumo responde fuertemente a los cambios permanentes en los hogares estadounidenses, pero la respuesta a ingresos transitorios es claramente positiva (Hall y Mishkin, 1980). En el mismo sentido, Campbell y Mankiw (1991), en un estudio para datos de Estados Unidos, Reino Unido, Canadá, Francia y Suecia, argumentan que el consumo no solo responde al ingreso permanente, sino también a los cambios en el ingreso corriente, y no hallan evidencia de que las tasas de interés reales afecten al consumo.

Otras investigaciones también comprueban la teoría de la renta permanente en la población estadounidense en la década de 1990, centrando el análisis del consumo como una función que utiliza tanto el gasto y el tiempo como insumos (Aguiar y Hurst, 2004). Lo mismo ocurre con las demás hipótesis; por ejemplo, Johnsson y Kaplan (2000) concluyen que los resultados de una estimación de una función de consumo para Suecia son consistentes con la hipótesis del ciclo vital, e Ianole y Druica (2015) verifican el cumplimiento de la tesis keynesiana para un panel de datos de países de Europa.

5. Conclusiones

A través de la técnica de datos de panel, en este trabajo se estima una función de consumo para 14 países latinoamericanos y caribeños en el periodo 2004-2023. De acuerdo con los resultados obtenidos, tanto con el modelo de efectos fijos como mediante el modelo de efectos aleatorios, se verifica una fuerte relación entre el consumo y el ingreso corriente exclusivamente, no pudiéndose constatar el planteamiento de la hipótesis de la renta permanente en el corto plazo. Con relación al ingreso corriente, los resultados indican coeficientes estadísticamente significativos con una relación positiva e inelástica, concordante con lo planteado por Keynes.

Diversos autores, además de comprobar la teoría keynesiana, han confirmado tanto la hipótesis de la renta permanente como la del ciclo vital para países en vías de desarrollo de América Latina y el Caribe, y para países desarrollados de otras regiones. En este sentido, debe considerarse la cuestión de que el ingreso permanente no es observable y depende de las expectativas del ingreso futuro, y lo relativo a las restricciones de liquidez de las familias.

Teniendo en cuenta los aportes que la investigación empírica puede brindar a la mejor comprensión del consumo, es recomendable profundizar en las metodologías para su medición y explorar diversos modelos del comportamiento del consumo en América Latina y el Caribe.

Referencias

- Aguiar, M., & Hurst, E. (2004). *Consumption vs. expenditure* (NBER Working Paper No. 10307). National Bureau of Economic Research. <http://www.nber.org/papers/w10307>
- Ángel, A. (2012). La función consumo: Síntesis y perspectivas. *Revista Universidad EAFIT*, 35(115), 41-55. <https://publicaciones.eafit.edu.co/index.php/revista-universidad-eafit/article/view/1057>
- Banco Mundial (BM). (2023). *Indicadores del desarrollo mundial*. <https://databank.worldbank.org>
- Baronio, A. y Vianco, A. (2014). *Datos de panel*. Departamento de Matemática y Estadística, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Río Cuarto.
- Campbell, J., & Mankiw, G. (1991). The response of consumption to income: A cross-country investigation. *European Economic Review*, 35(4), 723-756. Elsevier Science Publishers B.V. https://scholar.harvard.edu/files/mankiw/files/response_of_consumption.pdf
- Casas, J. y Gil, J. (2011). Evidencia empírica de la teoría del consumo para Colombia (2000-2010). *Apuntes del CENES*, 30(52), 59-86.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal). (2014). *Tendencias y riesgos del consumo en América Latina y el Caribe: Pactos para la igualdad, hacia un futuro sostenible*. <https://www.cepal.org/es/infografias/tendencias-riesgos-consumo-america-latina-caribe>

- Dornbusch, R. y Fischer, S. (1994). *Macroeconomía* (6.^a ed.). McGraw-Hill.
- Farmer, R. (1999). *Macroeconomics*. South-Western College Publishing.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis* (5^a ed.). Pearson Education, Inc.
- Hall, R. E., & Mishkin, F. S. (1980). The sensitivity of consumption to transitory income: Estimates from panel data on households (NBER Working Paper N°. 505).
- National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w0505/w0505.pdf
- Ianole, R., & Druica, E. (2015). Testing the Keynesian consumption hypothesis on European panel data. *Project SOCERT: Knowledge Society, Dynamism Through Research*, 2015.
- Johnsson, H., & Kaplan, P. (2000). *An econometric study of private consumption expenditure in Sweden* (Working Paper N°. 70). National Institute of Economic Research. https://www.konj.se/download/18.4bf39736154c6660a10972b2/1463753475524/WP_70.pdf
- Keynes, J. M. (2001). *Teoría general de la ocupación, el interés y el dinero* (3.^a ed., E. Fondo de Cultura Económica, Trad. de la obra original de 1936, *The General Theory of Employment, Interest and Money*). Fondo de Cultura Económica.
- Liquitaya, J. (2013). La teoría del ingreso permanente: Análisis empírico de 19 países latinoamericanos. *Denarius*, 27, 43. <https://denarius.izt.uam.mx/index.php/denarius/article/view/78>
- Mayorga, M. y Muñoz, E. (2000). *La técnica de datos de panel: Una guía para su uso e interpretación*. Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica.
- Monges, F. (2000). *Macroeconomía*. AGR Servicios Gráficos.
- Rupert, J., Zambrano, C. y Molero, L. (2019). Estimación de corto y largo plazo de la función consumo keynesiana para Ecuador: Período 1950-2014. *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, 25(3), 152-171.
- Sachs, J. y Larraín, F. (1994). *Macroeconomía en la economía global* (1.^a ed.). Prentice Hall Hispanoamericana.
- Solano, J. y Banderas, V. (2019). La hipótesis del ingreso permanente y la función de consumo de Ecuador: Evidencia para el periodo 2000-2018. *INNOVA Research Journal*, 4(3.2), 1-14. <https://revistas.uide.edu.ec/index.php/innova/article/view/1025>

Anexo

Modelo 1: MCOC

Variable dependiente: d_l_Cit - Standard errors clustered by unit

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
Const	0,00789893	0,00174765	4,520	0,0006 ***
d_l_Yit	0,776916	0,0477287	16,28	5,02e-010 ***
Rit	0,000104325	0,000132880	0,7851	0,4465
Media de la vble. dep.	0,032170	D.T. de la vble. dep.		0,037520
Suma de cuad. residuos	0,093411	D.T. de la regresión		0,018846
R-cuadrado	0,749601	R-cuadrado corregido		0,747697
F(2, 13)	206,4703	Valor p (de F)		1,41e-10
Log-verosimilitud	680,4766	Criterio de Akaike		-1354,953
Criterio de Schwarz	-1344,203	Crit. de Hannan-Quinn		-1350,634
rho	0,011455	Durbin-Watson		1,880448

Nota. Contraste de normalidad de los residuos - Hipótesis nula: [El error tiene distribución Normal]. Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 91,4719 con valor p = 1,37131e-20.

Modelo 2: EF

Variable dependiente: d_l_Cit - Standard errors clustered by unit

	Coefficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	0,0100220	0,00289256	3,465	0,0042 ***
d_l_Yit	0,758358	0,0549217	13,81	3,82e-09 ***
Rit	-5,99150e-05	0,000305091	-0,1964	0,8473
Media de la vble. dep.	0,032170	D.T. de la vble. dep.		0,037520
Suma de cuad. residuos	0,088480	D.T. de la regresión		0,018813
R-cuad. MCVF (LSDV)	0,762820	R-cuadrado 'intra'		0,734794
Log-verosimilitud	687,6902	Criterio de Akaike		-1343,380
Criterio de Schwarz	-1286,044	Crit. de Hannan-Quinn		-1320,346
rho	-0,054557	Durbin-Watson		1,981392

Nota. Contraste de normalidad de los residuos - Hipótesis nula: [El error tiene distribución Normal]. Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 126,051 con valor p = 4,24927e-28.

Contraste conjunto de los regresores (excepto la constante) - Estadístico de contraste: F(2, 13) = 103,483 con valor p = P(F(2, 13) > 103,483) = 1,03591e-08

Contraste robusto de diferentes interceptos por grupos - Hipótesis nula: [Los grupos tienen un intercepto común] - Estadístico de contraste: Welch F(13, 96,3) = 1,48299 con valor p = P(F(13, 96,3) > 1,48299) = 0,137754

Modelo 3: EA (MCG)

Variable dependiente: d_l_Cit - Standard errors clustered by unit

	Coefficiente	Desv. Típica	Z	Valor p
const	0,00789893	0,00174765	4,520	6,19e-06 ***
d_l_Yit	0,776916	0,0477287	16,28	1,42e-059 ***
Rit	0,000104325	0,000132880	0,7851	0,4324
Media de la vble. dep.	0,032170	D.T. de la vble. dep.		0,037520
Suma de cuad. residuos	0,093411	D.T. de la regresión		0,018810
Log-verosimilitud	680,4766	Criterio de Akaike		-1354,953
Criterio de Schwarz	-1344,203	Crit. de Hannan-Quinn		-1350,634
rho	-0,054557	Durbin-Watson		1,981392
Varianza 'entre' (between)				0
Varianza 'dentro' (Within)				0,000353918
theta usado para quasi-demeaning (cuasi-centrado de los datos)				0
corr(y,yhat)^2				0,749601

Nota. Contraste de normalidad de los residuos - Hipótesis nula: [El error tiene distribución Normal]. Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 91,4719 con valor p = 1,37131e-20.
Contraste conjunto de los regresores (excepto la constante) - Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(2) = 412,941 con valor p = 2,14322e-90
Contraste de Breusch-Pagan - Hipótesis nula: [Varianza del error específico a la unidad = 0] - Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(1) = 0,0184937 con valor p = 0,891828
Contraste de Hausman - Hipótesis nula: [Los estimadores de MCG son consistentes] - Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(2) = 3,74745 con valor p = 0,15355

Contrastes de raíz unitaria y cointegración

Contraste de Dickey-Fuller para l_Cit con constante y tendencia
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1 \cdot t + (a-1) \cdot y(-1) + \dots + e$
H0: [Todos los grupos tienen raíz unitaria]
N = 14, Tmin = 17, Tmax = 19
Im-Pesaran-Shin $W_{\text{tbar}} = -0,95107$ [0,1708]
Meta-contrastes de Choi:
Chi-cuadrado inversa(28) = 47,0715 [0,0135]
Contraste de normalidad inversa = -0,9761 [0,1645]
Contraste Logit: $t(74) = -1,12496$ [0,1321]

Contraste de Dickey-Fuller para l_Yit con constante y tendencia
modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1 \cdot t + (a-1) \cdot y(-1) + \dots + e$
H0: [Todos los grupos tienen raíz unitaria]
N = 14, Tmin = 16, Tmax = 19
Im-Pesaran-Shin $W_{\text{tbar}} = -0,682754$ [0,2474]

Meta-contrastes de Choi:

Chi-cuadrado inversa(28) = 45,6622 [0,0189]

Contraste de normalidad inversa = -0,675555 [0,2497]

Contraste Logit: $t(74) = -0,644009$ [0,2608]

Contraste de Dickey-Fuller para Rit contraste con constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$

H0: [Todos los grupos tienen raíz unitaria]

N = 14, Tmin = 16, Tmax = 19

Im-Pesaran-Shin $W_{\text{tbar}} = -3,84774$ [0,0001]

Meta-contrastes de Choi:

Chi-cuadrado inversa(28) = 83,546 [0,0000]

Contraste de normalidad inversa = -4,32473 [0,0000]

Contraste Logit: $t(74) = -5,11665$ [0,0000]

Contraste de cointegración (Kao)

cointp_Kao(l_Cit, l_Yit, Rit, 1, 1, 1)

out (2 x 2)

unadj.DF: stat -0,43387 left_pval 0,33219

unadj.modDF: stat -1,4616 left_pval 0,071932

Business Expectations and Gender Differences: The Case of SMEs in Panama

Expectativas de las empresas y diferencias de género: el caso de las pymes en Panamá

CARLOS LIARD MURIENTE*

* Professor and Chair of the Economics Department. Central Connecticut State University, Economics Department. liardcaf@ccsu.edu. <https://orcid.org/0000-0002-2162-7000>

Abstract

Panama, located at the crossroads of the Americas, has experienced robust economic growth and political stability in recent years, making it an attractive destination for foreign investment. Small and medium-sized enterprises (SMEs) are the backbone of any economy. They contribute significantly to job creation, income generation, and economic growth. Similarly, in Panama, SMEs play a similar role. The purpose of this paper is twofold: firstly, to analyze the relationship between the business environment and business expectations among SMEs in Panama; and secondly, to test the hypothesis that women leaders are more likely to have lower business expectations. Using data from the World Bank, we implement a Tobit Regression Model and find that women-led firms are more likely to have negative expectations, relative to their counterparts.

Keywords: SMEs, entrepreneurship, business expectations, gender differences.

Resumen

Panamá, ubicada en el punto medio de las Américas, ha experimentado un sólido crecimiento económico y estabilidad política en los últimos años, lo que la convierte en un destino atractivo para la inversión extranjera. Las pequeñas y medianas empresas (pymes) son la columna vertebral de cualquier economía. Contribuyen significativamente a la creación de empleo, la generación de ingresos y el crecimiento económico. En Panamá, las pymes desempeñan un papel similar. El objetivo del estudio tiene dos propósitos. Primero, analizamos la relación entre el ambiente y las expectativas empresariales en las pymes en Panamá, y desde esta perspectiva también examinamos la validez de la hipótesis que establece que en el ámbito empresarial las mujeres tienden a expresar expectativas negativas en comparación con los hombres. Utilizando datos del Banco Mundial, implementamos un modelo de regresión de Tobit para evaluar la validez de esta hipótesis. Los resultados confirman que las empresas dirigidas por mujeres tienen más probabilidades de tener expectativas negativas en comparación con sus contrapartes.

Palabras clave: pymes, emprendimiento, expectativas de las empresas, diferencias de género.

1. Introduction

Panama, located at the crossroads of the Americas, has experienced robust economic growth and political stability in recent years, making it an attractive destination for foreign investment. Panama has maintained strong and consistent GDP growth over the past decade, which is primarily driven by its dynamic service sector, particularly finance, commerce, and logistics. As was the case elsewhere, the Covid-19 pandemic had a negative impact, and Panama's economy has been on the road to recovery since then. Panama's strategic location as a global trade hub through the Panama Canal and the Colón Free Trade Zone has allowed large, as well as small and medium-sized enterprises (the focus of this paper), to have access to international markets, and export opportunities.

Small and medium-sized enterprises (SMEs) are the backbone of any economy. They contribute significantly to job creation, income generation, and economic growth. Similarly, in Panama, SMEs play a similar role. However, they face several challenges, such as limited access to finance, high taxes, bureaucratic procedures, and inadequate infrastructure. SMEs in Panama are defined as firms with fewer than 100 employees and an annual turnover of less than \$10 million. They represent over 90% of all businesses in the country and account for 60% of total employment. Most SMEs are micro-enterprises, with fewer than ten employees. They operate in various sectors, including retail, manufacturing, agriculture, tourism, and services (Vargas, 2021).

Using data from the World Bank, we implement a Tobit Regression Model to analyze the relationship between the business environment and business expectations among SMEs in Panama. We also try to test the hypothesis that women leaders (female managers/owners) are more likely to have lower business expectations than their counterparts (Haus et al., 2013; Zampetakis et al., 2016; Ward et al., 2019).

2. Entrepreneurship, SMEs, and Business Expectations

While often described as a tool for poverty reduction and employment creation (Easterly, 2006; Patzelt, 2011), entrepreneurship at its core is the art of taking advantage of opportunities (Liard-Muriente, 2023). This is particularly true in countries that lack the resources to confront social and economic problems (Valente, 2010). Consequently, SMEs become the default economic engine with significant influence over the GDP's growth rate and structure (Ganji and Metzker, 2021).

Many factors contribute to the emergence of SMEs. Chief among these, as Cepel et al. (2018), explain economic factors (e.g., macroeconomic environment, monetary

policy, and financing). Furthermore, technological, political, and social factors also play key roles (Cicea and Marinescu, 2019; Hema et al., 2019; and Gavurova, 2019).

More recently, the focus on SMEs has shifted from a catalyst of domestic development to one of global expansion opportunities and potential rival to established international businesses (HSBC, 2016; and Child et al., 2022). Although it might sound counterintuitive, as Jones (1999) explains, the internationalization process of SMEs does not necessarily follow a series of steps. While the exports avenue seems like the logical path, there are significant stumbling blocks along that path, such as foreign trade regulations and competition with SMEs from the importing country (Laufs and Schwens, 2014; Stoian et al., 2018).

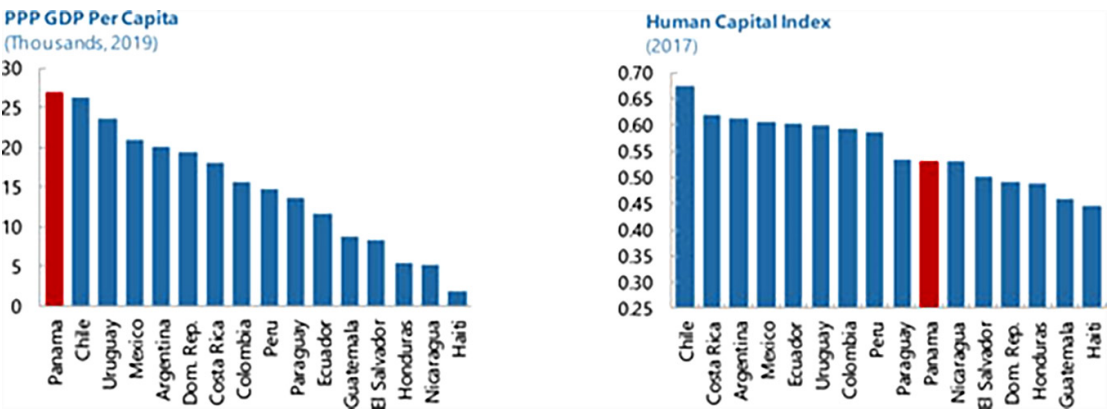
While the internationalization avenue might present itself as the next logical step in countries with reliable infrastructure and institutions, SMEs will continue to be the default prime mover for development and growth in developing countries (Liard-Muriente, 2022). Among other things, developing countries rely on SMEs for growth, employment, and the nurturing of entrepreneurial skills. At the same time, as Mwiki et al. (2018) explain, SMEs confront significant challenges, including the impact of globalization on the domestic business environment. Additional challenges include sluggish productivity, financial constraints, an adverse regulatory environment, political instability, ineffective infrastructure, as well as a heavy regulatory burden (Subhan et al., 2014). And now we must add responding and recovering from a global pandemic to the list of challenges. As Eniola and Ineba Decster (2022) explain, Covid-19 will continue to have a devastating and demoralizing impact on SMEs, particularly on their workforce. Therefore, as Nuwagaba (2015) argues, any strategic development plan should focus on investing in SMEs because, among other things, they play a critical role in both employment creation and income generation.

In terms of business expectations, SME managers are generally considered to have more positive business expectations than larger firms due to their flexibility, innovation, and agility. According to the European Commission (2019), SME managers tend to have a more positive outlook on their businesses than managers of larger firms, with 58% of SMEs' managers reporting positive business expectations compared to 50% of managers from large enterprises. Moreover, as confirmed by a 2019 report from the Organization for Economic Co-operation and Development (OECD), SMEs tend to have higher levels of business expectations than larger firms, particularly in terms of growth prospects. At the same time, a survey by American Express and Oxford Economics (2019) found that small business owners in the United States are generally optimistic about their business prospects, with 67% of respondents reporting that they expect their revenues to increase in the coming years. Overall, while there may be variations among different studies and regions, SMEs' managers genera-

lly tend to have higher positive business expectations relative to their counterparts in larger firms. However, while SMEs’ managers tend to be more optimistic, as Exley and Neilsen (2024) explain, a gender gap in confidence and consequently expectations exist. For example, according to Blau and Kahn (2017), women tend to be underrepresented in fields that are perceived to be male-dominated. Hernandez-Arenaz and Iriberry (2019) have documented a gender gap in the willingness to negotiate, while Croson and Gneezy (2009) have shown a gender gap in risk preferences. Additionally, Grossman, Eckel, Komai, and Zhan (2019) found that female leaders tend to be less remunerated than male leaders of the same caliber. Finally, female leaders tend to negotiate less even in female dominated fields (Biasi and Sarsons, 2022). Thus, all else being equal among SMEs, it is our hypothesis that women leaders would tend to have lower business expectations.

3. Panama’s Business Environment

According to a 2023 report from the International Monetary Fund (IMF), Panama’s macroeconomic performance has been remarkably strong, mainly because of a strong capital accumulation leading to even stronger economic growth. As figure below shows, Panama has been the fastest-growing economy in the region for the past two decades.



Source: IMF (2023).

Figure. Panama Per Capita GDP and HCI relative to other countries in Latin America

As expected, this impressive track record has yielded a significant reduction in poverty and a strong middle class, with the poverty rate decreasing from 35.5% in 2000 to just 14.1% in 2017, as shown in Table 1.

Table 1. Poverty and inequality

Poverty and Inequality in Panama						
		1989	2000	2005	2010	2017
Inequality	Gini coefficient	58.9	56.8	53.8	51.6	49.9
Poverty*	(2011 PPP, % of population)	50.3	35.5	34.8	21.8	14.1
Extreme Poverty**	(2011 PPP, % of population)	23.9	12.4	10.0	4.5	2.5
Poverty in Latin America and the Caribbean						
		1990	1999	2005	2010	2015
Poverty	(2011 PPP, % of population)	49.3	47.0	40.9	31.1	26.3
Extreme poverty	(2011 PPP, % of population)	14.8	13.5	9.9	6.2	3.9

Source: IMF (2023).

Note. *Poverty headcount ratio at \$5.50 a day. **Poverty headcount ratio at \$1.90 a day.

Following a 2022 report from the International Labor Organization (ILO), Panama’s economy has been one of the most dynamic in the world. For instance, Panama’s economy’s annual average growth was 7% between 2004 and 2008, in contrast to the 3.3% for Latin America. Still, the pandemic put a dent in growth, and with that, poverty and inequality began to expand. Panama now has one of the highest inequality rates among Latin American countries with a Gini coefficient of 50.5 (46.2 for Latin America).

In terms of employment, as the ILO (2022) explains, approximately two million individuals were actively participating in the economy during pre-pandemic years, with women capturing the lion’s share of the increase in participation between 2014 and 2019. However, the pandemic had a significant negative impact on employment opportunities. The unemployment rate reached 18.1% in 2020, a threefold increase. Entrepreneurial activities, already expanding before the arrival of the pandemic, continue growing. Here, the number of women joining the entrepreneurial class has been significant. Since 2011, the number of women working on their own has increased by 25%, with the number of women owning businesses increasing by 21%.

4. SMEs in Panama

According to the World Bank (2020), Panama ranks 86th out of 190 economies in the ease of doing business, with access to finance being a significant challenge for SMEs in Panama, forcing most to rely on informal sources of finance to start or expand their businesses. In accordance with the World Bank (2020), only 33% of SMEs in Panama have access to formal financing. Formal sources of finance, such as banks, are often reluctant to lend to SMEs due to their perceived high risk.

Vargas (2021) found that more than 90% of the firms in Panama are SMEs and generate 56% of the employment. The business environment for SMEs in Panama, as is the case elsewhere, has both strengths and weaknesses. On the one hand, Panama's strategic location, stable political climate, and business-friendly regulatory framework make the country a fertile ground for entrepreneurs looking to start or expand their businesses. On the other hand, SMEs in Panama face challenges such as limited access to financing, high operational costs, and a shortage of skilled labor. The country has made significant strides in recent years to create an environment conducive to SMEs' growth. The Panamanian government has been proactive in implementing policies and programs to support SMEs. These include financial incentives, access to credit, and simplified regulatory procedures to start and operate businesses. In spite of this, Panama's dependence on international trade and financial services exposes SMEs to global economic fluctuations and market uncertainties.

As Palma and García (2018) explain, while the rate of new entrants is relatively high in Panama, the sustainability of entrants is low. In other words, many new SMEs are created, but only about a third of those manage to survive. Despite the challenges, there are still opportunities for SMEs in Panama, particularly in the tourism, logistics, and agriculture sectors.

5. Gender Gaps and SMEs in Panama

According to Fang et al. (2022), women-led enterprises tend to flourish in countries with welcoming business environments (e.g., rule of law and gender equality), stronger individualistic culture, and small firms. Nevertheless, women-led firms tend to have lower levels of productivity and growth.

Following the IMF (2023), gender inequality in Panama is high relative to other countries in the region. Women's lives and opportunities have significantly improved since 2000, with the country experiencing an increase in life expectancy, better access to healthcare and sanitation, a decrease in female unemployment rates, and an increase in access to high-level positions for women. However, Panama ranked 108 out of 160 countries in gender equality in 2017. Besides, according to the ILO (2017), women in Latin America are outshining men in terms of tertiary educational attainment, and Panama is not an exception. As reported by ILO (2022), women entrepreneurs in Panama have higher levels of education relative to their male counterparts. Also, they self-report lower levels of knowledge and experience to start a business. For example, while 40% of the women have a college education relative to 35% of men, 67% of women report having enough knowledge and experience to start a business relative to 78% of men. Thus, the glass ceiling remains entrenched with potential negative consequences in terms of business expectations and economic expansion.

6. Data and Methodology

Using a proprietary dataset from the World Bank, we are trying to understand the drivers of positive business expectations among SMEs and, all else being equal, we are trying to validate our hypothesis that women leaders (female managers/owners) are more likely to have lower business expectations than their counterparts.

The World Bank has been conducting firm-level surveys to analyze the impact of Covid-19 in the private sector via its Enterprise Analysis Unit. When deploying a survey, the World Bank targets the population of all registered establishments with at least five employees. In the case of Panama, the sample contains 300 establishments with interviews conducted between May 24th and June 28th, 2021. The sample for Panama follows a stratified random sampling methodology, which is superior to the simple random sampling approach because all sub-groups of the population would be represented in the final sample, allowing us to obtain robust estimates.

According to the data obtained from the World Bank, 83% of the firms in the sample are SMEs. In terms of sectoral dynamics, 40% of the firms are in the “Other Services” category, 35% in Manufacturing, and 25% in Retail. Approximately 35% of firms are run by women, with women accounting for 45% of all full-time workers as well. Nearly 95% of the firms remained open during the Covid-19 pandemic. However, only 14% of firms experienced an increase in sales. Almost half of the firms created an online presence during the Covid-19 pandemic, with the same proportion of the firms moving operations online during the same period. Close to 60% of the firms experienced an increase in production costs. Finally, 85% of firms received no government assistance.

The survey asks managers/owners: “What is the probability that your business will be in a better position in the next six months relative to your current position?”. This is our dependent variable (Better). The observed range of this variable is censored, and for that reason, we implement a Tobit model.

A Tobit model is a statistical methodology that is specifically designed to address the problem of censored data. Censoring in this context means that we have observations that fall below or above a certain threshold and are recorded only as being less than or greater than that threshold. Thus, this method would allow us to estimate the parameters while accounting for the presence of censored or truncated observations. In accordance with Greene (2018), the general formulation is given by:

$$y_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i, \quad (1)$$

$$y_i = 0 \text{ if } y_i^* \leq 0, \quad (2)$$

$$y_i = y_i^* \text{ if } y_i^* > 0. \quad (3)$$

In our case, when y_i^* is positive, we observe the actual value of y_i^* , and when y_i^* is non-positive, we only observe it as zero. This binary nature of the outcome variable is what makes the Tobit model distinct from traditional linear regression. In Olsen's (1978) view, with $\gamma = \beta/\sigma$ and $\theta = 1/\sigma$, the log-likelihood is as follows:

$$\ln L = \sum_{y_i > 0} -\frac{1}{2} [\ln(2\pi) - \ln \theta^2 + (\theta y_i - x_i' \gamma)^2] + \sum_{y_i = 0} \ln [1 - \Phi(x_i' \gamma)] \quad (4)$$

In essence, the Tobit Regression Model (TRM) is a powerful tool for handling censored or truncated dependent variables in regression analysis. It would allow us to consider the limitations in the data due to censoring and would provide estimates for the underlying relationships between variables.

In terms of our control variables, reported by Mukosa (2021), a key element to confronting challenges that emerge while conducting businesses is resiliency. We adopt the concept of resiliency by using three control variables: 1. We measure adaptation, as a form of resiliency, by employing a discrete variable (BusOnline) that controls for the fact that some businesses moved operations online; this variable also controls for the pattern presented by Lechuga and Chavarria (2020) regarding changes in consumption patterns during the pandemic; 2. We approximate resiliency as well with another discrete variable that controls for whether firms were able to “ride the wave” by remaining open (FirmOpen); 3. Our last discrete variable that captures the spirit of resiliency is if the firm reported an increase in operation costs (ProductCost). We adjust for sectoral effects as well as firm size. Finally, following Fang et al. (2022), we control for gender differences (TopManagerFem) by distinguishing women-led firms to capture any potential gender differences in business expectations.

7. Results

Table 2 shows the results of the TRM targeting **Better** as the dependent variable with the above-mentioned controls.

Table 2. Regression Results

Dependent Variable: BETTER				
Method: ML - Censored Normal (TOBIT, Newton-Raphson / Marquardt steps)				
Included observations: 292				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-4.205.743	1.287.957	-3.265.436	0.0011
BusOnline	6.828.700	3.050.793	2.238.336	0.0252
FirmOpen	7.076.112	1.194.579	5.923.519	0.0021
Manufacturing	2.007.305	4.192.030	0.478839	0.6321
OtherServices	6.610.016	3.912.955	1.689.265	0.0912
Medium	1.740.209	5.963.659	2.918.022	0.0035
Small	6.658.821	3.979.282	1.673.373	0.0543
ProductCostUp	-4.714.733	3.053.082	-1.544.254	0.0225
TopManagerFem	-8.482.434	3.496.624	-2.425.892	0.0153

Note. Results obtained with EViews statistical software.

Source: own elaboration..

As Table 2 shows, we obtained similar results to Mukosa (2021) regarding resiliency. In other words, our controls capturing resiliency are all statistically significant and present the expected correlation with business expectations. In fact, firms that remained open and moved operations online are more likely to have better business expectations than those firms that did not. Also, those firms weathering the storm and experiencing increases in operational costs are less likely to have positive business expectations. We found no statistically significant differences among sectors. However, there are strong correlations between firm size and business expectations, with both small and medium-sized firms showing positive estimates. Similarly, our findings align with the results to the European Commission (2019), OECD (2019), and American Express and Oxford Economics (2019), as well as Fang et al. (2022). In particular, women-led firms are more likely to have negative expectations relative to their counterparts.

8. Final Remarks

Panama has maintained strong and consistent GDP growth over the past decade. However, the COVID-19 pandemic had a negative impact, and Panama’s economy has been on the road to recovery since then. As in other countries, small and medium-sized enterprises (SMEs) are the backbone of Panama’s economy. In Panama, SMEs represent over 90% of all businesses and account for 60% of total employment. As a result, they face several challenges, such as limited access to finance, high taxes, bureaucratic procedures, and inadequate infrastructure.

SME managers are generally considered to have more positive business expectations than larger firms due to their flexibility, innovation, and agility. Nonetheless, a gender gap exists regarding business expectations. As explained above, not only do women tend to be underrepresented in fields that are perceived to be male-dominated, but a gender gap exists in the willingness to negotiate and in risk preferences. Also, female leaders tend to negotiate less, even in female-dominated fields. Women entrepreneurs in Panama have higher levels of education relative to their male counterparts. Nevertheless, they self-report lower levels of knowledge and experience to start a business. We demonstrated a significant difference in business expectations between female managers/owners and male managers/owners. As a consequence, we obtained similar results to Exley and Neilsen (2024). Our results also validated previous findings regarding resiliency (Mukosa, 2021), firm size, and business expectations (European Commission, 2019; OECD, 2019; American Express and Oxford Economics, 2019). Potential culprits behind the gender gap in business expectations in our findings point to the fact that women-led businesses often face more challenges in securing funding, which can limit their ability to invest in technology and other productivity-enhancing tools (Morazzoni and Sy, 2022); that women entrepreneurs may have less access to established business networks and markets compared to their male counterparts (Mickiewicz and Nguyen, 2024); that societal biases can lead to perceptions of women as less capable leaders, impacting their ability to attract talent and secure advantageous business deals (Martínez-Zarzoso, 2023); and that women often face additional family responsibilities which could affect their ability to dedicate full focus to business operations (Cirera et al., 2024).

References

- American Express & Oxford Economics. (2019). SME Pulse 2019: Strategies to boost the bottom line. https://www.americanexpress.com/content/dam/amex/nl/business/Documents/AmexOxfordEconomics_SME_strategies_2019_WEB.pdf
- Biasi, B., & Sarsons, H. (2022). Flexible wages, bargaining, and the gender gap. *The Quarterly Journal of Economics*, 137(1), 215–266. <https://doi.org/10.1093/qje/qjab042>
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2017). The gender wage gap: Extent, trends, and explanations. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 789–865. <https://doi.org/10.1257/jel.20160995>
- Cepel, M., Stasiukynas, A., Kotásková, A., & Dvorský, J. (2018). Business environment quality index in the SME segment. *Journal of Competitiveness*, 10(1), 21–40. <https://doi.org/10.7441/joc.2019.01.02>
- Cirera, X., Cruz, M., Martins-Neto, A., Kyungmin, L., & Nogueira, C. (2024). The role of technology in reducing the gender gap in productivity. World Bank Policy Research Working Paper, 10771. <http://documents.worldbank.org/curated/en/099701005152432429/IDU19d64fdd31725014bd11a04b1ee26fb7aba61>
- Child, J., Karmowska, J., & Shenkar, O. (2022). The role of context in SME internationalization: A review. *Journal of World Business*, 57(1), Article 101238. <https://doi.org/10.1016/j.jwb.2021.101238>

- Cicea, C., & Marinescu, P. (2019). Determinants of SMEs' performance: Evidence from European countries. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 32(1), 1602–1620. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2019.1636699>
- Croson, R., & Gneezy, U. (2009). Gender differences in preferences. *Journal of Economic Literature*, 47(2), 448–474. <https://doi.org/10.1257/jel.47.2.448>
- Easterly, W. (2006). *The white man's burden: Why the West's efforts to aid the rest have done so much ill and so little good*. Penguin Press.
- Eniola, A. A., & Ineba Decster, H. (2022). Entrepreneurship-based SME strategies: The sustainability and prosperity in the pandemic period. In A. A. Eniola (Ed.), *Entrepreneurship and post-pandemic future* (pp. 75–95). Emerald Publishing. <https://doi.org/10.1108/S2040-724620220000012005>
- European Commission. (2019). *Annual report on European SMEs 2018/2019*. <https://ec.europa.eu/docsroom/documents/43885/attachments/1/translations/en/renditions/native>
- Exley, C., & Nielsen, K. (2024). The gender gap in confidence: Expected but not accounted for. *American Economic Review*, 114(3), 851–885. <https://doi.org/10.1257/aer.20201729>
- Fang, S., Goh, C., Roberts, M., Xu, C., & Albert, Z. (2022). Female entrepreneurs and productivity around the world: Rule of law, network, culture, and gender equality. *World Development*, 154, Article 105773. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2022.105773>
- Ganji, S., & Metzker, Z. (2021). SME development: International factors and Covid-2019 effects in selected EU economies. *Pressburg Economic Review*, 1(1), 58–66. <https://doi.org/10.2478/pressburg-2021-0005>
- Gavurova, B. (2019). Impact of the state on business environment: Sectoral analysis. *Journal of International Studies*, 12(4), 244–257. <https://doi.org/10.14254/2071-8330.2019/12-4/17>
- Greene, W. (2018). *Econometric analysis*. Pearson.
- Grossman, P. J., Eckel, C. C., Komai, M., & Zhan, W. (2019). It pays to be a man: Rewards for leaders in a coordination game. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 161, 197–215. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2019.03.022>
- Haus, I., Steinmetz, H., Isidor, R., & Kabst, R. (2013). Gender effects on entrepreneurial intention: A meta-analytical structural equation model. *International Journal of Gender and Entrepreneurship*, 5(2), 130–156. <https://doi.org/10.1108/IJGE-11-2012-0039>
- Hema Priya, M., & Venkatesh, R. (2019). The paradoxical effect of drive factors on social entrepreneurship sustainability. *International Journal of Recent Technology and Engineering*, 8(2), 644–649.
- Hernandez-Arenaz, I., & Iriberry, N. (2019). A review of gender differences in negotiation. *Oxford Research Encyclopedia of Economics and Finance*. <https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190625979.013.464>
- HSBC. (2016). *Exporting for growth: The SME perspective*. London: HSBC Commercial Banking. <https://www.business.hsbc.uk/-/media/library/business-uk/pdfs/hsbc-exporting-for-growth-the-sme-perspective.pdf?la=en-GB>

- International Labor Organization. (2017). Women in business and management: Gaining momentum in Latin America and the Caribbean. <https://www.ilo.org/resource/news/women-business-and-management-gaining-momentum-latin-america-and-caribbean>
- International Labor Organization. (2022). Las mujeres en el desarrollo empresarial: Informe WED Panamá. <https://policycommons.net/artifacts/2656509/las-mujeres-en-el-desarrollo-empresarial/>
- International Monetary Fund. (2023). Panama: IMF Country Report No. 23/129. <https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2023/03/30/Panama-Selected-Issues-531631>
- Jones, M. V. (1999). The internationalization of small high-technology firms. *Journal of International Marketing*, 7(4), 15–41. <https://doi.org/10.1177/1069031X9900700403>
- Laufs, K., & Schwens, C. (2014). Foreign market entry mode choice of small and medium-sized enterprises: A systematic review and future research agenda. *International Business Review*, 23(6), 1109–1126. <https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2014.03.006>
- Lechuga N., & Hernandez Chavarria, J. (2020). Spring 2020: The impact of Covid-19 on consumption patterns and e-commerce in Durango, México. *Revista de Economía del Caribe*, 26. <https://doi.org/10.14482/ecoca.26.65883>
- Liard-Muriente, C. F. (2022). SMEs innovation in Zambia during the COVID-19 pandemic. *Empirical Economics Review*, 12(1-2), 10-21.
- Liard-Muriente, C. F. (2023). Adaptations, female labour participation, and innovation among SMEs in Zambia during the COVID-19 pandemic. *African Journal of Economic Review*, 11(4), 1-14.
- Martínez-Zarzoso, I. (2023). Female top managers and firm performance. *PLoS ONE*, 18(2), Article e0273976. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0273976>
- Mickiewicz, T., & Nguyen, B. (2024). In the company of cheerful ladies: Whether female entrepreneurs are more productive? *Small Business Economics*. <https://doi.org/10.1007/s11187-024-00929-9>
- Morazzoni, M., & Sy, A. (2022). Female entrepreneurship, financial frictions, and capital misallocation in the US. *Journal of Monetary Economics*, 129, 93–118. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2022.04.009>
- Mukosa, F. (2021). Challenges and opportunities of building resilient MSMEs in Zambia. *International Journal of Current Science Research and Review*, 4(10), 1244–1252. <https://doi.org/10.47191/ijcsrr/V4-i10-03>
- Mwika, D., Banda, A., Chembe, C., & Kunda, D. (2018). The impact of globalization on SMEs in emerging economies: A case study of Zambia. *International Journal of Business and Social Science*, 9(3), 59–68.
- Nuwagaba, A. (2015). Microfinancing of small and medium enterprises (SMEs) in Zambia. *International Journal of Business and Management Invention*, 4(8), 48–56.
- Olsen, R. J. (1978). Note on the uniqueness of the maximum likelihood estimator for the Tobit model. *Econometrica*, 46(5), 1211–1215.
- Organization for Economic Cooperation and Development. (2019). SME and entrepreneurship outlook 2019. <https://www.oecd.org/industry/smes/SME-Outlook-Highlights-FINAL.pdf>

- Palma de Bonilla, Y., & García Carrillo, A. (2018). Emprendimiento en Panamá: Una década de estadísticas GEM. *Revista PYMES, Innovación y Desarrollo*, 6(2), 45-58.
- Patzelt, H. A. (2011). Recognising opportunities for sustainable development. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 35(4), 631-652.
- Stoian, M., Dimitratos, P., & Plakoyiannaki, E. (2018). SME internationalization beyond exporting: A knowledge-based perspective across managers and advisers. *Journal of World Business*, 53(5), 768-779.
- Subhan, Q. A., Mahnood, T., & Sattar, A. (2014). Innovation and economic development: A case of small and medium enterprises in Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 52(2), 159-174.
- Valente, M. A. (2010). Public responsibility and private enterprise in developing countries. *California Management Review*, 52, 52-78.
- Vargas, P. (2021). Characterization of MYPES in Panama. *Actas del VI Congreso en Investigación, Desarrollo e Innovación de la Universidad Internacional de Ciencia y Tecnología*, 530-546. <https://doi.org/10.47300/978-9962-738-04-6-30>
- Ward, A., Hernández-Sánchez, B. R., & Sánchez-García, J. C. (2019). Entrepreneurial potential and gender effects: The role of personality traits in university students' entrepreneurial intentions. *Frontiers in Psychology*, 10, 2700. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02700>
- World Bank. (2020). Doing business 2020. <https://archive.doingbusiness.org/en/reports/global-reports/doing-business-2020>
- Zampetakis, L. A., Bakatsaki, M., Kafetsios, K., & Moustakis, V. (2016). Sex differences in entrepreneurs' business growth intentions: An identity approach. *Journal of Innovation and Entrepreneurship*, 5, 29. <https://doi.org/10.1186/s13731-016-0055-x>

Condiciones socioeconómicas y aseguramiento de agricultores del Oriente antioqueño

Socioeconomic Conditions and Insurance for Farmers in Eastern Antioquia

LUZ DOLLY LOPERA GARCÍA¹

JONATHAN ALEXANDER GÓMEZ VALENCIA²

LISARDO OSORIO QUINTERO³

FRANCISCO JAVIER AGUIRRE⁴

- ¹ Magíster en Salud Pública por la Universidad de Antioquia, Medellín (Colombia). Especialista en Administración Servicios de Salud por la Universidad de Antioquia. Economista por la Universidad de Antioquia. Profesora de cátedra e investigadora en la Facultad de Salud Pública de la Universidad de Antioquia, Medellín (Colombia). Grupo de Investigación Salud y Sociedad. dolly.lopera@udea.edu.co. <https://orcid.org/0000-0003-1242-0697>
- ² Profesional de Gerencia de Sistemas de Información por la Facultad de Salud Pública, Universidad de Antioquia, Medellín (Colombia). Coordinador de Sistemas de Información en Atenzia. jonataha.gomez@udea.edu.co. <https://orcid.org/0000-0003-2204-6395>.
- ³ Doctor en Salud Pública por la Universidad de Sao Paulo (Brasil). Magíster en Ciencias por la Universidad del Amazonas, Manaus (Brasil). Especialista en Gestión Ambiental por la Universidad de Sao Paulo. Biólogo por la Universidad de Antioquia, Medellín (Colombia). Profesor vinculado e investigador de la Facultad de Salud Pública de la Universidad de Antioquia, Medellín (Colombia). lisardo.osorio@udea.edu.co. <https://orcid.org/0000-0003-0496-6665>
- ⁴ Magíster en Gestión de Ciencia, Tecnología e Innovación por la Universidad de Antioquia, Medellín (Colombia). Economista por la Universidad Católica Luis Amigó, Medellín (Colombia). Especialista en Docencia Investigativa Universitaria por la Universidad Católica Luis Amigó. Profesor ocasional e investigador de la Facultad de Salud Pública de la Universidad de Antioquia, Medellín (Colombia). Grupo de Investigación Salud y Sociedad. francisco.aguirre@udea.edu.co. <https://orcid.org/0000-0002-6035-1211>



Resumen

Se describen y analizan aspectos socioeconómicos, de trabajo y seguridad social en 21 asociaciones legalmente constituidas de pequeños productores agropecuarios del Oriente antioqueño. Es un estudio descriptivo transversal, con aplicación de encuestas a 432 asociados y/o empleados y entrevistas semiestructuradas a representantes legales. Se observaron problemáticas de desempleo e inseguridad social. Se evidenció que el 70 % tenía bajo nivel de escolaridad; en salud, la cobertura fue de 94.7 % en hombres y 96.7 % en mujeres, sin embargo, con problemas de acceso; 6.6 % de hombres y 6.3 % de mujeres tenían cubiertos los riesgos laborales; 8.2 % de los hombres y 7.9 % de las mujeres estaban afiliados a pensiones.

Palabras clave: condiciones de trabajo, seguridad social, asociaciones, agricultura.

Clasificación JEL: J81, H55, D71, P32.

Abstract

This study describes and analyzes the socioeconomic, labor, and social security aspects of 21 legally constituted associations of small agricultural producers in eastern Antioquia. This is a descriptive and cross-sectional study with surveys administered to 432 members and/or employees, and semi-structured interviews with legal representatives. The results revealed significant problems with unemployment and social insecurity. It was evident that 70% of the respondents had low levels of education. While health coverage was high at 94.7% for men and 96.7% for women, participants still experienced problems with access. Moreover, only a small percentage of members had occupational risk coverage (6.6% of men and 6.3% of women) or pension affiliations (8.2% of men and 7.9% of women).

Keywords: working conditions, social security, associations, agriculture.

JEL Classification: J81, H55, D71, P32.

1. Introducción

Las asociaciones de productores agropecuarios hacen parte del sector de economía social y solidaria en Colombia, según la Ley 454 de 1998 (Congreso de la República, 1998). Corresponde a un sector que reúne maneras de producción, distribución, circulación y consumo, en el que confluyen diversos tipos de organismos sociales, que tienen en común la defensa o la invención de “formas de organización económica por fuera de los criterios de eficiencia y competitividad propios del sistema hegemónico” (Coraggio, 2009, p. 2).

Estas organizaciones corresponden a otras economías, cuyos enfoques se centran en la reproducción ampliada de la vida, en todas sus manifestaciones; para el caso del asociativismo, concurren prácticas sociales que se fundamentan en la cooperación por el acto intencional de reunir personas y/o las fuerzas de cada uno para producir un esfuerzo mayor (Peixoto de Albuquerque, 2004). El marco que establecen para funcionar se rige por principios y normas con fundamento moral y ético (Congreso de la República, 1998) para marcar la orientación, que no es de reproducción del capital, sino de la vida, con lo cual se propone una renovada forma de organización social. De esta forma, se comprende la emergencia de un sujeto colectivo, en movimiento, sin predeterminaciones para organizarse, con respeto por las diferencias culturales y en correspondencia con el momento histórico que lo lleva a actuar (Coraggio, 2009).

De acuerdo con lo dicho, se reconoce el vínculo del sector de la Economía solidaria en Colombia, como lo define la Ley 454 (Congreso de la República, 1998), con la economía doméstica familiar practicada en el espacio rural entre asociaciones de pequeños productores, que se sustentan en el trabajo por cuenta propia, con recursos de los hogares, con herramientas apropiadas a los tamaños de las organizaciones fundadas y al trabajo que realizan conjuntamente, con saberes adquiridos en el curso de la vida, en su mayoría con recursos autogestionados y con valores compartidos de reconocer las actividades que realizan para lograr el sustento de quienes las conforman, dado que son escasos los estudios que exploren este tema y los ingresos rurales. Es de gran importancia reconocer las condiciones en que producen, se logran el propio sustento y se protegen las personas de estas organizaciones del área rural, a pesar de la falta de recursos en que viven.

En correspondencia con lo anterior, este estudio responde a la pregunta sobre las condiciones socioeconómicas (ingresos, educación), de trabajo (dedicación en horas a los diferentes tipos de cultivos) y de protección social (protección en salud, riesgos en el trabajo, y pensiones) de los pequeños productores agropecuarios de las cooperativas y asociaciones de los municipios de San Carlos, San Rafael, Granada y Cocorná, del Oriente antioqueño, y en consideración a las posibilidades que de allí surgen, también

reflexionar sobre las fortalezas de las asociaciones para continuar aportando a la producción alimentaria de las localidades que surten.

Este documento presenta como un primer componente algunos aspectos generales de la subregión del Oriente antioqueño, a la que pertenecen los municipios de Granada, Cocorná, San Carlos y San Rafael. El segundo componente es la metodología en la cual se describe el enfoque del estudio descriptivo transversal de carácter cuantitativo, con muestreo a conveniencia de 21 organizaciones. El tercer componente se refiere a los resultados en relación con el análisis e interpretación de algunos datos e información en aspectos socioeconómicos, de trabajo y protección social de los asociados y empleados de las organizaciones asociativas participantes del estudio. El cuarto componente corresponde a la discusión, y el quinto, a las conclusiones derivadas de la investigación.

En orden a lo anterior, Antioquia está conformada por nueve subregiones (Gobernación de Antioquia, 2007), una de ellas es la de Oriente, con 23 municipios; está situada entre el cañón del Cauca, los corredores de los ríos Magdalena, Medellín-Porce y del Nus, al suroriente del departamento (Cámara de Comercio del Oriente Antioqueño, 2014); tiene una extensión total de 7021 km² (11 % del departamento); se distribuye en cuatro zonas: Altiplano, Embalses, Bosques y Páramo.

Después del Valle de Aburrá, Oriente es la subregión de Antioquia que le sigue en importancia económica, aportando cerca del 8.5 % al PIB departamental; por su alto recurso hídrico y riqueza en biodiversidad, se considera una fuente relevante del sistema de generación de energía eléctrica del país y despensa para la propia subregión y del Valle de Aburrá en hortalizas, frutas, productos lácteos, flores, café, caña, maíz, cacao, plátano y yuca, entre otros productos (Gobernación de Antioquia et al., 2016)

Tres de los municipios en los que se enmarca esta investigación, San Carlos, San Rafael y Granada, hacen parte de la zona de Embalses, dispuesta como generadora hidroeléctrica del sistema interconectado nacional, por lo cual se ha ido cambiando su vocación productiva agrícola hacia el turismo como actividad principal. Por su parte, el municipio de Cocorná, incluido en este estudio, hace parte de la zona de Bosques, rica en recursos naturales, pero con fertilidad relativa para la producción agrícola, por lo cual combina las actividades campesinas y extractivas del bosque junto con el comercio alrededor del eje vial de la autopista Medellín-Bogotá (Gobernación de Antioquia, 2020)

Según el Plan de Desarrollo de Cocorná (Alcaldía de Cocorná, 2020), el Altiplano aporta el 71.01 % del PIB del Oriente Antioqueño, la zona de Embalses aporta el 15.39 %, el área de Páramo el 10.80 % y Bosques el 2.79 %.

2. Metodología

Se realizó un estudio descriptivo transversal de carácter cuantitativo; el tipo de muestra fue realizado a conveniencia, teniendo como regla de inclusión considerar la totalidad de asociados y/o empleados de las organizaciones que aceptaran responder el cuestionario y que estuvieran activas en la producción y/o la comercialización en el tiempo de ejecución del proyecto, según información de funcionarios de las instituciones municipales.

Se logró tamaño de muestra de 432 asociados y/o empleados, distribuidos en 21 asociaciones campesinas de pequeños productores agropecuarios de cuatro municipios de la subregión del Oriente Antioqueño, como se observa en la tabla 1, de la siguiente forma: Cocorná 155, de la zona de Bosques; Granada 118, San Carlos 79 y San Rafael 80, de la zona de Embalses. De entre quienes voluntariamente hicieron parte de este estudio se eligieron representantes legales, líderes y lideresas de cada asociación, para lograr acercamientos a las organizaciones, validar el cuestionario aplicado, lograr proximidades para aplicar los instrumentos en varios encuentros y en las asambleas estatutarias de las organizaciones y compartir saberes de acuerdo con la información que iba emergiendo a medida que avanzaba la investigación.

Se aplicaron los cuestionarios en reuniones y asambleas de asociados por cada municipio, hasta saturar la obtención de respuestas según la presencia de los asociados hábiles, debido a que son personas muy ocupadas en actividades tales como realización de labores de la economía familiar en el campo, asistencia a reuniones con los gobiernos municipales, tramitación de asuntos y documentos legales, abastecimiento de la canasta de alimentos familiar y venta de sus productos en el único día de la semana en que se trasladan a las cabeceras municipales.

La información de fuente primaria, con la aplicación de instrumento, se organizó, analizó e interpretó en torno a variables de tipo sociodemográficas, como sexo, edad, niveles educativos; variables de tipo sociolaboral que dieran cuenta de las condiciones de trabajo y de protección social de los pequeños productores, tales como jornada laboral, ingreso, afiliación a riegos laborales, pensiones y salud, y variables relacionadas con prácticas agrícolas, tales como cultivos tradicionales, orgánicos o agroecológicos y mezcla (convencional y orgánicos).

Dentro del alistamiento de la base de datos se recategorizaron variables y se homogenizaron según necesidad; posteriormente se realizó un análisis estadístico descriptivo para las variables cuantitativas, en el cual se calcularon porcentajes, frecuencias, medidas de tendencia central; para el análisis se utilizó el software estadístico SPSS versión 26 y Excel 2019.

Luz Dolly Lopera García, Jonathan Alexander Gómez Valencia,
Lisardo Osorio Quintero, Francisco Javier Aguirre

Tabla 1. Organizaciones por municipio

Cocorná	Granada	San Carlos	San Rafael
Asociación Cocornense de Productores de plátano (Acoplatano)	Asociación de Mujeres campesinas e indígenas de Granada (Amucic)	Asociación de Apicultores Biológicos de San Carlos (Africolmena)	Asociación Comercializadora de Productos Agropecuarios de San Rafael (Acomproagros)
Asociación de Ganaderos de Cocorná (Asocogan)	Asociación de Ganaderos de Granada (Asogran)	Asociación de Cacaoteros de San Carlos los Paisas (Asocpaisas)	Asociación de Paneleros de San Rafael
Asociación de Productores de Panela de Cocorná (Asopaco)	Asociación de Productores de Cacao y Frutales con Aroma y Sabor (Aprocaros)	Asociación de Retornados de San Carlos Antioquia (Asocresan)	
Asociación Productores de Panela Trapiche los Recuerdos (Asopatrar)	Asociación de productores y comercializadores agrícolas de Granada (Asoagricultores)	Asociación de Ganaderos (Asogasan)	
Productores y Comercializadores de Productos Agrícolas (Capsicum)	Asociación de Paneleros y Productores Agropecuarios Unidos de Granada (Asopungra)	Asociación de víctimas de minas de San Carlos (Asovimasc)	
Asociación de Acueducto Multiveredal San Juan La Peña			
Asociacion Mujeres Asociadas Cafeteras Cocorná (Maccafe)			
Nueva Generación,			
Asociación de piscicultores de Cocorná (Propez)			

Fuente: elaboración propia.

Los encuentros para aplicar instrumentos a veces se convertían en la escucha sobre la experiencia de los líderes y lideresas según la forma en que sobrepusieron y se esforzaron en lograr que las familias que retornaron y se fueron organizando en asociaciones de productores, con recursos que fueron reuniendo desde su capacidad autogestio-naria, volvieran a tener confianza y creyeran en un proyecto colectivo que también

significaba construir la paz en el territorio y, a su vez, sobrellevar el duelo y sostener la esperanza. También se recurrió a fuentes documentales, como posibilidad de reconocimiento de los resultados obtenidos, para contrastar, reflexionar y discutir.

Adicional al trabajo investigativo se realizaron cuatro talleres, uno por cada municipio del estudio, según las necesidades manifestadas por los participantes. Los talleres versaron sobre agroecología, biopreparados y control de plagas. De otro lado, se realizó un taller extra, orientado por dos psicólogas, de apoyo al fortalecimiento de la resiliencia y construcción de paz en el territorio, por la condición de víctimas del conflicto armado de la mayoría de los y las participantes.

Este estudio contó con aprobación del Comité de Ética de la Facultad Nacional de Salud Pública. Durante el desarrollo de la investigación no se presentó afectación física, ni mental, ni moral hacia los asociados que decidieron hacer parte de la investigación. En cuanto al manejo de datos, no se vulneró la intimidad de los participantes: con el fin de protegerlos, se anonimizaron variables que daban cuenta de aspectos individuales y familiares de los entrevistados, para dar garantías de confidencialidad de la información suministrada.

3. Resultados

Características socioeconómicas y demográficas de los productores

Para los 432 individuos que respondieron la encuesta, la distribución indicó que el 70.8 % eran hombres y el 29.2 % mujeres, relación que se sostuvo relativamente en los cuatro municipios. Como se observa en la tabla 2, el municipio con mayor participación de asociados fue Cocorná, seguido de Granada.

Tabla 2. Distribución según sexo y municipio

Municipio/sexo	Cocorná	Granada	San Carlos	San Rafael	Totales
Hombres	108	85	57	56	306
Mujeres	47	33	22	24	126
Totales	155	118	79	80	432

Fuente: elaboración propia.

De los 432 encuestados, el 79.2 % manifestó tener vivienda propia, el 7.2 % en arriendo y el 13.4 % vivienda prestada; se encontró que en promedio habitan tres hombres, una mujer y tres niños por hogar; sin embargo, también se observó que en 19 hogares la jefatura de hogar la sostenían las mujeres. El promedio de edad se encontró cercano

Luz Dolly Lopera García, Jonathan Alexander Gómez Valencia,
Lisardo Osorio Quintero, Francisco Javier Aguirre

a 51.8 años, con una desviación estándar de 12.1 años. Según se observa en la tabla 3, en la variable “educación”, el 70 % de los participantes mostró un bajo nivel de escolaridad, sin estudio, incompleto en niveles básicos o solo terminó primaria; solo un 10.7% terminó bachillerato y un 9.3 % realizó estudios técnicos, tecnológicos o superiores. El 95.1 % de los participantes se encuentra en los estratos más bajos del Sisbén; de estos, el 62 % corresponde al nivel 1, el 33.1% se encuentra en el estrato 2 y el 4.9 % en el 3.

Según lo observado, fue un contraste la falta de educación de los campesinos con la oferta educativa de la subregión; era evidente la cobertura por la presencia de varias universidades del departamento, sin embargo, con pocas posibilidades de acceso a la educación formal.

Tabla 3. Distribución de los asociados según sexo, edad, estrato socioeconómico y nivel educativo

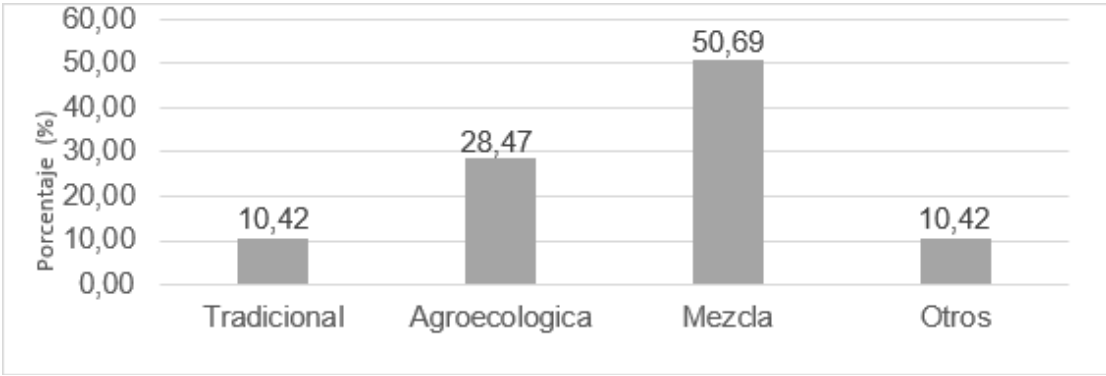
		n	%
Sexo	Hombre	306	70.8
	Mujer	126	29.2
Edad	> 48 años	278	64.4
	<= 48 años	154	35.6
Estrato socioeconómico	Bajo	411	95.1
	Medio	21	4.86
Nivel educativo	Ninguno	33	7.63
	Primaria incompleta	160	37.03
	Primaria completa	109	25.23
	Secundaria incompleta	44	10.18
	Secundaria completa	46	10.64
	Técnica, tecnológico o superior	40	9.25

Fuente: elaboración propia.

Empleo e ingresos según trabajo de los productores en actividades agropecuarias

Respecto a la forma de cultivar productos como zanahoria, frijol, plátano y tomate, entre otras, se observa en la figura que se muestra a continuación que el 50.7 % de los

cultivadores uso mezcla entre agroquímicos y productos orgánicos; el 10.4 % se dedicó a la producción convencional; el 28.5 % a producción orgánica; el 10.4% restante a otro tipo de actividades, como la piscicultura, apicultura y cría de animales.



Fuente: elaboración propia.

Figura. Distribución según tipo de actividades agrícolas

Como se señala en la tabla 4, los ingresos semanales provenientes del trabajo en actividades agrícolas fueron bajos y mostraron que podían ser más altos en actividades agrícolas de origen orgánico; los ingresos en promedio en esta actividad fueron de \$439,436 (\$2,778 hora), frente al ingreso de la agricultura convencional de \$ 307,887 (\$1,700 hora), lo cual podría reflejar la elección de los consumidores por productos limpios de agrotóxicos, sin embargo, las actividades agrícolas en las que se utilizó insumos orgánico mezclados con agrotóxicos mostraron mejores ingresos a los productores de \$ 353,939 (\$2,765 hora); en otro tipo de actividades agropecuarias, el ingreso fue de \$432,282 (\$5,403 hora).

En cuanto a las horas semanales dedicadas a las actividades agrícolas, se encontró que los hombres dedicaron en promedio 33.41 horas (min = 1, max = 72), mientras que las mujeres lo hicieron en promedio 27.81 horas (min = 1, max = 72). En relación con las actividades pecuarias, los hombres dedican en promedio 28.16 (min= 1, max = 80) horas a actividades pecuarias a la semana, en tanto que las mujeres dedican en promedio 22.8 (min = 1, max = 75) horas.

En aspectos de ingresos fue evidente la diferencia entre hombres y mujeres, de aproximadamente 100 mil pesos, a pesar de que el tiempo de trabajo en la unidad productiva era similar, lo cual refleja la brecha salarial que históricamente se presenta en Colombia (Departamento Administrativo Nacional de Estadística [DANE], 2020). Por otra parte, en promedio, los campesinos(as) que debieron recurrir a otro empleo trabajaron alrededor de 20.3 horas por semana, con un ingreso aproximado de \$510,917; se destaca que los participantes con un mayor grado de escolaridad tuvieron en promedio ingresos mayores (\$1.270.500).

Tabla 4. Horas semanales, según actividad agrícola

		Ocupación en económica principal		Ocupación en otra actividad	
		n=325		n=107	
		Ingreso	Jornada	Ingreso	Jornada
		(\$ / mes)	(h / s)	(\$ / mes)	(h/s)
Sexo	Hombre	411,274	33	466,913	22
	Mujer	308,986	27	355,912	21
Edad	<= 48 años	402,259	32	467,782	25
	> 48 años	370,227	31	423,393	18
Nivel educativo	Ninguno	345,472	34	340,483	16
	Primaria incompleta	362,530	32	371,154	24
	Primaria completa	351,541	31	347,582	25
	Secundaria incompleta	360,294	24	400,200	19
	Secundaria completa	371,592	34	370,366	17
	Técnica, tecnológico o superior	605,036	28	1,271	23
Estrato	Bajo	377,052	31	421,126	22
	Medio	471,562	24	1,033 55	12
Convencional		307,887	43	295,581	16
Orgánica		439,436	29	466,283	22
Mezcla		353,939	32	410,346	23
Otros tipo de producción agropecuaria		432,282	20	733,600	20
promedio total		349,994	28.2	489,846	20

Fuente: elaboración propia.

Seguridad social de los productores pertenecientes a las asociaciones

Se observó, según la tabla 5, que el aseguramiento en salud con cobertura para hombres fue de 94.7 % y para mujeres de 96.7 %, sin embargo, con falta de acceso oportuno a la atención, según conversaciones con los participantes, pero para esta investigación no se cuestionó este problema específico.

Tabla 5. Seguridad social, según sexo, edad y nivel educativo

		Riesgos laborales		Sistema de pensiones		Sistema de salud	
		(n=432)		(n=432)		(n=432)	
		Sí %	No %	Sí %	No %	Sí %	No %
Sexo	Hombre	6.6	93.4	8.2	91.8	94.7	5.3
	Mujer	6.3	93.7	7.9	92.1	96.8	3.2
Edad	<= 48 años	8.4	91.6	10.4	89.6	92.8	7.2
	> 48 años	5.4	94.6	6.8	93.2	96.7	3.3
Nivel educativo	Ninguno	3	97	3	97	93.8	6.3
	Primaria incompleta	3.1	96.9	4.4	95.6	98.1	1.9
	Primaria completa	1.8	98.2	4.6	95.4	95.4	4.6
	Secundaria incompleta	2.3	97.7	2.3	97.7	93.2	6.8
	Secundaria completa	4.3	95.7	6.5	93.5	89.1	10.9
	Técnica, tecnológico o superior	42.5	57.5	45	55	94.7	5.3
Estrato	Bajo	5.8	94.2	7.1	92.9	95.3	4.7
	Medio	19	81	28.6	71.4	95.2	4.8
convencional	Sí	4.4	95.6	2.2	97.8	97.8	2.2
Orgánica	Sí	7.3	92.7	10.6	89.4	96.7	3.3
Mezcla	Sí	4.1	95.9	5.5	94.5	94	6
Otros	Otro tipo de producción agropecuaria	17.8	82.2	20	80	95.5	4.5

Fuente: elaboración propia.

De acuerdo con el Plan Estratégico Provincial del Agua, Bosques y Turismo (PABT, 2018), en el municipio de Granada se estimó para 2018 una población aproximada de 9885; el 50.1 % correspondió a mujeres y el 49.9 % a hombres; el 36.7 % de la población residía en área urbana y el 63.7 % en la rural; el municipio tenía una densidad poblacional de 53.4 habitantes por kilómetro cuadrado. El 78.8% de las personas estaban afiliadas al régimen subsidiado y el 19.03 % al contributivo. La fuerza de trabajo representaba el 62.8 % de la población total, pero una alta proporción de trabajadores eran informales, lo cual se refleja en las condiciones de seguridad social (ocupados que no cotizan a salud ni pensión) (Universidad de Antioquia, Granada, 2021).

En Cocorná se estimó para 2018 una población aproximada de 14909, el 50.6 % correspondió a mujeres y el 49.4 % a hombres; el 26.6% de la población residía en área

urbana y el 73.4 % en la rural, con una densidad poblacional de 67.5 habitantes por kilómetro cuadrado. El 79.9 % de las personas estaba en el régimen subsidiado y el 18.1% en el contributivo (Gobernación de Antioquia, 2018). La tasa de informalidad pasó del 90.5 % en 2019 al 90.4 % en 2021 (Universidad de Antioquia, Cocorná, 2021).

En San Carlos se estimó para 2018 una población aproximada de 16 152, el 50.8 % representaba a mujeres y el 49.2 % a hombres; el 37.3% de la población residía en área urbana y el 62.7 % en la rural, con una densidad poblacional de 22.8 habitantes por kilómetro cuadrado. El 77.1 % de la población estaba en el régimen subsidiado y el 20.9 % en el contributivo (Gobernación de Antioquia, 2018). La tasa de informalidad para 2019 y 2021 se mantuvo en 93.1 % (Universidad de Antioquia, San Carlos, 2021).

En San Rafael se estimó para 2018 una población aproximada de 12,769, el 50% correspondió a mujeres y el 50% a hombres; el 48.9% residía en área urbana y el 51.1 % en la rural; presentaba una densidad poblacional de 34.9 habitantes por kilómetro cuadrado. El 72.9 % de la población estaba en el régimen subsidiado y el 25.2 % en el contributivo (Gobernación de Antioquia, 2018). La tasa de informalidad pasó del 86.5 % en 2019 al 86.3% en 2021 (Universidad de Antioquia, San Rafael, 2021).

Los pequeños productores han sido excluidos no solo por la condición de un sistema agrario excluyente cimentado en la concentración de la tierra, condiciones inadecuadas de uso de la tierra (Ramírez et al., 2016), escasez o falta de ingresos, desempleo y empleabilidad informal o, como en otros casos ejemplificadores (Cardona et al., 2017), por rezago de crecimiento en el proceso de producción capitalista, ante la lógica de mercado, sino también por la estructura económica y social que los poderes inscritos en la historia republicana le han impuesto al país, en consecuencia, el acceso a los servicios de protección social de la mayoría de los pequeños productores (Rodríguez Triana et al., 2016) se logra por el sistema público.

4. Discusión

Los pequeños productores a través de su trabajo en actividades agropecuarias logran generar pocos ingresos para sostener a sus familias, con estrategias del trabajo asociativo y solidario para mejorar sus condiciones de producción y mejorar sus niveles de bienestar (Lopera et al., 2023), con lo cual no logran reducir la pobreza y vulnerabilidad. Del mismo modo, Otero y Acosta (2022) plantean que el sector agrícola es el principal generador de empleo en las áreas rurales (60%), la mayoría como trabajadores por cuenta propia, haciendo parte de la agricultura familiar y mayormente centrados en el propio aprovisionamiento; unido a los bajos niveles de ingresos, acompañados de elevadas tasas de informalidad laboral y alta tasa de desempleo femenina con respecto a los hombres en iguales circunstancias; hay que tener en cuenta que las

mujeres rurales dedican gran parte de su tiempo a los cuidados del hogar y trabajos familiares sin remuneración. Por contraste, Polo y Terán (2021) observan la importancia de los ingresos rurales no agrícolas dentro del ingreso total, pero coinciden en que se realizan en su mayoría por trabajo en autoempleo o cuenta propia y disminuye a medida que aumentan los ingresos.

Las posibilidades que proporciona la agricultura familiar se sustenta en la adaptabilidad a condiciones socioeconómicas variables, la provisión de productos necesarios y cercanos a las economías locales y a la utilización eficiente de la tierra, pese a la falta de acceso a recursos (Forero et al., 2016), lo cual se evidencia en diversos estudios que plantean cómo los pequeños productores en forma de unidades domésticas campesinas generalmente desarrollan la agricultura y la reproducción de la unidad familiar con recursos propios en condiciones de pobreza y trabajo en varias actividades (Bautista y Ramírez, 2008).

En aspectos como educación se observó que conforme aumentaban los niveles educativos había mayores posibilidades de mejorar los ingresos, e inclusive para hacer cultivos orgánicos; en contraste, Tenjo y Jaimes (2018) demostraron que la educación no incrementa los ingresos rurales porque constituye uno entre otros aspectos complementarios, como la propiedad, el capital, bienes públicos, la asistencia técnica e infraestructura; para potenciar el efecto de la educación, establecen que no se ha estudiado con suficiente profundidad el papel de la educación en la determinación de los ingresos rurales.

En cuanto a la protección social de los pequeños productores del área rural, la informalidad del trabajo agrícola en forma de autoempleo o por cuenta propia y los bajos ingresos derivan en que no cuentan con instrumentos de protección social; aunque presentan alta cobertura en salud, el acceso es dificultoso por las características del ámbito rural y las condiciones precarias de la población, sin cubrimiento en riesgos al trabajo, ni pensiones; las herramientas no fueron diseñadas teniendo en cuenta las particularidades de las poblaciones rurales, sino las urbanas con empleo formal (Duque Quintero et al., 2017).

De otro lado, hay que considerar la brecha histórica entre el espacio urbano y el rural, la desigualdad social y acceso a recursos que se traducen en condiciones de pobreza, necesidades básicas insatisfechas, violencia y conflicto armado. La población de los cuatro municipios, entre otros, de la subregión del Oriente Antioqueño, ha sido muy afectada por violencia y el conflicto armado desde los años de la década de 1980 hasta principios del XXI, con presencia de grupos armados que se disputaban el control de la población y del territorio, ocasionando incalculables pérdidas y profundos daños humanitarios.

Es contradictorio que no obstante los pequeños productores representen el 72 % de los 2,9 millones de trabajadores vinculados a la agricultura y aporten entre el 50 y el 68 % de la producción agropecuaria nacional (Junguito et al., 2014), son recientes los avances en la perspectiva de resolver problemas asociados a la superación del conflicto por el uso de la tierra y el desarrollo rural integral (Osorio Quintero et al., 2019);

Con arreglo a lo planteado, los aspectos socioeconómicos evidenciados en esta investigación no son ajenos a los contextos en los que se aplicaron los instrumentos a los sujetos entrevistados, a veces objetos, que dejaron interrogantes sobre el papel de los pequeños productores agropecuarios, con características de la economía doméstica, campesina familiar y comunitaria, desde su capacidad organizativa para resistir a los problemas persistentes del medio rural relacionados con la propiedad de la tierra y su concentración; la falta de apoyo al campesinado y a las comunidades rurales; la generación de empleo e ingresos y la producción de alimentos (República de Colombia, 2016)

5. Conclusiones

Según lo observado, las condiciones socioeconómicas, de trabajo y de protección social de los pequeños productores agropecuarios asociados, pertenecientes a los municipios del Oriente Antioqueño, presentaron características de bajos ingresos, generados en actividades principalmente agrícolas, en condiciones de informalidad; no son empleados de la gran empresa, ni de la agroindustria, sino que pertenecen a organizaciones de asociados que reúnen esfuerzos para producir y comercializar sus productos. Estos trabajadores rurales regularmente recurren al autoempleo, cuenta propia, con bajas coberturas de protección social, sin afiliación a riegos laborales y pensión la cobertura en salud la obtienen a través del sistema de afiliación subsidiada que proporciona el Estado. Se resalta que los campesinos del Oriente Antioqueño abastecen gran parte de la alimentación del área metropolitana del Valle de Aburrá a partir del trabajo familiar, por autogestión y con importante capacidad organizativa en torno a las cooperativas y asociaciones, no obstante, enfrentan condiciones de vulnerabilidad social y una marcada heterogeneidad educativa, caracterizada principalmente por bajos niveles de escolaridad, lo cual limita sus oportunidades de ingreso.

Se requieren estudios que profundicen, entre otros temas, el trabajo rural, el aporte de los pequeños productores al sistema alimentario regional y nacional, las capacidades organizativas para el apoyo mutuo y los condicionantes que obstaculizan el acceso a mejores condiciones de vida para los trabajadores rurales y sus familias.

De igual forma, se requiere inversión enfocada en los pequeños productores agropecuarios, en infraestructura física, apoyo técnico, educación apropiada con subsidios de transporte, protección social con instrumentos adecuados para cubrir los riesgos

al trabajo agropecuario y sistema pensiona acorde con las condiciones del trabajo en el campo.

Referencias

- Alcaldía de Cocorná. (2020). *Plan de desarrollo de Cocorná 2020–2023*. https://cocornaantioquia.micolombiadigital.gov.co/sites/cocornaantioquia/content/files/000533/26648_plan-de-desarrollo-cocorna-es-esperanza-2020-final1.pdf
- Bautista, J. y Ramírez Juárez, J. (2008). *Agricultura y pluriactividad de los pequeños productores de agave en la región del mezcal* (pp. 443–451). Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=60811120007>
- Cámara de Comercio del Oriente Antioqueño. (2014). *Diagnóstico de competitividad del oriente antioqueño*. <https://ccoa.org.co/wp-content/uploads/2021/01/Diagnostico-Competitivo-del-OA-2014-1.pdf>
- Cardona Trujillo, H., Lotero Contreras, J., Galeano Morales, P. A., Gómez, A. y Garcés Marín, R. (2017). *Desarrollo económico local y género en ámbitos territoriales rurales: El caso de la zona Liborina Sabanalarga, Antioquia, Colombia*. https://bibliotecadigital.udea.edu.co/bitstream/10495/7360/1/Borradores%20departamento_63.pdf
- Congreso de la República de Colombia. (1998). Ley 454 de 1998. Reglamentada por el Decreto Nacional 1714 de 2012. *Diario Oficial* N°. 43.357 6 de agosto de 1998. <https://www.funcionpublica.gov.co/eva/gestornormativo/norma.php?i=3433>
- Coraggio, J. L. (2009). Los caminos de la economía social y solidaria. *Íconos. Revista de Ciencias Sociales*, 33, 29–38. <https://iconos.flacsoandes.edu.ec/index.php/iconos/issue/view/20/116>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2020). *Brecha salarial de género en Colombia*. <https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/notas-estadisticas/nov-2020-brecha-salarial-de-genero-colombia.pdf>
- Duque Quintero, S., Quintero Quintero, M. y Duque Quintero, A. (2017). La seguridad social como un derecho fundamental para las comunidades rurales en Colombia. *Opinión Jurídica*, 16(32), 189–209. <https://doi.org/10.22395/ojum.v16n32a8>
- Forero Álvarez, J., Rodríguez Bernal, C. S., Gutiérrez Malaxechebarría, Á. y Nieto Méndez, A. (2016). Eficiencia económica de la agricultura familiar colombiana y sus potencialidades para superar la pobreza rural. *Capítulos de libro Banco de la República* (Capítulo 3. Eficiencia económica de la agricultura familiar colombiana y sus potencialidades para superar la pobreza rural. Pág. 57–101)
- Gobernación de Antioquia - Asamblea Departamental. (2007). *Ordenanza N°. 33 del 6 de diciembre de 2007*. <https://www.asambleadeantioquia.gov.co/ordenanza-no-33-de-6-de-diciembre-de-2007-por-medio-de-la-cual-se-conforman-unas-subregiones-en-el-departamento-de-antioquia/>
- Gobernación de Antioquia y FAO. (2016). *Sistemas de abastecimiento alimentario: Bases para la inclusión de la agricultura familiar*. <https://www.fao.org/3/i5233s/i5233s.pdf>
- Gobernación de Antioquia. (2018). *Plan estratégico provincial PEP: Provincial de Agua, Bosques y el Turismo*. https://www.antioquiadatos.gov.co/territorio_antioquia/index.php/planes-de-antioquia/

- Gobernación de Antioquia. (2020). *Plan de desarrollo 2020-2023: Unidos por la vida*. https://plandesarrollo.antioquia.gov.co/archivo/PlanDesarrolloUNIDOS_VF-comprimido-min.pdf
- Junguito, R., Perfetti, J. J. y Becerra, A. (2014). *Desarrollo de la agricultura colombiana. Cuadernos de Fedesarrollo*, 48. Fedesarrollo. https://repository.fedesarrollo.org.co/bitstream/handle/11445/151/CDF_No_48_Marzo_2014.pdf
- Lopera García, L. D., Mora Rendón, S. B., Gómez Valencia, J. A., Aguirre, F. J. y Osorio Quintero, L. (2023). Aspectos socioeconómicos y organizacionales de asociaciones de pequeños productores agropecuarios de Támesis y Caramanta, Colombia 2019-2022. *Semestre Económico*, 26(61), 1-25. <https://doi.org/10.22395/seec.v26n61a4338>
- Otero Cortés, A. y Acosta Ariza, E. (2022). Desigualdades en el mercado laboral urbano-rural en Colombia, 2010-2019. *Revista CS (especial)*, 173-219. <https://doi.org/10.18046/recs.iEspecial.4939>
- Osorio Quintero, L., Lopera García, L. D., López Arango, Y. L., Rendón Ospina, I. D., Tabares López, J. C., Medina Tamayo, M. y Nieto López, E. (2019). Condiciones de trabajo y de seguridad social en asociaciones de pequeños y medianos agricultores campesinos con prácticas de economía solidaria en tres municipios del oriente antioqueño. *Revista Facultad Nacional de Salud Pública*, 37(2), 36-48. <https://doi.org/10.17533/udea.rfnsp.v37n2a05>
- Peixoto de Alburquerque, P. (2004). Asociativismo. En A. D. Cattani (Ed.), *La otra economía* (pp. 31-38). Universidad General Sarmiento; Fundación OSDE. <https://www.economia-solidaria.org/sites/default/files/Laotraeconomia.pdf>
- Polo Murcia, S. M. y Terán Chaves, C. A. (2021). Ingresos rurales no agrícolas de hogares de pequeños productores agropecuarios en Colombia. *Perspectivas Rurales Nueva Época*, 19(38), 83-104. <https://doi.org/10.15359/prne.19-38.5>
- Ramírez, J. M., Perfetti, J. J. y Bedoya, J. G. (2016). Estimación de brechas tecnológicas y sus determinantes en el sector agropecuario colombiano. En
- Ramírez, M. y Tribín Uribe, A. (2017). *El desarrollo equitativo, competitivo y sostenible del sector agropecuario en Colombia* (pp. 57-101). Banco de la República. <https://repositorio.banrep.gov.co/items/1e2540ed-72d9-4576-8d02-4a3834e1b6ba>
- A. Iregui, C. Cano Sanz, M. Ramírez y A. Tribín Uribe (Eds.), *El desarrollo equitativo, competitivo y sostenible del sector agropecuario en Colombia* (pp. 171-201). Banco de la República.
- República de Colombia. (2016). *Acuerdo final para la terminación del conflicto y la construcción de una paz estable y duradera*. <https://www.jep.gov.co/Documents/Acuerdo%20Final/Acuerdo%20Final.pdf>
- Rodríguez Triana, D. R. y Benavides Piracón, J. A. (2016). Salud y ruralidad en Colombia: Análisis desde los determinantes sociales de la salud. *Revista Facultad Nacional de Salud Pública*, 34(3), 359-371. <https://doi.org/10.17533/udea.rfnsp.v34n3a10>
- Tenjo Galarza, J. y Jaimes, C. A. (2018). Ingresos y educación en el sector rural colombiano. *Revista de Economía Institucional*, 20(38), 209-233. <https://doi.org/10.18601/01245996.v20n38.09>
- Universidad de Antioquia. Grupo de Investigación de Macroeconomía Aplicada, Facultad de Ciencias Económicas. (2021). *Cocorná. Boletín Económico Municipal Antioquia*.

<https://www.udea.edu.co/wps/wcm/connect/udea/4bed7088-4ff2-40d7-8611-7dde254d86b3/COCORN%C3%81+2022.pdf>

Universidad de Antioquia. Grupo de Investigación de Macroeconomía Aplicada, Facultad de Ciencias Económicas. (2021). *Granada. Boletín Económico Municipal Antioquia*. <https://www.udea.edu.co/wps/wcm/connect/udea/673efa99-749e-44f7-84b6-01945be4b9ba/GRANADA+2022.pdf>

Universidad de Antioquia. Grupo de Investigación de Macroeconomía Aplicada, Facultad de Ciencias Económicas. (2021). *San Carlos. Boletín Económico Municipal Antioquia*. <https://www.udea.edu.co/wps/wcm/connect/udea/f8ed31c2-57a7-418b-8460-70458174493c/SAN+CARLOS+2022.pdf>

Universidad de Antioquia. Grupo de Investigación de Macroeconomía Aplicada, Facultad de Ciencias Económicas. (2021). *San Rafael. Boletín Económico Municipal Antioquia*. <https://www.udea.edu.co/wps/wcm/connect/udea/a26ef792-98b2-4958-b551-c16bb82bea79/SAN+RAFAEL+2022.pdf>

Consumo, emigración y remesas: ¿una relación de causalidad? El caso colombiano en el periodo 2005-2022

*Consumption, Emigration and Remittances: A Causal Relationship?
The Colombian Case in the 2005-2022 Period*

FERNANDO TORRES MEDINA*

* Doctorando en Economía y Finanzas. Magíster en Economía. Especialista en Estadística Aplicada. Economista. Docente-investigador en la Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad La Gran Colombia, Bogotá (Colombia). fernando.torres1@ugc.edu.co. <https://orcid.org/0000-0002-3627-8894>

Resumen

En este documento, usando un modelo de corrección de errores vectoriales (VECM), se estudia la relación entre emigración, remesas y consumo final de los hogares para el periodo 2005-2022. El análisis se soporta en la función consumo keynesiana, que establece la dependencia del consumo del ingreso, se incluyen otras variables, como el índice de tasa de cambio real, la emigración de colombianos, la cual, según la percepción, establece una relación de causalidad, en el sentido de Granger, con las remesas. Ahora bien, en la medida que las remesas se han incrementado, estas han pasado a formar parte del ingreso permanente de las familias receptoras, lo que establece una relación entre el consumo y las remesas, por lo que se esperaría que la emigración afecte el consumo. Los resultados encontrados indican que la elasticidad del consumo frente a las remesas es muy baja, y que es mucho más alta frente a los cambios porcentuales de la emigración de colombianos. De igual manera, se ha encontrado que existe una relación de causalidad, en el sentido de Granger, entre emigración y consumo final de los hogares, y entre emigración y remesas.

Palabras clave: remesas, consumo final de los hogares, función consumo, vectores autorregresivos.

Clasificación JEL: C01, C14, C22, E12, E21.

Abstract

In this paper, using a VECM Error Correction Model, the relationship between emigration, remittances, real exchange rate, and household final consumption for the period 2005-2022 is studied. The analysis is supported by the Keynesian consumption function, which establishes the dependence of consumption on income. Other variables, such as the real exchange rate index and Colombian emigration, which, according to the perception, establish a Granger causality relationship with remittances, are included. As remittances have increased, they have become part of the permanent income of recipient families, which establishes a relationship between consumption and remittances; thus, it would be expected that emigration affects consumption. The results found indicate that the elasticity of consumption with respect to remittances is very low, and that it is much higher with respect to percentage changes in the emigration of Colombians. Similarly, it has been found that there is a Granger causal relationship between emigration and final household consumption, and between emigration and remittances.

Keywords: remittances, household final consumption, consumption function, autoregressive vectors.

JEL Classification: C01, C14, C22, E12, E21.

1. Introducción

El continuo incremento de la migración internacional es un hecho que está ligado a la búsqueda de oportunidades laborales de los habitantes de países con bajos niveles de desarrollo y, a su vez, este fenómeno impacta los giros de remesas de los emigrantes a familiares en sus países de origen.

Según estimaciones de la Organización Internacional para las Migraciones (OIM), para 2020 había en el mundo cerca de 281 millones de migrantes, que representaban el 3,6 % de la población mundial, y que estos giraron un volumen de 702 billones de dólares en remesas (OIM, 2023). Estas cifras hacen suponer que existe una relación entre migración y remesas, y que estas pueden impactar el consumo de los hogares, además de influir en otros campos de la economía, como en el crecimiento económico y la expansión del sistema financiero (Bonilla, 2016).

Colombia no es ajena a esta situación, dada la cantidad de colombianos que día a día emigran del país, aunque su contabilización es una tarea compleja por la forma en que esta se realiza; en su mayoría ilegal, y no se registran en los consulados colombianos de los países a los que llegan. Sin embargo, los estimativos de colombianos en el exterior para 2012 fueron de 4.7 millones, cifra que representó un poco más del 10 % de la población (OIM, 2021, p. XX), que estuvo ligado a las remesas que estos remitieron a sus familiares en el país, las cuales tuvieron un efecto sobre el consumo y la calidad de vida. En este contexto, podemos decir que las remesas han pasado de considerarse como una variable sin importancia en la economía a constituirse en un componente importante de la misma, teniendo un impacto positivo en esta, como lo muestran los siguientes guarismos: para 2022 fueron 2,7 % del PIB, 26 % de las exportaciones tradicionales, 44,8 % de las exportaciones de bienes, 2,4 veces las exportaciones de café¹.

Soportado en las anteriores consideraciones, en este documento tiene como objetivo estimar la relación entre el consumo final de los hogares y las remesas percibidas en el periodo 2005-2022 utilizando información trimestral de las siguientes variables: Consumo final de los hogares (CFH), Emigración de colombianos (EM), Remesas (RM) y Tasa Representativa del Mercado (TRM). Para esto se utiliza un Modelo de Corrección de Error Vectorial (VECM) y mediante el análisis de impulso-respuesta demostrar la reacción de una variable ante choques originados por los errores de las demás.

1 Cálculos propios soportados en cifras de la Balanza de Pagos del Banco de la República.

2. Migración y remesas en Colombia

Consideraciones iniciales

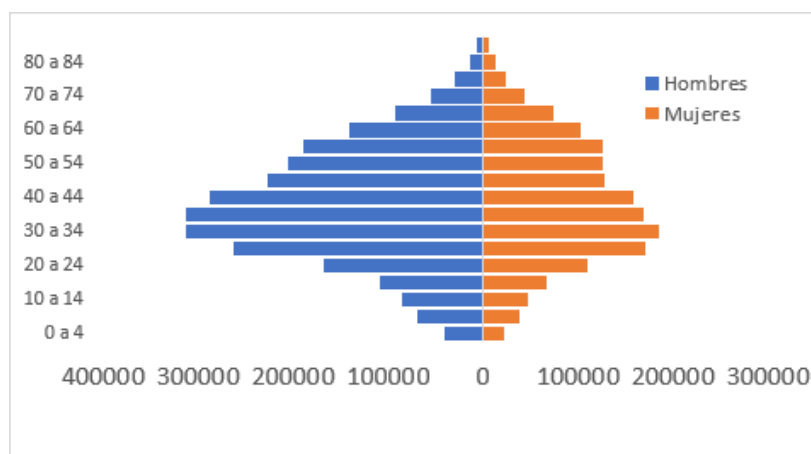
Definición de Migración: “movimiento geográfico de las personas a través de una frontera internacional específica o de un límite político-administrativo (para departamentos y municipios) interno para establecer una nueva residencia habitual” (Departamento Administrativo Nacional de Estadística [DANE], 2022, p. 10).

Inmigración internacional: “acto de entrar a un país diferente al de residencia habitual con el propósito de establecerse en él temporal o permanentemente” (DANE, 2022, p. 10).

Emigración internacional: “traslado que realiza una persona desde su país natal o hacia otro país, en búsqueda de mejores medios de vida, de modo que el país de destino se convierte en el de su nueva residencia habitual” (DANE, 2022, p. 10)

La emigración en Colombia

Desde la década de 1960, en que se empezó a generar un proceso migratorio en el país, se ha experimentado unas épocas de fuertes oleadas de emigración, que por lo general se encuentran sujetas a la situación socioeconómica interna, que, por un lado, se podrían atribuir a las contracciones económicas y, por otro, al clima de violencia que ha estado presente como uno de los temas más complejos en el orden social. Estas oleadas en su mayoría están compuestas por personas jóvenes, entre los 25 y 40 años, tal como se muestra en la pirámide poblacional de los emigrantes en 2021, comportamiento similar para otros años. Este es un segmento de la población colombiana que puede aportar significativamente al crecimiento económico del país, y que desafortunadamente no lo hace por la baja absorción de la mano de obra del aparato productivo.



Fuente: elaboración propia.

Figura 1. Pirámide poblaciones de los emigrantes en 2021

Flujos migratorios

Los flujos migratorios constituyen un escenario a partir del cual se podría analizar la coyuntura socioeconómica de un país o de una región; una fuerte emigración podría indicar dificultades socioeconómicas y una fuerte inmigración podría ser indicio de una actividad productiva dinámica. En general, el número de migrantes a nivel internacional ha aumentado por diversas razones, entre las cuales se pueden destacar, en primer lugar, las oportunidades de trabajo a nivel internacional, conflicto interno en los diversos países expulsores y cambio climático, entre otros, con la consecuente disminución en la oferta de mano de obra en algunas regiones, pérdida de capital humano que va unida a este proceso migratorio, y con el incremento de la oferta de mano de obra en los países receptores.

En Colombia, la emigración ha estado caracterizada por oleadas: una primera que se produjo en la década de los 60, principalmente a Estados Unidos; una segunda hacia Venezuela, que casi coincidió con la primera oleada o bien finalizando esta, la cual se encuentra enmarcada en las décadas de 1970 y 1980; y una tercera que inicia a finales de 1990 y aún continua, cuyo destino principalmente es Estados Unidos y España.

Por lo general, estas grandes oleadas emigratorias han coincidido con los altos niveles de desempleo en los años 70 y la crisis económica que sufrió el país entre 1998-1999, reflejado en el comportamiento del PIB, con un crecimiento negativo para 1999 de 4,2 %², la crisis financiera de 2008, que impactó a Colombia con una tasa de crecimiento en el PIB de solo 1.1 %³. En la actualidad, esos procesos emigratorios ya se han constituido en algo corriente para la población joven ante la poca capacidad del sector productivo de generar espacios para ellos, y hoy familias enteras han emigrado, quedando solo adultos mayores al cuidado de terceros.

Los principales países de destino de los colombianos que buscan mejores oportunidades laborales y de calidad de vida en el exterior son: Estados Unidos (34.6 %), España (2.3 %), Venezuela (20 %), Ecuador (3.1 %), Canadá (2 %), que representan el 82.6 % de los emigrantes colombianos (OIM, Colombia, 2021, p. 27), el restante 17.2 % se encuentra atomizado en diferentes países del mundo. España se ha convertido en el segundo destino preferido debido a que no existe barrera idiomática y la eliminación de visa.

La migración neta colombiana de los últimos cuatro quinquenios y el último bienio se presenta en la tabla 1. En esta se evidencia que la migración neta en este periodo tuvo

2 Cifras soportadas en las estadísticas del DANE.

3 Cifras soportadas en las estadísticas del DANE

un saldo negativo en los últimos tres quinquenios, y a partir del quinquenio 2015-2019 y el bienio 2020-2022 tuvo saldo positivo. Estos saldos positivos obedecen a la entrada masiva de venezolanos al país, que ha representado un reto para el Gobierno colombiano en materia de seguridad social, empleo y seguridad pública. En el marco de esta situación, la Unidad Nacional para la Gestión del Riesgo de Desastres (UNGRD) creó un registro de migrantes venezolanos que contiene información sobre su lugar de procedencia, el cual registra que el estado de Zulia, siendo frontera con Colombia, es el principal expulsor hacia nuestro país, con un 32 % de los venezolanos que llegan, y Barinas uno de los menores expulsores, con 3.3 % (OIM, Colombia, 2021, p. 26).

Tabla 1. Migración neta quinquenal 2000-2023

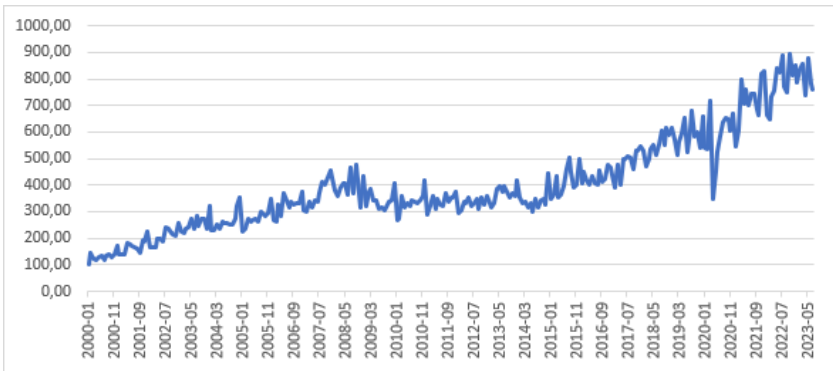
Quinquenios	2000-2002	2005-2009	2010-2014	2015-2019	2020-2022
Migración neta	(27.982)	(28.123)	(53.797)	277.334	121.876

Fuente: elaboración propia con base en cifras del Banco Mundial.

3. Remesas

Definición de Remesas: “las remesas comprenden las transferencias corrientes realizadas por los emigrantes a su país de origen, ya sea en dinero y/o en especie y hacen parte de las transferencias corrientes registradas en la *Balanza de Pagos de Colombia*” (Banco de la República de Colombia, 2025, parr. 1).

En la figura 2 se evidencia la tendencia ascendente de las remesas, salvo la caída evidente en la época de pandemia de Covid-19, pero a partir de esa fecha siguió con el ritmo que tenía previamente.



Fuente: Banco de la República.

Figura 2. Evolución de las remesas en Colombia (millones de dólares)

En Colombia, el registro de remesas se realiza trimestralmente en el Banco de la República con la información reportada por tres tipos de agentes: (a) los intermediarios

del mercado cambiario, (b) la superintendencia Bancaria, y (c) la encuesta anual sobre remesas que realiza este banco. Estas han cobrado tanta importancia en la economía colombiana que pasaron de 1578 millones de dólares en el año 2000 a 3890 millones de dólares en 2006, teniendo un crecimiento del 146.5 %, superando los ingresos generados por las exportaciones de café y carbón (tabla 2). Para 2016, los giros al país por este concepto llegaron a 4857 millones de dólares; para 2019 superaron los 8000 millones de dólares; y en 2022 llegaron a más de 9400 millones de dólares⁴. Según la Secretaría General de la Comunidad Andina de Naciones, Colombia es el mayor receptor de las remesas en la Comunidad Andina, con el 40 % del total, y a nivel intracomunitario, con el 59 % de las provenientes de los países miembros.

Tabla 2. Relación remesas y exportaciones

Año	% PIB	% Exportaciones Tradicionales	% Exportaciones No Tradicionales	% Exportaciones de Bienes	Número de veces Exportaciones de Carbón	% Exportaciones de Petróleo y sus derivados	Número de veces Exportaciones de café
2015	1,7%	22,4%	35,6%	12,9%	1.09	34,0%	2,0
2016	1,7%	28,3%	37,9%	15,1%	1.11	47,7%	2,1
2017	1,9%	24,5%	40,0%	14,5%	0.78	43,5%	2,3
2018	2,1%	24,5%	44,9%	15,4%	0.89	39,4%	2,9
2019	2,2%	29,0%	47,1%	17,4%	1.25	44,4%	3,1
2020	2,3%	43,7%	45,3%	21,4%	1.66	78,9%	2,8
2021	2,6%	37,7%	46,2%	20,1%	1.52	63,6%	2,8
2022	2,7%	26,3%	44,8%	15,8%	0.67	50,4%	2,4

Fuente: elaboración propia con base en cifras del Banco Mundial y DANE.

Teniendo como soporte estas cifras, podemos decir que las remesas son parte del ingreso permanente de las familias receptoras, siendo fundamental en su relación ingreso-consumo en el agregado nacional y para la economía colombiana. Algunos autores, como Ratha (2003), han concluido que las remesas juegan un papel importante en el financiamiento para desarrollo, y que son una fuente menos volátil que otras fuentes de financiación externas. Además, algunos estudios han encontrado que han impactado positivamente el crecimiento económico en Colombia y Ecuador (Solimano, 2003) y en Marruecos (Makhlouf & Naamane, 2013).

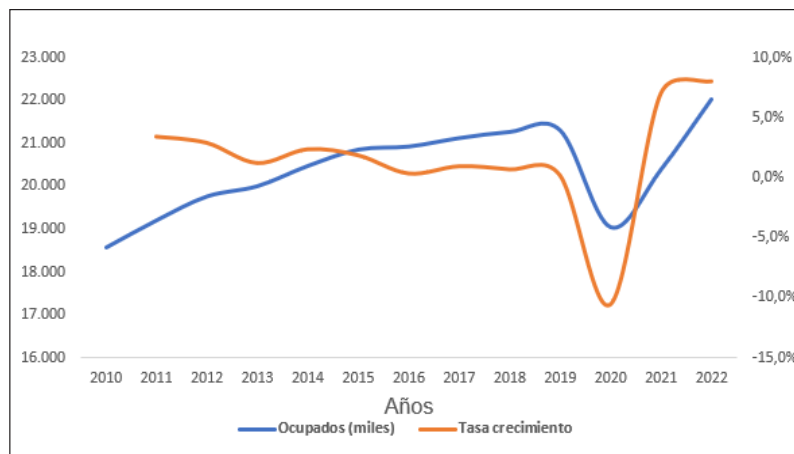
Migración y remesas

Entre 1998 y 1999, la economía colombiana tuvo un desaceleramiento, con un crecimiento de solo 0.6 % en 1998 y crecimiento negativo en 1999 de 4,2 %, lo que originó un incremento en la emigración en ese periodo buscando oportunidades laborales.

4 Fuente: Estadísticas sobre remesas del Banco de la República.

Otro comportamiento similar de la economía colombiana se puede observar entre 2008 y 2009, con una tasa de crecimiento en este periodo del 1,1% frente a un crecimiento de 3,3 % entre 2007 y 2008, lo cual afectó fuertemente la contratación de mano de obra.

El empleo por esas causas ha sufrido un deterioro, en la medida que ha estado creciendo a tasas decrecientes en los últimos 12 años, tal como se presenta en la figura 3, en la que se evidencia que, si bien el número de ocupados se incrementó, este incremento se ha realizado a tasas cada vez menores, con una fuerte caída en 2020 debido a la pandemia de Covid-19, aunque con una posterior recuperación. El análisis en este punto es evidenciar que la difícil absorción de la mano de obra por el aparato productivo a tasas cada vez menores forma parte de las causales de la emigración de la población en busca de mejores oportunidades laborales en el exterior.



Fuente: elaboración propia con base en cifras de GEIH-DANE.

Figura 3. Comportamiento del empleo en Colombia 2010-2022

Es así que la emigración en Colombia se convierte en la opción de muchos para lograr mejores ingresos, lo cual tiene un impacto en el comportamiento del gasto en consumo final de los hogares en el interior del país y, sobre todo, en el mejoramiento de la calidad de vida de las familias receptoras de remesas. Dadas las anteriores consideraciones, puede pensarse que las remesas están ligadas a la emigración de colombianos, y que existe una relación lineal entre el número de migrantes y el volumen de remesas enviado al país; es decir, entre más colombianos hayan salido del país, mayor es el volumen de remesas girado, y lo contrario, en flujos menores de migrantes, menor es el flujo de remesas.

Entonces cabe preguntarse: ¿cómo impactan las remesas en el consumo de los hogares colombianos?, ¿existe una relación de causalidad entre las variables consideradas en el estudio?

4. Revisión de la literatura

Son varios los estudios que se han realizado en las dos últimas décadas para estimar la relación entre remesas, consumo y crecimiento económico, Cadena y Cárdenas (2004) encuentran que el incremento en el giro de remesas a Colombia, en la medida que ha impactado el consumo de los hogares, también ha diversificado y aumentado las formas de realizar las transacciones, lo que ha generado una sana competencia entre cambistas, lo cual ha logrado reducir los costos para los receptores.

Por su parte, Bonilla (2016), estimando un modelo de diferencias en diferencias en una muestra de encuesta de hogares en un periodo de 14 años (2007-2015), encuentra que las regiones de mayor recepción de remesas son las regiones con mayor número de emigrantes, y que definitivamente impactan positivamente las familias receptoras, al mejorar sustancialmente su calidad de vida. Además, encuentra que solo el 0,3 % de los hogares receptores de remesas reporta que estas aportan más del 50 % de su ingreso total.

Garavito et al. (2019), utilizando un vector de corrección de errores (VEC), realizan un análisis de los determinantes macroeconómicos de las remesas. Para ello, además del componente de remesas, tienen en consideración la cantidad de migrantes colombianos en el exterior, incluyendo algunos agregados macroeconómicos para definir las variables que tienen en cuenta los migrantes al momento de realizar el envío de remesas a su país de origen. El estudio concluye que choques positivos del PIB externo mejoran el envío de remesas, y de igual forma, un incremento en el número de migrantes también mejora el envío y que, por el contrario, un incremento en el PIB del país receptor de remesas disminuye la recepción de estas.

Medina y Cardona (2010) y Amuedo y Pozo (2010) evalúan si efectivamente las remesas impactan positivamente el gasto en consumo de los hogares y su demanda en educación, y encuentran que las remesas impactan positivamente el gasto en educación, puesto que los hogares receptores evidencian una adición al gasto en educación del 10 % de lo que usualmente gastan en este rubro, aunque no se encontró efecto en el gasto en consumo.

El trabajo realizado por el Banco de México (BM, 2022), en el que se utilizan las matrices de contabilidad social regional y el modelo de multiplicadores contables de Pyatt y Round para estimar los efectos sobre el consumo de los hogares mexicanos por regiones, evidencia efectivamente un incremento en el consumo regional cuando los hogares realizan parte de este con giros de remesas, y que una caída en la recepción de remesas se traduce en una caída en el consumo de los hogares por regiones.

Mendoza (2021), utilizando un vector de cointegración sin sesgo de endogeneidad (FMOLS), estima los efectos de las remesas en el consumo de bienes y servicios en México; los resultados apuntan a que efectivamente las remesas afectan positivamente el consumo, aunque su elasticidad sea relativamente pequeña. Encuentra que cuando las remesas son consideradas un ingreso adicional tienen un efecto positivo sobre el consumo privado, y que las remesas no tienen una relación directa con la demanda de servicios, además de reducir las restricciones de liquidez como forma de sustituir el crédito de consumo. Estudios realizados sobre el impacto de las remesas concluyen que por lo menos en el corto plazo han contribuido a mejorar las condiciones de pobreza de los hogares receptores (Garay y Rodríguez, 2005; Acosta et al., 2007). De hecho, en la medida que el hogar recibe giros del exterior, su nivel de consumo primario aumenta, y en algunos casos incluso contribuye a mejorar la inclusión financiera (Izaquirre et al., 2016; Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos [CEMLA], 2007).

5. Consideraciones teóricas

El modelo toma en consideración la función de consumo propuesta por Keynes (1936) y la hipótesis del ingreso permanente de Friedman (1973), validando los resultados de la relación subyacente entre las remesas como componente permanente de los ingresos de las familias receptoras y su consumo, considerando que juegan un papel importante en la demanda efectiva y en la propensión marginal a consumir (Shushanta et al., 2016). En este contexto son varios los estudios que tienen en cuenta estas teorías: Kireyev (2006), Lubambu (2014), a nivel general (Boutaina & Kawkaba, 2023); Marruecos (Lamsal, 2024); Nepal (Adu-Darko, 2019); Ghana (Dhakal & Oli, 2020);. En Colombia, algunos de los estudios que de forma técnica muestran esta relación son los de Medina y Cardona (2010), Cadena y Cárdenas (2004), Kohudor-Castéras (2007), Garay y Rodríguez (2005). Este estudio revisa el tema, para verificar de forma empírica en el periodo 2005-2022, si las remesas en el corto y largo plazo han estado relacionadas de forma directa con el consumo de los hogares, mejorando la calidad de vida de los mismos, además de contribuir al producto interno bruto (PIB), en la medida que el consumo de los hogares, como parte de la demanda final, tiene una mayor participación que otra variable en este⁵.

5 Para 2020 y 2022, el consumo final de los hogares (CFH) e instituciones sin fines de lucro que sirven a los hogares (ISFH) tuvieron una participación del 71.43 y de 75 %, respectivamente. Cifras soportadas en las estadísticas del PIB emitidas por el DANE.

6. Proceso metodológico

Los datos

Con el fin de realizar el análisis por medio de elasticidades se utiliza el logaritmo de las variables, en consideración de que son tomadas de forma trimestral de las siguientes fuentes, como se indica a continuación:

Consumo final de los hogares: variable obtenida como componente del PIB; información suministrada por el DANE.

Remesas: se obtienen de la Balanza de Pagos del Banco de la República.

Emigración: debido a que no existen registros precisos sobre la emigración en Colombia, se construyó una variable proxi con los saldos migratorios de Migración Colombia e información del número de emigrantes que tenía el país en 2005⁶.

Tasa representativa del mercado: tasa bilateral dólar-peso con datos del Banco de la República, los cuales se encuentran de forma diaria y fueron llevados a forma trimestral.

El modelo

El análisis inicia utilizando un modelo de vectores autorregresivos (VAR), en el que todas las variables se consideran endógenas (Montenegro, 2011), representando la relación de la siguiente manera:

$$C_{Fht} = \beta_0 + \beta_1 E_{mt} + \beta_2 Rm_t + \beta_3 Trm_t + \varepsilon_t$$

Donde *CFH* representa el consumo final de los hogares; *Em* es la emigración internacional de colombianos; *Rm* las remesas recibidas por los colombianos; *Trm* la tasa representativa del mercado y ε_t es el término de perturbación. El modelo VAR se puede representar de la siguiente manera:

$$X_t = \sum_{i=1}^{p-1} A_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

6 Dada la falta de información sobre los emigrantes de un país, este es un método que está teniendo bastante aceptación para estimar la emigración. Para 2005, el DANE estimaba el número de emigrantes en 3 378 345. A partir de esta cifra, para los siguientes años se sumaron los saldos migratorios respectivos.

Donde es un vector columna de k variables endógenas (Consumo final de los hogares, Remesas, Emigración y Tasa representativa del mercado), es una matriz de coeficientes y un vector columna de perturbaciones aleatorias.

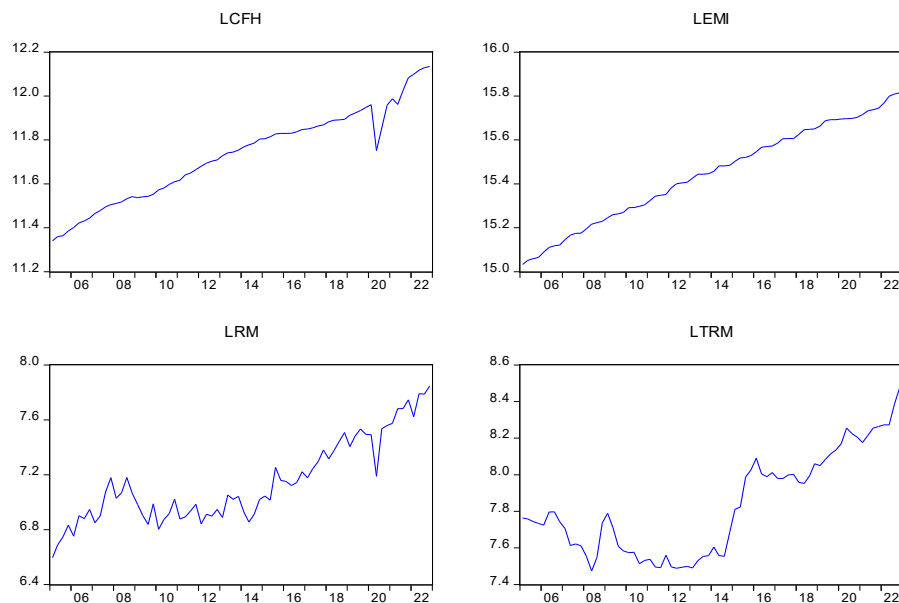
El análisis de cointegración estableció una relación de largo plazo entre las variables, las cuales son integradas de orden uno, $I(1)$, por lo que el VAR debe reescribirse como un vector de corrección de errores (VEC), tal como se presenta a continuación:

$$\Delta X_t = v + \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

Donde es el operador de primeras diferencias, un vector de k variables endógenas (Consumo final de los hogares, Remesas, Emigración y tasa representativa del mercado) integradas $I(1)$, contienen los parámetros de largo y corto plazo, respectivamente, es un vector de errores independientes e idénticamente distribuidos.

Procedimientos

El análisis gráfico, que es el primer procedimiento para estudiar el comportamiento de las series, muestra que todas tienen tendencia, lo que generalmente indica la no estacionariedad de estas, pero para confirmarlo se realiza la prueba de raíz unitaria.



Fuente: elaboración propia de acuerdo con salidas programa Eviews.

Figura 4. Comportamiento de las variables

La tabla 3 denota presencia de raíz unitaria, confirmando que son integradas de orden uno I (1) en niveles, pero que en sus primeras diferencias son estacionarias, que es la característica de las series económicas.

Tabla 3. Test de raíces unitarias

Variable	t-estadistic	p_valor
Lcfh	-0.5637	0.8712
Lrm	-0.3125	0.9168
Lem	0.0194	0.0567
Ltrm	0.7845	0.9931

Fuente: elaboración propia.

Después de comprobar el orden de integración de las series se define el número de rezagos para una buena especificación del modelo. Para esto se utilizan los criterios de información de Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn. Seguidamente, se realizan las pruebas de normalidad, independencia serial y homocedasticidad en los residuales.

El número de rezagos apropiados que generen una buena especificación del modelo VAR es de 6⁷ (K=6), por lo que el VEC se especifica con K=5. A continuación, se procede a realizar el análisis de cointegración utilizando las pruebas traza y de máximo valor propio con el fin de detectar si existe algún vector de cointegración al nivel de significancia especificado (95 %), y saber si se presenta una relación de largo plazo entre las variables. Este análisis se realiza en la medida que las variables presentan tendencia en niveles, haciendo necesario determinar esa relación cointegrante que capte ese fenómeno. Además, se introducen dos variables *dummies* de intervención para alcanzar normalidad en los residuales por valores atípicos en el trimestre 2008q4, debido a la crisis financiera de ese año y como resultados de los efectos de la Covid-19 reflejados en el año 2020q2.

7. Resultados

Un aspecto importante en el análisis de series de tiempo es determinar si existe causalidad de Granger, puesto que, si existe cointegración, existe causalidad, y si no existe causalidad, lo más probable es que no existe cointegración. Los resultados del análisis evidencian dos relaciones de causalidad en el sentido de Granger, tal como se muestra en la tabla 4.

7 Si el objetivo del VAR es la predicción, es más adecuado usar AIC y FPE (Final Predicción Error), pero si el objetivo es una adecuada estimación del número de rezagos, es conveniente usar Schwartz o Hannan-Quinn-Information (HQI) (Lükepohl, 2005, citado por Galati, 2024).

Causalidad

Tabla 4. VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Dependent variable: D(LCFH)			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
D(LRM)	3.096.956	6	0.7966
D(LEMI)	3.441.045	6	0.0000
D(LTRM)	4.398.023	6	0.6230
All	4.596.314	18	0.0003
Dependent variable: D(LRM)			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
D(LCFH)	5.993.182	6	0.4240
D(LEMI)	1.391.347	6	0.0306
D(LTRM)	4.936.167	6	0.5520
All	2.433.239	18	0.1444
Dependent variable: D(LEMI)			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
D(LCFH)	4.138.699	6	0.6579
D(LRM)	3.055.739	6	0.8018
D(LTRM)	7.343.472	6	0.2902
All	1.934.934	18	0.3706
Dependent variable: D(LTRM)			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
D(LCFH)	9.222.583	6	0.1614
D(LRM)	2.144.750	6	0.9059
D(LEMI)	1.232.813	6	0.0550
All	2.053.093	18	0.3037

Fuente: elaboración propia.

El test de causalidad de Granger muestra la causalidad entre los logaritmos de las variables, evidenciando que existe una relación de causalidad entre la emigración y el consumo final de los hogares, sin embargo, no en la dirección contraria. Esto podría deberse fundamentalmente a que el consumo final de los hogares se encuentra en función de otras variables más fuertes que el giro de las remesas, como el ingreso, la riqueza, entre otras. Tal como cabría esperar, la emigración sí causa, en el sentido de Granger, a las remesas.

Test de cointegración

El test de cointegración (tabla 5), utilizando el estadístico traza rechaza la hipótesis nula al 5 %, indicando que existen dos relaciones de cointegración a largo plazo, lo

cual es confirmado por el estadístico del máximo valor propio, que al 5 % también rechaza la hipótesis nula, indicando que existen dos relaciones de cointegración de largo plazo entre las variables, como se observa en la tabla 6.

Tabla 5. Rank Test sin restricciones de cointegración (Trace)

Hypothesized Nº. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value 0.05	Prob.**
None *	0.504956	78.18214	47.85613	0.0000
At most 1*	0.326946	32.48009	29.79707	0.0240
At most 2	0.077535	6.744610	15.49471	0.6075
At most 3	0.022794	1.498734	3.841466	0.2209

Nota. Trace test indica 3 ecuaciones de cointegración al 5 %. * denota rechazo de la hipótesis nula al 5 %.

Fuente: elaboración propia.

Tabla 6. Rank Test sin restricciones de cointegración (Maximun Eingenvaleue)

Hypothesized Nº. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eingen Statistic	Critical Value 0.05	Prob.**
None *	0.504956	45.70295	27.58434	0.0001
At most 1*	0.326946	26.73548	21.13162	0.0105
At most 2	0.077535	5.245876	14.26460	0.7105
At most 3	0.022794	1.498734	3.841466	0.2209

Nota. Trace test indica 2 ecuaciones de cointegración al 5 %. * denota rechazo de la hipótesis nula al 5 %.

Fuente: elaboración propia.

Resultados del vector de cointegración

Tabla 7. Vector de cointegración

	LCFH	LRM	LEMI	LTRM	C
Coefficientes	1.0000	-0.009177	-0.879489	0.005328	1.875875
Error estándar		(0.03510)	(0.02817)	(0.02940)	

Fuente: elaboración propia.

Los resultados del vector de cointegración se presentan en la tabla 7; la ecuación del vector de cointegración es la siguiente:

$$LCFH = 1.875857 + 0.009177RM + 0.879489LEM - 0.005328LTRM + \epsilon$$

El vector de cointegración muestra una relación positiva entre las remesas y el consumo final de los hogares, lo cual es consistente con la teoría y con otros estudios. Es decir, un incremento en las remesas mejora el consumo final de los hogares. De acuerdo

con la ecuación de cointegración, ante un incremento de 1 % en las remesas, el consumo final de los hogares se incrementa 0,009 %, lo que indica una elasticidad consumo remesas muy baja. Esto es consistente con la función consumo keynesiana, que indica que el consumo es dependiente del ingreso, por lo tanto, al ser las remesas solo una fracción del ingreso, la elasticidad consumo final de los hogares remesas es baja, dado que es una fracción de la elasticidad total. Por su parte, el consumo final de los hogares responde mucho mejor ante los cambios en la emigración, pero también con una elasticidad baja: ante un cambio de 1 % en la emigración, responde solo con 0,88 %. El signo debe interpretarse con mucho cuidado, puesto que la emigración, en un principio debido a la cantidad de emigrantes, debería generar una disminución en el consumo final de los hogares en el corto plazo, pero, a la larga, a través de las remesas debería compensar esa pérdida, y el efecto final dependería del volumen de remesas girado. Ahora, frente a la tasa representativa del mercado, la elasticidad del consumo es casi igual de baja que ante las remesas, aunque con signo contrario, significando posiblemente que ante una disminución de la tasa representativa del mercado, los familiares en el exterior disminuyen el giro de remesas lo cual afecta negativamente el consumo, aunque muy poco. Es importante destacar que, aunque el consumo final de los hogares es inelástico frente a las variables en consideración, los signos encontrados son los esperados, algo que concuerda con los aspectos teóricos y con los estudios realizados por otros autores, los cuales se han referenciado previamente.

Resultados del vector de corrección de errores (VEC)

Tabla 8. Vector de corrección de errores

Error Correction	D(LCFH)	D(LRM)	D(LEMI)	D(LTRM)
CointEq1	-0.474289	0.307544	0.005550	1.346684
Error estándar	(0.10459)	(0.76972)	(0.04559)	(0.49184)
Estadístico t	[-4.53478]	[0.39956]	[0.12175]	[2.73804]

Fuente: elaboración propia.

El VEC muestra la velocidad de ajuste de las variables; se observa que esta no es muy alta y que la velocidad del consumo final de los hogares es la más alta, y solo dos coeficientes son estadísticamente significativos: consumo final de los hogares y tasa representativa del mercado. La no significancia estadística de las remesas y la emigración indica que no están contribuyendo a la estabilidad de largo plazo entre las variables.

Función impulso respuesta

En los modelos VAR, la función impulso respuesta juega un papel fundamental, debido que el objetivo prioritario es definir las relaciones entre las variables. Es así que un

choque en uno de los residuos del vector de errores genera una respuesta a través del tiempo en , lo que en la literatura se llama “impulso respuesta”.

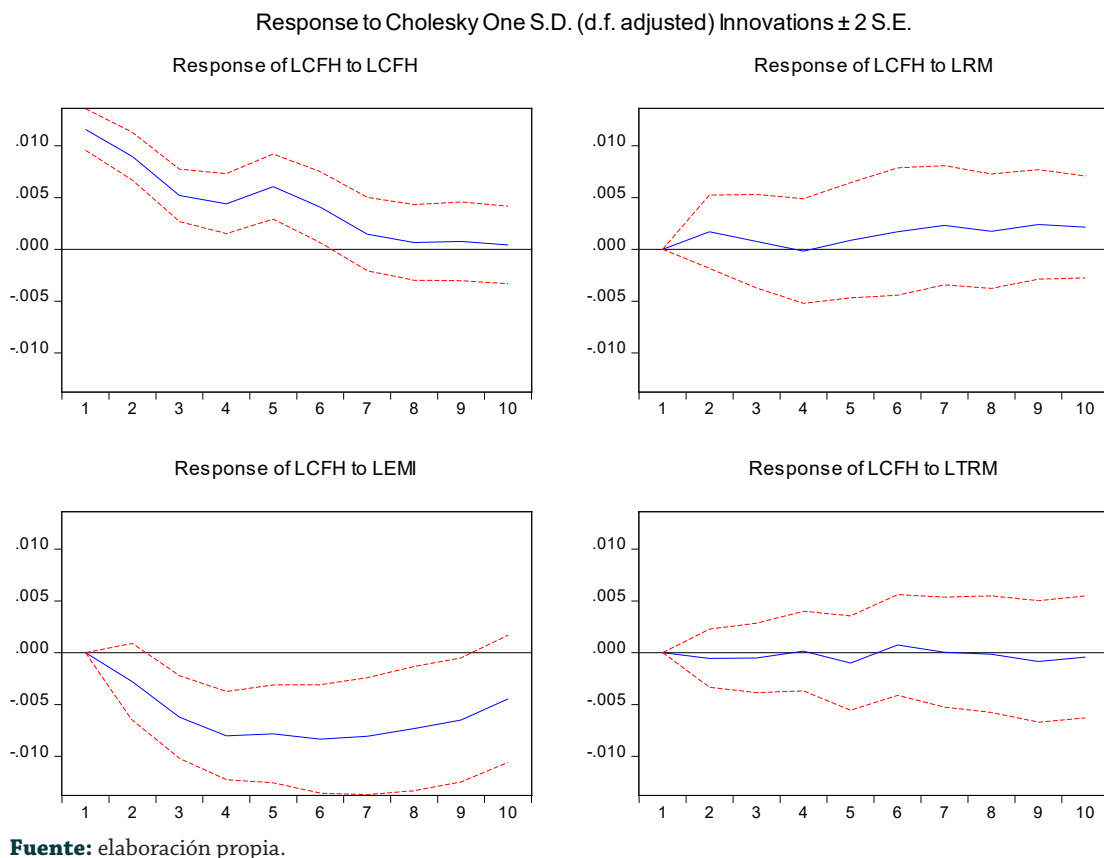


Figura 5. Función impulso respuesta

En la figura 4 se presentan las respuestas del consumo final de los hogares a un choque en los errores en sí misma, y de las remesas (panel superior) y ante un choque en los errores de la emigración y de la tasa representativa del mercado (panel inferior).

Puede observarse que el consumo final de los hogares responde positivamente ante un choque de sus propios errores, reduciendo su participación durante los 6 primeros trimestres para luego volver a su estado estacionario, siendo estos choques estadísticamente significativos. Contrario a lo que podría esperarse, el consumo final de los hogares no responde ante los choques en los errores de las remesas en ningún periodo. La emigración, sin embargo, sí tiene un efecto significativo en el consumo final de los hogares, reduciéndolo a partir del segundo trimestre hasta el 9°. Los choques en la tasa de cambio real igual no tienen un efecto significativo sobre el consumo final de los hogares.

8. Conclusiones

En este documento, teniendo en cuenta la relación ingreso-consumo y, a su vez, considerando que las remesas se han constituido en un componente del ingreso permanente de las familias receptoras, se ha analizado la relación entre las remesas y el consumo final de los hogares colombianos, la emigración y la tasa representativa del mercado. En este contexto, es importante destacar el componente emigratorio como parte fundamental de la ecuación, en la medida que es el generador de remesas, a la vez que instrumento para la pérdida de potencial productivo dentro del país por las oleadas de jóvenes que día a día lo abandonan.

Los resultados encontrados muestran que existe una relación de largo plazo entre estas variables y una relación unidireccional de causalidad entre la emigración y el consumo final de los hogares y entre la emigración y las remesas, también en un solo sentido.

En este escenario, donde las remesas forman parte del ingreso permanente de las familias, estas tienen un efecto positivo, aunque no significativo, sobre el consumo final de los hogares a nivel agregado. Teniendo en cuenta que se trabaja con logaritmos de las variables, esto significa una baja elasticidad consumo remesas. Los resultados muestran que igualmente el consumo final de los hogares responde de forma significativa y positiva ante la emigración, aunque con una elasticidad baja, pero más alta que frente a las remesas.

En este contexto analítico, es importante generar una discusión en torno a la emigración y las remesas, porque si bien estas últimas contribuyen a mejorar la calidad de vida de las familias receptoras, la primera está generando una pérdida de capital humano a nivel nacional que puede ocasionar un conflicto vinculado con el régimen pensional, en la medida que este está viendo disminuida la capacidad de aportes, situación que se agrava continuamente.

Referencias

- Acosta, P., Fajnzylber, P., & López, H. (2007). The Impact of Remittances on Poverty and human capital: Evidence from Latin American Household Surveys. *World Bank Policy Research*. <https://documents1.worldbank.org/curated/en/446091468046772511/pdf/wps4247.pdf>
- Adu-Darko, E. (2019). <https://nmbu.brage.unit.no/nmbu-xmlui/bitstream/handle/11250/2639224/EBENEZERADUDARKO.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Amuedo, C., & Pozo, S. (2010). Accounting for Remittance and Migration Effects on Children's Schooling. *INSIDE*. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0305750X10001270>

- Banco de México (2022). *Remesas y su efecto sobre el consumo de los hogares en las regiones de México en el contexto de la pandemia del Covid-19*. México: Banco de México. <https://www.banxico.org.mx/publicaciones-y-prensa/reportes-sobre-las-economias-regionales/recuadros/%7B1D16C149-35FB-577B-4262-27DB722C71E8%7D.pdf>
- Banco de la República Colombia. (2025). Remesas. *Banco de la República*. <https://www.banrep.gov.co/es/glosario/remesas#:~:text=Las%20remesas%20comprenden%20las%20transferencias,Balanza%20de%20Pagos%20de%20Colombia.>
- Bonilla, M. L. (2016). Choques externos y remesas internacionales en las regiones de Colombia. *Borradores de economía*. https://www.banrep.gov.co/sites/default/files/publicaciones/archivos/dtser_250.pdf
- Boutania, I., & Kawkaba, S. (2023). The impact of Remittances on household consumption: evidence from Morocco. <https://hal.science/hal-04270192/document>
- Cadena, X. y Cárdenas, M. (2004). Las remesas en Colombia: costos de transacción y lavado de dinero. *Revista Coyuntura Económica: Investigación Económica y Social*. https://www.repository.fedesarrollo.org.co/bitstream/handle/11445/814/WP_2004_No_26.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA). (2007). Remesas internacionales en Colombia. https://www.banrep.gov.co/sites/default/files/sala_prensa/comunicados/adjuntos/DDP-Colombia_23may07.pdf
- Dhakal., S. & Oli, S. (2020). The Impact of Remittance on Consumption and Investment: A Case of Province Five of Nepal. <https://www.nepjol.info/index.php/qjmss/article/view/29018>
- Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2022). Sistema de Información de Estadísticas de Migración. <https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/poblacion/migracion/documento-SIEM.pdf>
- Friedman, M. (1973). *Una Teoría de la Función Consumo* (1ª ed.). Editorial Alianza.
- Garavito, A., Collazos, M., Hernández, M. y Montes, E. (2019). Migración internacional y determinantes de las remesas de los trabajadores en Colombia. *Borradores de economía*. <https://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/9654>
- Garay, J. y Rodríguez, A. (2005). *Estudio sobre Migración Internacional y Remesas en Colombia*. Bogotá. https://publications.iom.int/system/files/pdf/estudio_sobre_migracion2.pdf
- Izaguirre, M., González, A., Font, J., Cases, J. y Arenal, C. (2016). *Remesas e inclusión financiera: análisis de la encuesta de migrantes de América Latina y el Caribe en España*. FOMIN. <https://publications.iadb.org/es/remesas-e-inclusion-financiera-analisis-de-una-en-cuesta-de-migrantes-de-america-latina-y-el-caribe>
- Keynes, J. (1936). *Teoría General de la Ocupación el Interés y el Dinero*. (octava reimpresión). Fondo de Cultura Económica.
- Khudor-Castéras, D. (2007). Migraciones internacionales y desarrollo: el impacto económico de las remesas en Colombia. *Revista de la Cepal*. <https://core.ac.uk/download/pdf/38673673.pdf>
- Kireyev, A. (2006). The Macroeconomics of Remittances: The Case of Tajikistan. IFM Workig paper. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2006/wp0602.pdf>

- Lamsal, R. (2024). The Impact of Workers' Remittances on Household Consumption Expenditure in Nepal: A Time Series Analysis. *Nepalese Journal of Management Science and Research*. <https://www.nepjol.info/index.php/njmsr/article/view/64606>
- Lubambu, K. (2014). The impacts of remittance on developing countries. [https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/etudes/join/2014/433786/EX-PO-DEVE_ET\(2014\)433786_EN.pdf](https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/etudes/join/2014/433786/EX-PO-DEVE_ET(2014)433786_EN.pdf)
- Makhlouf, F., & Naamane, A. (2013). The Impact of Remittances on Economic Growth: The Evidence from Morocco. https://univ-pau.hal.science/hal-01885148v1/file/2013_2014_3Impact_of_Remittances_on_Economic_Growth_Morocco_FMakhlouf_ANaamane.pdf
- Medina, C., & Cardona, L. (2010). The effects of Remittances on Household Consumption, Education Attendance and Living Standards: The Case of Colombia. <https://www.re-dalyc.org/pdf/1552/155216291002.pdf>
- Mendoza G., M. A. (2021). Las remesas en el contexto de los determinantes del consumo privado en México, 1995-2019. *Economía Teoría y Práctica*, 29(55), 87-108. <https://www.scielo.org.mx/pdf/etp/n55/2448-7481-etp-55-87.pdf>
- Montenegro, A. (2011). *Análisis de series de tiempo*. (1ª ed.). Editorial Javeriana.
- Organización Internacional para las Migraciones (OIM). (2021). Perfil migratorio de Colombia 2021. <https://publications.iom.int/system/files/pdf/MP-Colombia-2021-ES.pdf>
- Organización Internacional para las Migraciones (OIM). (2023). *World Migration Report 2022*. <https://worldmigrationreport.iom.int/wmr-2022-interactive/>
- Ratha, D. (2003). Workers' Remittances: An Important and Stable Source of External Development Finance/Workers's Remittances: An Important and Stable Source of External Development Finance. Banco Mundial.
- Sushanta K. Mallick, S., & Mohsin, M. (2016). Macroeconomic Effects of Inflationary Shocks with Durable and Non-Durable Consumption. https://ideas.repec.org/a/kap/openec/v27y2016i5d10.1007_s11079-016-9405-0.html
- Solimano, A. (2003). Workers Remittances to the Andean Region: Mechanisms, Costs and Development Impact. <https://publications.iadb.org/en/workers-remittances-andean-region-mechanisms-costs-and-development-impact>
- World Bank. (2022). Remittances brave global headwinds. *Migration and Development*(37). https://reliefweb.int/report/world/migration-and-development-brief-37-remittances-brave-global-headwinds-special-focus-climate-migration-november-2022-enarruzh?gad_source=1&gclid=EAlaIQobChMIr_f8k6XQggMVPzXUAR3U6gBFEAAYA-SAAEgKCavD_BwE

Anexos

Anexo 1. Variables del modelo

Variable	Características	Estacionalidad
Remesas de los trabajadores	Variable obtenida del Banco de la República (Miles de millones de \$)	No estacionaria I(1)
Consumo final de los hogares	Variable obtenida del Banco de la República (Miles de millones de \$)	No estacionaria I(1)
Tasa representativa del mercado	Variable obtenida del Banco de la República (Pesos por dólar USD)	No estacionaria I(1)
Emigración	Construida a partir de los saldos migratorios calculados por Migración Colombia (Número de migrantes.	No estacionaria I(1)

Fuente: elaboración propia.

Anexo 2. Prueba de raíz unitaria LCFH, LEMI

Null Hypothesis: LCFH has a unit root				Null Hypothesis: LEMI has a unit root			
Exogenous: Constant				Exogenous: Constant			
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)			
		t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.563789	0.8712	Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.019415	0.9567
Test critical values:	1% level	-3.525.618		Test critical values:	1% level	-3.531.592	
	5% level	-2.902.953			5% level	-2.905.519	
	10% level	-2.588.902			10% level	-2.590.262	

Fuente: elaboración propia.

Anexo 3. Prueba de raíz unitaria LRM, LTRM

Null Hypothesis: LRM has a unit root				Null Hypothesis: LTRM has a unit root			
Exogenous: Constant				Exogenous: Constant			
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)				Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)			
		t-Statistic	Prob.*			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.313562	0.9168	Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.784559	0.9931
Test critical values:	1% level	-3.527.045		Test critical values:	1% level	-3.525.618	
	5% level	-2.903.566			5% level	-2.902.953	
	10% level	-2.589.227			10% level		

Fuente: salida Eviews.

Anexo 4. Prueba de normalidad en los residuos

Component	Jarque-Bera	Df	Prob.
1	0.313277	2	0.8550
2	0.222551	2	0.8947
3	0.207280	2	0.9015
4	0.231259	2	0.8908
Joint	0.974368	8	0.9984

Fuente: salida Eviews.

Anexo 5. VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Levels and Squares)

Sample: 2005Q1 2022Q4					
Included observations: 65					
Joint test:					
Chi-sq	Df	Prob.			
5.181.329	520	0.5149			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(52,12)	Prob.	Chi-sq(52)	Prob.
res1*res1	0.841898	1.228.850	0.3647	5.472.335	0.3716
res2*res2	0.928068	2.977.387	0.0214	6.032.442	0.2002
res3*res3	0.732806	0.632908	0.8732	4.763.240	0.6462
res4*res4	0.778140	0.809386	0.7148	5.057.908	0.5299
res2*res1	0.830699	1.132.304	0.4313	5.399.545	0.3980
res3*res1	0.877899	1.659.223	0.1701	5.706.346	0.2925
res3*res2	0.848717	1.294.643	0.3248	5.516.659	0.3559
res4*res1	0.794306	0.891136	0.6368	5.162.989	0.4884
res4*res2	0.940325	3.636.334	0.0091	6.112.113	0.1810
res4*res3	0.737687	0.648980	0.8603	4.794.968	0.6339

Fuente: elaboración propia.

Anexo 6. VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 2005Q1 2022Q4						
Included observations: 65						
Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.285.436	16	0.0003	3.113.243	(16, 92.3)	0.0003
2	1.652.085	16	0.4172	1.044.224	(16, 92.3)	0.4195
3	1.919.259	16	0.2588	1.230.022	(16, 92.3)	0.2609
4	2.406.107	16	0.0882	1.581.714	(16, 92.3)	0.0895
5	1.639.935	16	0.4255	1.035.892	(16, 92.3)	0.4277
6	2.022.065	16	0.2104	1.302.858	(16, 92.3)	0.2124
7	9.539.261	16	0.8896	0.581665	(16, 92.3)	0.8903
8	9.885.199	16	0.8726	0.603827	(16, 92.3)	0.8734
9	1.546.770	16	0.4907	0.972348	(16, 92.3)	0.4929
10	2.578.156	16	0.0572	1.710.181	(16, 92.3)	0.0582
11	2.250.309	16	0.1277	1.467.286	(16, 92.3)	0.1293
12	3.080.685	16	0.0142	2.098.418	(16, 92.3)	0.0146

Nota. Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h.

Fuente: elaboración propia.

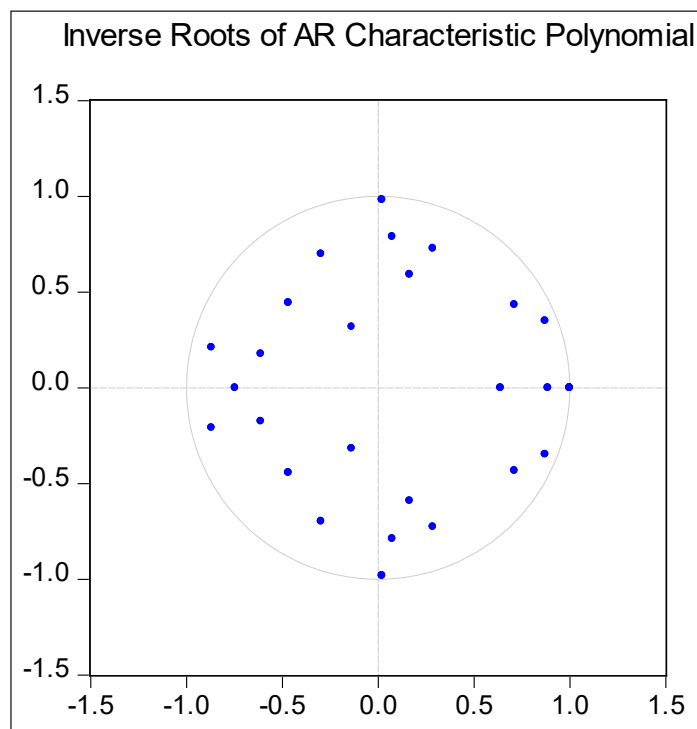
Anexo 7. Prueba de estabilidad

Endogenous variables : LCFH LRM LEMI	
LTRM	
Exogenous variables: D2008Q4 D2020Q2	
Lag specification: 1 6	
Root	Modulus
1.000.000	1.000.000
1.000000 - 3.86e-15i	1.000.000
1.000000 + 3.86e-15i	1.000.000
0.020658 + 0.981164i	0.981381
0.020658 - 0.981164i	0.981381
0.872493 - 0.348892i	0.939665
0.872493 + 0.348892i	0.939665
-0.867436 - 0.209528i	0.892383
-0.867436 + 0.209528i	0.892383
0.886962	0.886962
0.713266 + 0.433518i	0.834677
0.713266 - 0.433518i	0.834677
0.075015 - 0.788272i	0.791833
0.075015 + 0.788272i	0.791833
0.287854 - 0.726916i	0.781836
0.287854 + 0.726916i	0.781836
-0.296632 + 0.698172i	0.758574
-0.296632 - 0.698172i	0.758574
-0.745180	0.745180
-0.466499 + 0.443781i	0.643865
-0.466499 - 0.443781i	0.643865
0.639248	0.639248
-0.611086 - 0.176822i	0.636154
-0.611086 + 0.176822i	0.636154
0.165516 + 0.591672i	0.614387
0.165516 - 0.591672i	0.614387
-0.137398 - 0.318707i	0.347062
-0.137398 + 0.318707i	0.347062

Nota. VEC specification imposes 3 unit root(s).

Fuente: elaboración propia.

Anexo 8. Inverse roots of AR characteristic polynomial



Fuente: elaboración propia.

Movilidad social en el Perú: impacto de la educación y el entorno socioeconómico del jefe de hogar (2014-2023)

Social Mobility in Peru: Impact of Education and the Socioeconomic Environment of the Head of Household (2014-2023)

DIANA MILAGROS REYNA MOTTA¹
HÉCTOR JAVIER BENDEZÚ JIMÉNEZ²

- 1 Estudios de Maestría en Economía con mención en Gestión y Políticas Públicas (MEGPP) por la Universidad Nacional Mayor de San Marcos (UNMSM), Lima (Perú). Especialización en Econometría Aplicada por la Universidad Nacional de Ingeniería (UNI), Lima (Perú). Economista. Especialista en Análisis y Seguimiento de Políticas Educativas en el Consejo Nacional de Educación - Ministerio de Educación (MINEDU), Lima (Perú). Colaborador del Grupo de Investigación ECOAGROX de la UNMSM. diana.reyna@unmsm.edu.pe. <https://orcid.org/0009-0007-0326-1475>
- 2 Magíster en Cooperación Internacional y doctor en Economía Internacional y Desarrollo por la Universidad Complutense de Madrid (España). Economista por UNMSM, Lima (Perú). Profesor principal e investigador de la UNMSM. hbendezuj@unmsm.edu.pe. <https://orcid.org/0000-0001-9530-6472>



Resumen

La educación de los padres ha sido históricamente un factor determinante en la movilidad social y económica de sus hijos. Este estudio analiza su impacto, junto con variables como sexo, edad, lengua materna, discapacidad, lugar de residencia y región, en las oportunidades educativas y la movilidad social de los jefes de hogar en el Perú entre 2014 y 2023. A través del Modelo Logit Ordinal Generalizado y de la Encuesta Nacional de Hogares, se evidencia que la educación parental, especialmente la materna, influye significativamente en el nivel educativo del jefe de hogar. Este hallazgo confirma la existencia de movilidad intergeneracional ascendente, respaldado por estudios previos en América Latina.

Palabras clave: educación de los padres, movilidad social, desigualdad social, pobreza, Perú.

Abstract

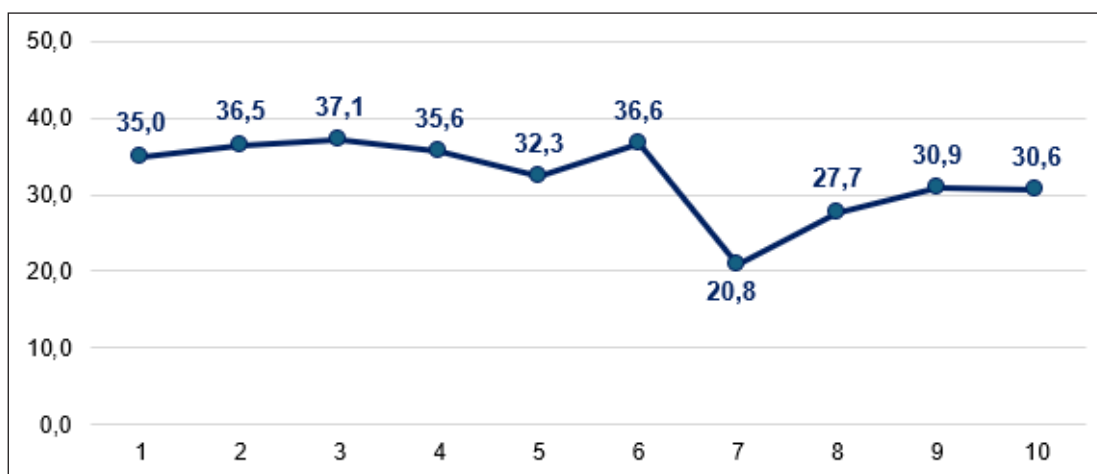
Parental education has historically been a determining factor in the social and economic mobility of their children. This study analyzes its impact, along with variables such as sex, age, native language, disability, place of residence, and region, on the educational opportunities and social mobility of household heads in Peru between 2014 and 2023. Using the Generalized Ordinal Logit Model and the National Household Survey, it is evident that parental education, especially maternal education, significantly influences the educational level of the head of household. This finding confirms the existence of upward intergenerational mobility, supported by previous studies in Latin America.

Keywords: parental education, social mobility, social inequality, poverty, Peru.

1. Introducción

Perú, país caracterizado por su diversidad cultural, geográfica y socioeconómica, encuentra en la educación un pilar fundamental para el desarrollo individual y colectivo. A lo largo del tiempo, se ha valorado el conocimiento y la experiencia como componentes esenciales del legado ancestral que fortalece a nuestras comunidades. Sin embargo, a pesar de los avances, aún persisten profundas desigualdades en el acceso y la calidad del sistema educativo.

Uno de los principales retos que enfrenta el sistema educativo peruano es la baja transición de los estudiantes de secundaria hacia la educación superior. Según el Ministerio de Educación (Minedu, 2025), solo tres de cada diez egresados de secundaria acceden a estudios superiores. Entre 2014 y 2023, esta tasa disminuyó en 4.4 puntos porcentuales (p. p.), al pasar de 35.0 a 30.6 %. Desde 2017 (35.6 %) se observa una disminución sostenida hasta 2018 (32.3 %), seguida por una recuperación en 2019 (36.6 %) y una caída pronunciada en 2020 (20.8 %) debido al impacto de la pandemia de Covid-19. No obstante, a partir de 2021 se ha registrado una recuperación progresiva (figura 1).

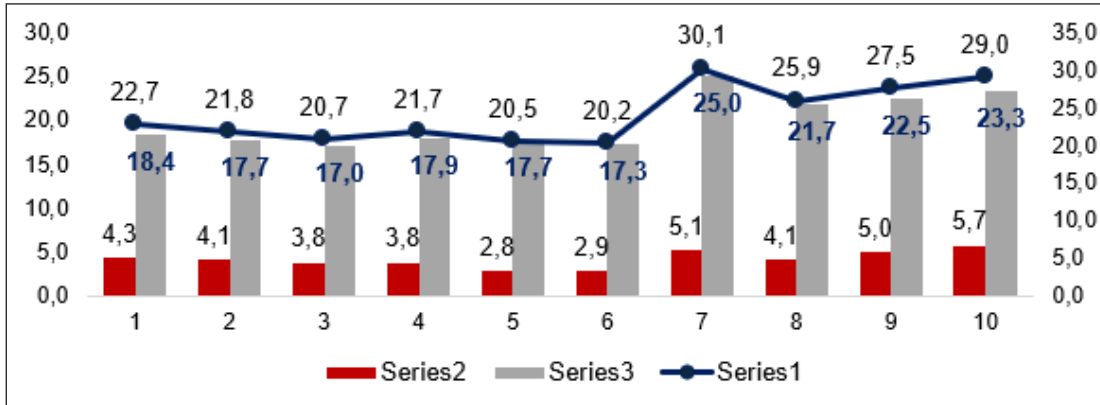


Fuente: elaboración propia con base en datos de Estadística de la Calidad Educativa-MINEDU.

Figura 1. Tasa de transición a la educación superior, 2014-2023 (Porcentaje)

Esta realidad evidencia una brecha considerable que restringe las oportunidades de desarrollo y perpetúa la desigualdad social, especialmente entre quienes provienen de hogares con bajos niveles de escolaridad. De acuerdo con Benavides y Etesse (2012), las desigualdades en el acceso a la educación tienden a ocurrir en lugares donde el sistema educativo no ha sido ampliamente desarrollado y los recursos económicos y culturales están distribuidos de manera desigual entre la sociedad.

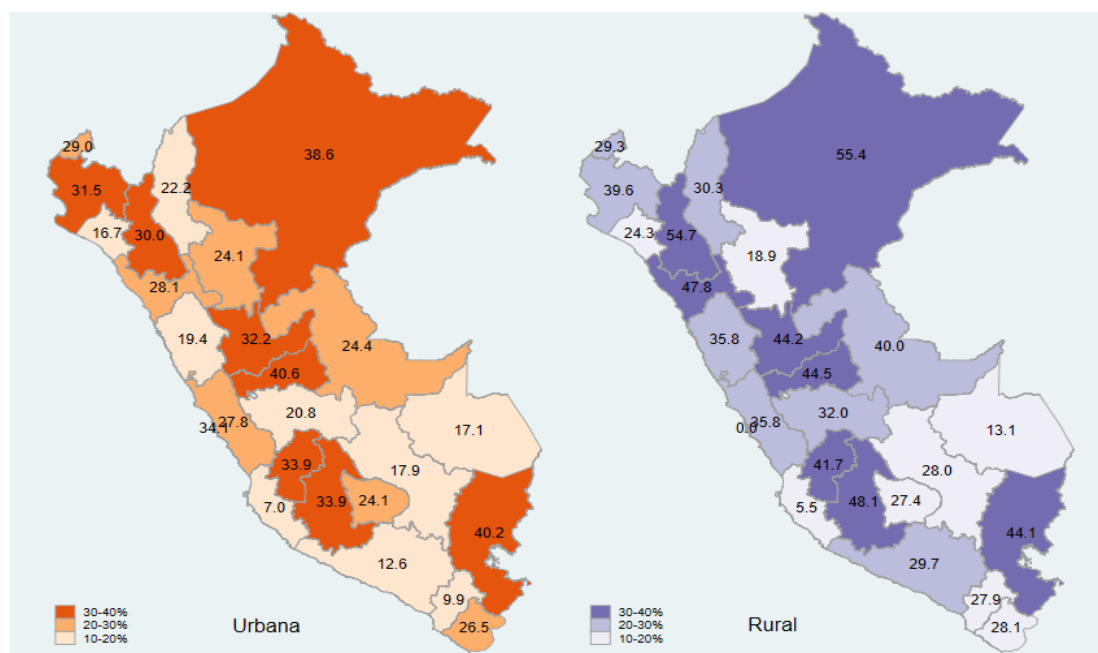
La disminución en el acceso a la educación superior se desarrolla en un escenario caracterizado por el incremento de la pobreza. De acuerdo con el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI, 2024), entre 2014 y 2023, la pobreza total aumentó en 6.3 p. p. (de 22.7 a 29.0 %). En ese mismo periodo, la pobreza extrema creció en 1.4 p. p. y la pobreza no extrema subió en 4.9 p. p. En 2020, como consecuencia del impacto del coronavirus, la pobreza total alcanzó el 30.1 %, posteriormente se observó una tendencia a la recuperación, aunque en 2023 se volvió a registrar un ligero aumento en todos los niveles de pobreza (figura 2).



Fuente: elaboración propia con base en datos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG)-INEI

Figura 2. Pobreza monetaria según nivel de pobreza, 2014-2023 (Porcentaje)

En 2023, las cifras del INEI (2024) señalan que las diferencias entre la pobreza monetaria del área rural y urbana son considerablemente significativas en la mayoría de los departamentos, como Cajamarca (24.7 p. p.), La Libertad (19.7 p. p.), Moquegua (17.9 p. p.), Arequipa (17.0 p. p.), Loreto (16.8 p. p.) y Ayacucho (14.2 p. p.). Estas brechas afectan la movilidad social educativa intergeneracional, debido a que los niños y jóvenes del ámbito rural enfrentan mayores barreras para acceder a una educación de calidad (figura 3).



Fuente: elaboración propia con base en datos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG)-INEI.

Figura 3. Pobreza monetaria según ámbito de residencia, 2023 (Porcentaje)

De igual manera, diversos factores socioeconómicos influyen en las oportunidades educativas y en la movilidad social del jefe de hogar. Estos inciden tanto en las decisiones educativas como en el acceso a recursos y oportunidades que favorezcan la movilidad social ascendente, contribuyendo a la reducción de las desigualdades sociales. Explorar la movilidad social es fundamental para entender cómo romper con el ciclo de la pobreza y la desigualdad (Huerta, 2012).

El sexo del jefe de hogar tiene una influencia directa en el nivel educativo alcanzado. Las brechas de género en el acceso a la educación y en las oportunidades laborales continúan presentes a lo largo del tiempo en diversas regiones del mundo. En determinados contextos, las niñas enfrentan obstáculos para acceder a la educación debido a factores sociales, culturales, económicos y estructurales. En la adultez y adultez mayor, las brechas entre mujeres y hombres se mantienen, desfavoreciendo a las mujeres (Sarmiento-Quipe et al., 2023), especialmente en países como el Perú, donde se evidencian barreras geográficas, sociales y económicas.

La edad del jefe de hogar también representa un factor determinante en el nivel educativo alcanzado. Las generaciones más jóvenes tienen mayores oportunidades para continuar y mejorar su formación académica, a diferencia de generaciones anteriores que enfrentaron mayores obstáculos para acceder a la educación. Sin embargo, con el paso del tiempo, es común enfrentar mayores dificultades para acceder a nuevas oportu-

tunidades educativas, principalmente por la falta de tiempo para equilibrar el empleo con los estudios, disminuyendo sus oportunidades de movilidad social.

Así también, la lengua materna del jefe de hogar influye en el nivel de educación alcanzado, debido a que hablar un idioma distinto al castellano puede convertirse en un obstáculo para acceder a la educación. Los sistemas educativos que reconocen y valoran la lengua materna de los estudiantes pueden contribuir a cerrar brechas, promoviendo mayores oportunidades educativas y de movilidad social. En ese sentido, es imprescindible fortalecer la Educación Intercultural Bilingüe (EIB), la cual promueve la inclusión y la valoración de las lenguas y culturas indígenas dentro del sistema educativo. Tal como señala Bruno-Seminario et al. (2020), la EIB fomenta el uso y apropiación de la lengua materna en niños y jóvenes de comunidades indígenas, siendo el docente una figura fundamental para promover su uso en el entorno educativo. En el Perú, la EIB se orienta principalmente a la enseñanza del quechua, aimara y otras lenguas indígenas.

La condición de discapacidad del jefe de hogar influye en su nivel educativo debido a las barreras físicas, sociales y económicas, limitando considerablemente sus oportunidades educativas y de movilidad social. Desde la niñez, son evidentes las disparidades en la asistencia escolar entre niños sin discapacidad y aquellos con alguna discapacidad (Torres, 2023). La falta de accesibilidad en el sistema educativo, como rampas, ascensores y baños adaptados, junto a la escasez de materiales educativos accesibles para estudiantes con discapacidades visuales, auditivas o del habla, y la formación insuficiente de docentes en educación inclusiva, dificulta las oportunidades de aprendizaje. Por ello, se deben implementar ajustes razonables que respondan a las necesidades educativas de las personas en condición de discapacidad, tales como adaptaciones curriculares, materiales educativos accesibles y modificaciones en el entorno físico, entre otros.

En cuanto al ámbito de residencia del jefe de hogar, vivir en áreas rurales o marginadas puede generar obstáculos significativos para acceder a una educación de calidad, como infraestructura educativa deficiente, escasez de docentes capacitados y la distancia geográfica a las instituciones educativas, lo cual limita las oportunidades de los estudiantes y reduce sus posibilidades de movilidad social. Así, la educación rural pone de manifiesto las falencias del sistema educativo, de ahí la importancia de la enseñanza aprendizaje que asegure un enfoque intercultural adecuado a la realidad (Mendoza-Ponce, 2024). En contraste, en áreas urbanas, el acceso a oportunidades educativas es mayor debido a la alta concentración de universidades, centros de formación técnica y mejores empleos. Por esta razón, en los últimos años, los fenómenos migratorios del campo a la ciudad han ocurrido con mayor frecuencia.

Del mismo modo, las regiones geográficas influyen en las oportunidades educativas y de movilidad social del jefe de hogar. La costa, con mayor desarrollo y urbanismo, ofrece más oportunidades en términos de educación de calidad, acceso a recursos y empleos calificados. En cambio, la sierra y la selva presentan limitaciones en infraestructura, aislamiento geográfico y brechas educativas persistentes, que restringen las posibilidades de mejorar el nivel educativo y promover la movilidad social.

A ello se suman diversas limitaciones estructurales que afectan el sistema educativo, como la escasa cobertura de instituciones de calidad en zonas rurales y amazónicas, las brechas tecnológicas, que se acentuaron durante la pandemia, y las dificultades socioeconómicas que enfrentan los hogares más vulnerables para financiar estudios superiores. Estas limitaciones se agravan cuando se observa la influencia del nivel educativo de los padres en las oportunidades de sus hijos. Los hogares encabezados por padres con bajos niveles educativos suelen percibir menores ingresos, lo cual reduce las posibilidades de los hijos para acceder a mejores condiciones de vida, lo que genera un ciclo intergeneracional de la pobreza. Según Torres et al. (2018), las sociedades en las que existe una baja correlación entre los niveles educativos de padres e hijos brindan mayores oportunidades de movilidad social a las futuras generaciones; contrariamente, las sociedades con una alta correlación perpetúan las desigualdades educativas y ofrecen pocas oportunidades de progreso a sus miembros.

Ante esta realidad, la movilidad social, entendida como la capacidad de las personas para mejorar su situación económica y educativa respecto a la generación anterior, es un indicador importante para el desarrollo. Diversos estudios, como el de Aguilar-Cruz y Pérez-Mendoza (2017), destacan que la educación es un factor fundamental que contribuye a mejorar el bienestar y la calidad de vida de los individuos.

Es así que el objetivo de esta investigación es analizar de qué manera la educación de los padres y las características socioeconómicas de los jefes de hogar, como el sexo, la edad, la lengua materna, la condición de discapacidad, el ámbito de residencia y la región geográfica, influyen en las oportunidades educativas y en la movilidad social en el Perú durante el periodo 2014-2023.

Se espera que la educación de los padres tenga un impacto significativo en el nivel educativo alcanzado por los jefes de hogar, y que las características socioeconómicas mencionadas desempeñen un papel importante en el acceso a oportunidades educativas y en el progreso social.

2. Fundamentos teóricos

Este estudio se sustenta en diversas teorías que explican la relación entre la educación, las condiciones socioeconómicas y la movilidad social, siendo la teoría del capital humano una de las más relevantes. Esta teoría, desarrollada por los economistas Gary Becker y Theodore Schultz, sostiene que las habilidades, conocimientos, competencias y atributos adquiridos por las personas a través de la educación y la experiencia representan formas de capital que inciden directamente en la productividad y el desarrollo económico. Sandoval y Hernández (2018) afirman que el capital humano se desarrolla a lo largo de la vida a través de la educación formal e informal, así como por la experiencia adquirida. En ese sentido, invertir en educación no solo genera beneficios individuales, sino también retornos sociales como el crecimiento económico, la reducción de la pobreza y el mejoramiento del bienestar colectivo. En el Perú, esta relación tiene relevancia, dado que los jefes de hogar con mayor nivel educativo tienden a tener mejores condiciones de vida y mayor capacidad para asegurar la continuidad educativa de sus hijos. Así, la educación actúa como un mecanismo de transmisión intergeneracional.

Por otro lado, la teoría de la trampa de la pobreza explica cómo la pobreza se reproduce de generación en generación debido a factores como la falta de acceso a una educación de calidad, salud, empleo digno y niveles adecuados de ingresos, que disminuyen sus oportunidades de mejora. Estos factores generan un círculo vicioso que limita las capacidades de desarrollo personal y mantiene a los descendientes en condición de desventaja y desigualdad social. Formichella (2009) sostiene que una persona proveniente de una familia pobre enfrentará dificultades para acceder a una educación de calidad, lo cual limita sus oportunidades para conseguir un empleo bien remunerado y perpetúa el ciclo de la pobreza. Esta situación es visible en el Perú, en regiones marcadas con una profunda desigualdad entre las zonas urbanas y rurales, y con altos niveles de pobreza monetaria, como Cajamarca, Loreto y Ayacucho.

Para comprender cómo la educación puede romper o perpetuar estas condiciones, es necesario recurrir al enfoque de movilidad social, que se manifiesta en dos dimensiones principales: la movilidad intrageneracional e intergeneracional. La primera hace referencia a los cambios en el estatus social de una persona a lo largo de su vida, mientras que la segunda analiza el cambio de estatus socioeconómico entre una generación y la siguiente. Esta investigación se enfoca en la movilidad intergeneracional, analizando cómo la educación de los padres y las características socioeconómicas del jefe de hogar influyen en las oportunidades educativas y la movilidad social.

Según Uribe y Ramírez (2019), los estudios sobre movilidad social se abordan a partir de un análisis de clases sociales basado en la clasificación ocupacional, para observar

los cambios en la pertenencia a esas clases en la movilidad intergeneracional e intra-generacional. Un alto nivel de movilidad intergeneracional refleja una sociedad más equitativa, donde la educación cumple su función como motor del progreso. Por el contrario, una baja movilidad revela una estructura social rígida, en la que las desigualdades tienden a reproducirse.

3. Antecedentes empíricos

En el Perú, Torres et al. (2018) analizan la transmisión intergeneracional de la educación entre 1950 y 1989, a través de la estimación del coeficiente adaptado por Daude y Robano (2015) al modelo de Solon (1992). El estudio encuentra una relación positiva significativa entre el nivel educativo de padres e hijos, así como un incremento en la movilidad intergeneracional a largo de tres décadas. Por su parte, Benavides y Etesse (2012) confirman la existencia de la movilidad educativa generacional desde 1940, asociada a la expansión de la educación primaria y, en menor medida, de la secundaria. Además, señalan que la movilidad relativa es mayor en hombres que en mujeres, y en las zonas urbanas en comparación con las rurales, destacando el papel de la educación superior como un determinante de movilidad social, especialmente para las poblaciones en situación de pobreza.

Los hallazgos de esta investigación son consistentes con los resultados observados en otros países de la región. En Colombia, Espinosa y Arrieta (2010) identificaron la presencia de movilidad, tanto absoluta como relativa, en el departamento de Córdoba, principalmente entre jóvenes y hombres, atribuida a los niveles de educación primaria y secundaria. Sin embargo, también advierten que estos niveles no son suficientes para romper el ciclo de la pobreza, debido a que la movilidad se concentra en los tramos educativos más bajos. En México, Guillermo y Castañeda (2021) reportaron una baja movilidad social, explicada por las reducidas oportunidades de ascenso entre los sectores más pobres y la continuidad de privilegios entre los más favorecidos. Asimismo, observaron que la movilidad ascendente aumenta con los años de escolaridad, pero disminuye cuando el nivel socioeconómico del hogar se mantiene constante. Por último, en Chile, la investigación realizada por Rodrigo y Oyarzo (2021) muestra que los jóvenes presentan mayores niveles de movilidad social que las generaciones anteriores, gracias a la expansión de la educación superior, que facilita el acceso a mejores oportunidades.

4. Metodología

Datos y fuentes

Esta investigación tiene un enfoque no experimental y correlacional, con un enfoque de tipo transversal repetido. Se utiliza el análisis de series de tiempo para examinar datos secundarios obtenidos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG) durante el periodo 2014-2023. En ese marco, se analiza la educación del jefe de hogar y de sus padres, así como las características socioeconómicas individuales y del entorno. La selección de las variables presentadas a continuación se basa en una revisión exhaustiva del estado del arte sobre movilidad social y educativa, así como en la trayectoria académica y profesional de los autores en el estudio de dinámicas socioeconómicas. Esta combinación permite identificar factores que inciden en las oportunidades educativas y que reflejan con mayor precisión las desigualdades estructurales presentes en el Perú (tabla 1).

Tabla 1. Descripción de variables, 2014-2023

Variab	Descripción	Tipo de variable	Codificación (solo variables cualitativas)
Indicadores de educación			
Neduc	Nivel de educación alcanzado por el jefe de hogar	Independiente	1 = Sin nivel; 2 = Primaria; 3 = Secundaria; 4 = Superior
Snpadre	Nivel de educación alcanzado por el padre del jefe de hogar (Sin nivel de educación)	Dependiente	1 = Sin nivel; 0 = Con nivel
Primpadre	Nivel de educación alcanzado por el padre del jefe de hogar (Primaria completa)	Dependiente	1 = Primaria; 0 = No primaria
Secpadre	Nivel de educación alcanzado por el padre del jefe de hogar (Secundaria completa)	Dependiente	1 = Secundaria; 0 = No Secundaria
Suppadre	Nivel de educación alcanzado por el padre del jefe de hogar (Superior completa)	Dependiente	1 = Superior; 0 = No Superior
Snmadre	Nivel de educación alcanzado por la madre del jefe de hogar (Sin nivel de educación)	Dependiente	1 = Sin nivel; 0 = Con nivel
Primmadre	Nivel de educación alcanzado por la madre del jefe de hogar (Primaria completa)	Dependiente	1 = Primaria; 0 = No primaria
Secmadre	Nivel de educación alcanzado por la madre del jefe de hogar (Secundaria completa)	Dependiente	1 = Secundaria; 0 = No Secundaria
Supmadre	Nivel de educación alcanzado por la madre del jefe de hogar (Superior completa)	Dependiente	1 = Superior; 0 = No Superior
Características individuales del jefe de hogar			
Hombre	Sexo del jefe de hogar	Dependiente	1 = Hombre; 0 = Mujer
Edad	Edad del jefe de hogar	Dependiente	Variable cuantitativa

Cintinúa...

Variables	Descripción	Tipo de variable	Codificación (solo variables cualitativas)
Indígena	Lengua materna del jefe de hogar	Dependiente	1 = Indígena; 0 = No indígena
Discapacidad	Condición de discapacidad del jefe de hogar	Dependiente	1 = Con discapacidad; 0 = Sin discapacidad
Características del entorno del jefe de hogar			
Urbana	Ámbito de residencia (urbana)	Dependiente	1 = Urbano; 0 = Rural
Costa	Región geográfica de residencia (costa)	Dependiente	1 = Costa; 0 = No Costa
Sierra	Región geográfica de residencia (sierra)	Dependiente	1 = Sierra; 0 = No Sierra
Selva	Región geográfica de residencia (selva)	Dependiente	1 = Selva; 0 = No Selva

Fuente: elaboración propia con base en datos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH)-INEI.

Para el desarrollo de este estudio se utilizó información proveniente de la base de datos de la ENAH, publicada periódicamente por el INEI de Perú. Esta encuesta tiene como finalidad brindar información representativa y actualizada sobre las condiciones socioeconómicas de los hogares peruanos. Para ello, se utilizaron los módulos de educación (300), salud (400), empleo e ingresos (500), gobernabilidad, democracia y transparencia (85), además de las variables calculadas (sumaria) correspondientes al periodo 2014-2023. La construcción y consolidación de las variables de análisis en una base de datos permitió obtener la muestra de jefes de hogar para cada año analizado (tabla 2).

Tabla 2. Tamaño de muestra, 2014-2023

Año	Conglomerados	Viviendas	Jefes de hogar
2014	4,770	31,690	20,746
2015	5,019	33,430	21,798
2016	5,606	38,296	23,903
2017	5,359	36,996	22,856
2018	5,752	39,820	24,758
2019	5,359	36,994	23,245
2020	5,359	37,103	25,276
2021	5,359	36,856	24,329
2022	5,359	36,848	26,177
2023	5,359	36,726	24,249

Fuente: elaboración propia con base en datos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH)-INEI.

Metodología econométrica

En esta investigación se aplicó el Modelo Logit Ordinal Generalizado (gologit), una extensión del modelo logit ordinal convencional (ologit), utilizado cuando las catego-

rias de la variable dependiente presentan un orden, pero sin asumir que la distancia entre ellas sea constante. De acuerdo con Williams (2006), el modelo gologit es menos restrictivo que el logit ordinal tradicional, cuyos supuestos suelen ser frecuentemente violados, y al mismo tiempo, resulta más sencillo e interpretable que los modelos de regresión logística multinomial (multilogit).

Inicialmente se contempló la utilización del modelo logit ordinal convencional; no obstante, fue descartado debido al incumplimiento del supuesto de paralelismo, tal como lo confirmó el test de Brant. Adicionalmente, se realizaron pruebas de multicolinealidad con el fin de verificar la independencia entre las variables explicativas, y se aplicó el test de Wald para evaluar la significancia estadística individual de cada variable incluida en el modelo.

Para la modelación, se utilizó una función de enlace logit que permite estimar la probabilidad de que una observación pertenezca a una determinada categoría. En este estudio se busca modelar la probabilidad de que el jefe de hogar alcance un determinado nivel educativo, clasificado en cuatro categorías con estudios concluidos: sin nivel, primaria, secundaria y superior. El modelo se controla mediante variables socioeconómicas que consideran la educación de los padres, así como características individuales y del entorno del jefe de hogar, incluyendo factores territoriales y geográficos.

El Modelo Logit Ordinal Generalizado se puede expresar como:

$$\log \left(\frac{Pr(Y_i \leq j)}{Pr(Y_i > j)} \right) = \alpha_{ij} + X'_i \beta_j, \quad j = 0, 1, 2, \dots, J - 1$$

Donde:

- $Pr(Y_i \leq j)$ es la probabilidad de que el individuo i alcance un nivel educativo menor o igual a j .
- α_j es el umbral o punto de corte para la categoría j .
- X_i es un vector de variables independientes.
- β_j es un vector de coeficientes específico para cada punto de corte j , lo que permite relajar el supuesto de proporcionalidad.

Para la estimación del modelo econométrico se utilizó el *software* estadístico Stata, con el propósito de analizar la relación entre el nivel educativo del jefe de hogar y el nivel educativo de sus padres, incorporando como variables de control las distintas

características socioeconómicas del jefe de hogar. Es así que el modelo desarrollado en esta investigación se especifica de la siguiente manera:

$$\log\left(\frac{Pr(Y_{neduc} \leq j)}{Pr(Y_{neduc} > j)}\right) = \alpha_{ij} + \beta_{1j}primpadre + \beta_{2j}secpadre + \beta_{3j}suppadre + \beta_{4j}primmadre + \beta_{5j}secmadre + \beta_{6j}supmadre + \beta_{7j}hombre + \beta_{8j}edad + \beta_{9j}indigena + \beta_{10j}discapacidad + \beta_{11j}urbana + \beta_{12j}sierra + \beta_{13j}selva \quad (3)$$

Para $j=1,2,\dots, J-1$, donde:

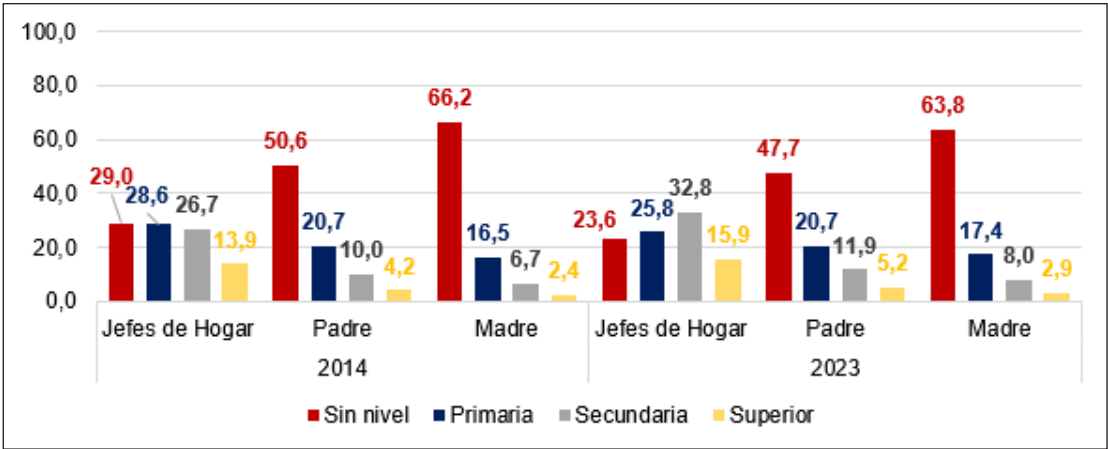
α_j es el umbral o punto de corte para la categoría j

β_{kj} es el coeficiente del predictor k para el punto de corte j , que puede variar con j en el modelo generalizado.

5. Análisis de resultados

A continuación, se presentan los principales hallazgos del estudio que examina el impacto de la educación de los padres y las variables socioeconómicas del jefe de hogar sobre las oportunidades educativas y la movilidad social en el Perú durante el periodo 2014-2023.

Durante este periodo se observa una disminución en los niveles educativos más bajos del jefe de hogar, específicamente en las categorías “sin nivel” y “primaria”, mientras que los niveles “secundaria” y “superior” muestran un crecimiento. El análisis de la movilidad educativa intergeneracional (hijo-padre e hijo-madre) durante 2023 muestra que el 23.6 % de los jefes de hogar no posee ningún nivel educativo, proporción menor que la de sus padres (47.7 %) y madres (63.8 %). En cuanto a la educación primaria, el 25.8 % de los jefes de hogar alcanza este nivel, superando a sus padres (20.7 %) y madres (17.4 %). Respecto al nivel secundario, el 32.8 % de los jefes de hogar lo ha completado, superando considerablemente a sus padres (11.9 %) y madres (8.0 %). Finalmente, el 15.9% de los jefes de hogar cuentan con educación superior, lo cual representa un incremento significativo respecto a sus padres (5.2 %) y madres (2.9 %). Estos resultados evidencian la existencia de movilidad social en todos los niveles educativos, con especial énfasis en secundaria y superior (figura 4).



Fuente: elaboración propia con base en datos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH)-INEI.

Figura 4. Nivel de educación del jefe de hogar, del padre y de la madre, 2014 y 2023 (Porcentaje)

Otra forma de analizar la movilidad social es mediante el análisis de la matriz de transición, que relaciona el nivel educativo alcanzado por el jefe de hogar con el de sus padres. La matriz de transición se utiliza comúnmente para describir la probabilidad de que una persona cambie de un estrato a otro (Huerta, 2012). Entre el 2014 y 2023, la movilidad educativa intergeneracional en el Perú ha mostrado una leve mejora. Se observa una disminución en la proporción de jefes de hogar que no alcanzaron ningún nivel educativo y cuyos padres tampoco lo tuvieron, pasando de 39.3 a 33.7 %. Asimismo, se registra un leve incremento en la proporción de jefes de hogar que accedieron a la educación superior pese a tener padres con educación secundaria, aumentando de 32.5 a 32.7 %. Sin embargo, persiste una fuerte asociación entre el nivel educativo de padres e hijos, especialmente en los niveles intermedios, donde la variación ha sido mínima. La mayoría de los jefes de hogar cuyos padres cursaron estudios superiores también alcanzaron ese nivel, lo que indica que el origen familiar continúa siendo un factor determinante en las oportunidades educativas (tabla 3).

Tabla 3. Matriz de transición entre el nivel educativo alcanzado por el jefe de hogar y la educación del padre, 2014 y 2023 (Porcentaje)

Nivel educativo del jefe de hogar	Nivel educativo del padre			
	Sin nivel	Primaria	Secundaria	Superior
2014				
Sin nivel	39.3	7.6	4.3	1.7
Primaria	33.4	28.7	11.0	5.2
Secundaria	20.3	39.1	47.6	30.0
Superior	6.5	22.5	32.5	51.2

Cintinúa...

2023				
Sin nivel	33.7	7.2	4.2	1.3
Primaria	30.1	26.5	10.0	4.0
Secundaria	27.6	42.8	49.5	28.6
Superior	8.0	21.2	32.7	54.6

Fuente: elaboración propia con base en datos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG)-INEI.

Durante el mismo periodo, la movilidad educativa intergeneracional vinculada a la educación materna también muestra ciertos avances. La proporción de jefes de hogar sin estudios cuyas madres tampoco accedieron a la educación disminuyó de 37.1 % en 2014 a 31.6 % en 2023. Así mismo, se observa un incremento significativo en la proporción de quienes alcanzaron el nivel secundario cuando sus madres tenían secundaria (de 43.8 a 48.7 %) o educación superior (de 52.7 a 56.4 %). No obstante, el nivel educativo de la madre sigue ejerciendo una influencia considerable en los logros educativos de los hijos, lo que sugiere avances en la movilidad social ascendente, aunque aún condicionados por desigualdades persistentes (tabla 4).

Tabla 4. Matriz de transición entre el nivel educativo alcanzado por el jefe de hogar y la educación de la madre, 2014-2023 (Porcentaje)

Nivel educativo del jefe de hogar	Nivel educativo de la madre			
	Sin nivel	Primaria	Secundaria	Superior
2014				
Sin nivel	37.1	4.2	2.1	0.7
Primaria	32.5	22.9	6.7	2.2
Secundaria	21.8	42.7	43.8	30.2
Superior	7.7	27.4	41.2	52.7
2023				
Sin nivel	31.6	3.3	1.1	0.3
Primaria	29.6	21.8	7.4	1.6
Secundaria	28.5	46.1	48.7	26.1
Superior	9.6	25.7	38.3	56.4

Fuente: elaboración propia con datos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHOG)-INEI.

Los hallazgos sobre movilidad social evidenciados en esta investigación indican que entre 2014 y 2023 un mayor número de personas han logrado mejorar sus oportunidades educativas y, en consecuencia, sus condiciones de vida. En los niveles de educación primaria y sin estudios, si bien se registran ciertos avances, persisten desigualdades estructurales en el acceso a una educación de calidad, especialmente debido a las barreras sociales y económicas que enfrentan los niños en zonas rurales y marginadas. Por otro lado, el comportamiento observado en los niveles de secundaria y supe-

rior podría estar asociado a los esfuerzos del Estado peruano por ampliar la cobertura de la Educación Básica Regular, particularmente en la educación secundaria, cuya tasa neta de matrícula aumentó en 5.9 p. p. entre 2017 y 2023 (Minedu, 2025); así como a las iniciativas orientadas a la educación superior, como el otorgamiento de becas a estudiantes de bajos recursos económicos y alto rendimiento académico, las cuales se incrementaron en 45.1 % durante este mismo periodo (PRONABEC, 2025), permitiendo el acceso a universidades e institutos técnicos.

Los efectos marginales estimados mediante el Modelo Logit Ordinal Generalizado para la categoría “sin nivel educativo” evidencian que la educación de los padres, tanto del padre como de la madre, ejerce un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre la probabilidad de que el jefe de hogar no acceda a ningún nivel educativo, lo cual confirma la influencia de la movilidad intergeneracional. Asimismo, factores estructurales como residir en zonas urbanas reducen significativamente dicha probabilidad, mientras que vivir en la sierra o la selva la incrementa, reflejando la persistencia de brechas territoriales. Por otro lado, la pertenencia a pueblos indígenas y la condición de discapacidad tienen efectos positivos sobre esta probabilidad, revelando barreras sociales persistentes que impiden el acceso equitativo a la educación y refuerzan la exclusión de las poblaciones vulnerables. Finalmente, el hecho de que las mujeres presenten una mayor probabilidad que los hombres de no contar con estudios sugiere que las desigualdades de género aún influyen en las trayectorias educativas (tabla 5).

Tabla 5. Efectos marginales del Modelo Logit Ordinal Generalizado en la categoría sin nivel de educación, 2014-2023

Variables	Efectos Marginales (dy/dx)									
	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
primpadre*	-0.125	-0.101	-0.095	-0.107	-0.109	-0.096	-0.046	-0.091	-0.081	-0.081
primmadre*	-0.113	-0.114	-0.126	-0.109	-0.121	-0.113	-0.070	-0.104	-0.089	-0.097
secpadre*	-0.103	-0.085	-0.084	-0.109	-0.082	-0.099	-0.045	-0.097	-0.063	-0.074
suppadre*	-0.113	-0.111	-0.132	-0.133	-0.111	-0.115	-0.067	-0.111	-0.092	-0.097
secmadre*	-0.125	-0.129	-0.109	-0.080	-0.119	-0.100	-0.066	-0.085	-0.097	-0.100
supmadre*	-0.143	-0.122	-0.136	-0.137	-0.136	-0.109	-0.114	-0.112	-0.102	-0.104
hombre*	-0.168	-0.131	-0.138	-0.146	-0.146	-0.136	-0.082	-0.106	-0.107	-0.101
Edad	0.007	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.003	0.005	0.005	0.005
indigena*	0.068	0.067	0.059	0.064	0.057	0.058	0.036	0.044	0.048	0.037
discapacidad*	0.027	0.032	0.049	0.029	0.037	0.034	0.021	0.015	0.030	0.018
urbana*	-0.177	-0.138	-0.160	-0.148	-0.154	-0.164	-0.096	-0.123	-0.117	-0.104
sierra*	0.030	0.037	0.024	0.016	0.027	0.016	0.017	0.024	0.034	0.036
selva*	0.072	0.074	0.060	0.058	0.078	0.054	0.035	0.072	0.099	0.057

Nota. (*) dy/dx indica cambios de variable discreta dummy entre 0 y 1.

Fuente: elaboración propia.

Los efectos marginales para la categoría de educación “primaria” revelan que el nivel educativo de los padres reduce significativamente la probabilidad de que los hijos permanezcan en este nivel, confirmando la existencia de movilidad educativa intergeneracional. Sin embargo, las personas indígenas y aquellas en condición de discapacidad muestran una mayor probabilidad de permanecer en el nivel primario, lo cual refleja obstáculos persistentes para su inclusión educativa. Asimismo, residir en zonas urbanas disminuye la probabilidad de permanecer en primaria, mientras que vivir en la selva incrementa esta probabilidad, lo cual evidencia las brechas regionales en el acceso a la educación (tabla 6).

Tabla 6. Efectos marginales del Modelo Logit Ordinal Generalizado en la categoría de educación primaria, 2014-2023

Variables	Efectos Marginales (dy/dx)									
	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
primpadre*	-0.094	-0.089	0.073	-0.101	-0.091	-0.080	-0.155	-0.074	-0.046	-0.076
primmadre*	-0.059	-0.086	0.075	-0.083	-0.047	-0.095	-0.080	-0.045	-0.085	-0.053
secpadre*	-0.216	-0.181	0.103	-0.220	-0.235	-0.160	-0.255	-0.167	-0.139	-0.187
suppadre*	-0.284	-0.287	0.231	-0.292	-0.302	-0.272	-0.264	-0.288	-0.257	-0.245
secmadre*	-0.218	-0.211	0.137	-0.195	-0.178	-0.212	-0.226	-0.179	-0.174	-0.164
supmadre*	-0.354	-0.308	0.308	-0.301	-0.309	-0.333	-0.321	-0.242	-0.264	-0.277
hombre*	-0.001	-0.037	0.021	-0.024	-0.026	-0.025	-0.091	-0.058	-0.041	-0.071
Edad	0.003	0.004	-0.001	0.004	0.003	0.004	0.006	0.004	0.004	0.005
indigena*	0.063	0.056	-0.036	0.045	0.055	0.067	0.075	0.061	0.074	0.062
discapacidad*	0.062	0.058	-0.063	0.031	0.045	0.050	0.075	0.093	0.067	0.060
urbana*	-0.142	-0.193	0.124	-0.181	-0.178	-0.174	-0.222	-0.183	-0.172	-0.200
sierra*	-0.046	-0.053	0.048	-0.020	-0.069	-0.038	-0.021	-0.030	-0.031	-0.041
selva*	0.081	0.052	-0.015	0.113	0.043	0.101	0.122	0.108	0.079	0.091

Nota. (*) dy/dx indica cambios de variable discreta dummy entre 0 y 1.

Fuente: elaboración propia.

Los efectos marginales para la categoría de educación “secundaria” indican que el nivel educativo de los padres sigue siendo un factor determinante en la trayectoria educativa de los hijos, con efectos positivos y significativos a lo largo del tiempo. La educación materna presenta un impacto más notable que la paterna en el nivel de instrucción alcanzado por los hijos. Esto demuestra que los hijos han logrado superar el nivel educativo de sus padres, lo cual es un indicio de la movilidad social ascendente.

Por otro lado, las personas indígenas registran una menor probabilidad de encontrarse en el nivel secundario, lo cual refleja la permanencia de exclusiones estructurales. Asimismo, vivir en zonas rurales, en la sierra o en la selva se asocia negativamente con la probabilidad de cursar estudios secundarios; en contraste, la probabilidad positiva en las zonas urbanas indica una mayor concentración de oportunidades en las ciuda-

des. De igual manera, la condición de discapacidad tiene efectos negativos durante todo el periodo analizado, debido a un sistema educativo poco accesible para las personas con esta condición (tabla 7).

Tabla 7. Efectos marginales del Modelo Logit Ordinal Generalizado en la categoría de educación secundaria, 2014-2023

Variables	Efectos Marginales (dy/dx)									
	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
primpadre*	0.133	0.118	0.131	0.109	0.110	0.111	0.113	0.077	0.078	0.065
primmadre*	0.108	0.126	0.108	0.127	0.105	0.132	0.089	0.098	0.087	0.096
secpadre*	0.209	0.167	0.183	0.175	0.174	0.156	0.161	0.124	0.109	0.112
suppadre*	0.132	0.119	0.184	0.152	0.086	0.155	0.088	0.124	0.059	-0.023
secmadre*	0.214	0.208	0.164	0.190	0.181	0.189	0.150	0.185	0.136	0.177
supmadre*	0.295	0.165	0.143	0.180	0.251	0.119	0.178	0.075	0.231	0.152
hombre*	0.146	0.146	0.146	0.138	0.151	0.131	0.149	0.153	0.127	0.160
Edad	-0.009	-0.010	-0.009	-0.010	-0.009	-0.009	-0.009	-0.009	-0.009	-0.010
indigena*	-0.078	-0.081	-0.074	-0.068	-0.075	-0.079	-0.060	-0.067	-0.047	-0.053
discapacidad*	-0.041	-0.031	-0.056	-0.033	-0.031	-0.039	-0.052	-0.040	-0.056	-0.037
urbana*	0.200	0.206	0.193	0.213	0.210	0.200	0.198	0.203	0.181	0.184
sierra*	-0.041	-0.029	-0.050	-0.040	-0.019	-0.041	-0.061	-0.049	-0.060	-0.042
selva*	-0.149	-0.131	-0.165	-0.153	-0.122	-0.144	-0.150	-0.161	-0.159	-0.129

Nota. (*) dy/dx indica cambios de variable discreta dummy entre 0 y 1.

Fuente: elaboración propia.

Finalmente, los efectos marginales para la categoría de educación “superior” indican que el nivel educativo de los padres, especialmente cuando han cursado estudios superiores, influye significativamente en la probabilidad de que los hijos accedan a este nivel. Este efecto resulta más pronunciado en el caso de las madres con educación superior. Por otro lado, las personas indígenas y aquellas con discapacidad presentan efectos negativos y estadísticamente significativos, lo cual muestra la persistencia de barreras estructurales a pesar de los avances en políticas de inclusión durante la última década. Asimismo, residir en zonas urbanas se asocia con una mayor probabilidad de acceder a la educación superior, mientras que vivir en la sierra o la selva reduce esta posibilidad, lo cual reafirma las brechas geográficas existentes. En cuanto al sexo del jefe de hogar, ser hombre tiene un efecto positivo, aunque de menor magnitud relativa frente a otras variables estructurales (tabla 8).

Tabla 8. Efectos marginales del Modelo Logit Ordinal Generalizado en la categoría de educación superior, 2014-2023

Variables	Efectos Marginales (dy/dx)									
	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
primpadre*	0.086	0.071	0.073	0.099	0.090	0.065	0.088	0.088	0.049	0.091
primmadre*	0.063	0.075	0.075	0.065	0.064	0.076	0.061	0.051	0.087	0.053
secpadre*	0.110	0.099	0.103	0.153	0.143	0.104	0.139	0.140	0.093	0.148
suppadre*	0.265	0.279	0.231	0.274	0.326	0.232	0.243	0.275	0.289	0.365
secmadre*	0.128	0.132	0.137	0.085	0.117	0.123	0.142	0.079	0.135	0.087
supmadre*	0.202	0.265	0.308	0.258	0.194	0.322	0.257	0.279	0.135	0.229
hombre*	0.023	0.023	0.021	0.032	0.021	0.031	0.024	0.011	0.021	0.012
edad	0.000	0.000	-0.001	0.000	0.000	-0.001	0.000	0.000	0.000	-0.001
indigena*	-0.053	-0.042	-0.036	-0.042	-0.037	-0.046	-0.052	-0.038	-0.075	-0.045
discapacidad*	-0.048	-0.059	-0.063	-0.027	-0.051	-0.045	-0.043	-0.068	-0.041	-0.041
urbana*	0.118	0.126	0.124	0.115	0.122	0.139	0.120	0.102	0.107	0.119
sierra*	0.058	0.045	0.048	0.044	0.061	0.064	0.065	0.055	0.057	0.047
selva*	-0.004	0.006	-0.015	-0.019	0.001	-0.012	-0.008	-0.020	-0.020	-0.020

Nota. (*) dy/dx indica cambios de variable discreta dummy entre 0 y 1.

Fuente: elaboración propia.

El análisis realizado destaca la importancia fundamental de la educación de los padres en la formación educativa de sus hijos, considerándola un factor determinante para la reducción de la pobreza y el impulso de la movilidad social. Espinosa y Arrieta (2010) afirman que el nivel de instrucción está vinculado al grado de escolaridad de los padres, en un proceso de transmisión intergeneracional que puede incrementar las posibilidades de ascenso social. Del mismo modo, los jefes de hogar hombres, de mayor edad y residentes en zonas urbanas o en la sierra tienden a alcanzar niveles educativos más altos; contrariamente, aquellos que hablan una lengua indígena presentan alguna discapacidad o habitan en la selva tienen menos posibilidades de acceder a niveles educativos superiores.

6. Discusión

Para el desarrollo de esta investigación se emplea como indicador de movilidad social la comparación entre el nivel educativo del jefe de hogar (hijo) y el nivel de instrucción de sus padres. Los resultados muestran que en el Perú existe movilidad social ascendente, especialmente vinculada a la educación superior de la madre. Estos hallazgos coinciden con los de Benavides y Etesse (2012), quienes identifican la existencia de la movilidad educativa a partir de 1940, debido al mayor acceso a la educación primaria y, en menor medida, a secundaria. Asimismo, sus conclusiones concuerdan con las de este estudio, que muestra una mayor movilidad social en hombres que en mujeres y en zonas urbanas en comparación con las rurales. Los resultados son también

consistentes con los de Torres et al. (2018), quienes evidencian una mayor movilidad educativa intergeneracional en el Perú entre 1950 y 1989, con una relación significativa y positiva entre el nivel educativo del jefe de hogar y el de sus padres. Además, se observa que los jefes de hogar nacidos en la costa presentan una mayor movilidad educativa, mientras que en la sierra los niveles son más bajos. Según Calle (2016), la baja movilidad social intergeneracional es una señal de la existencia de factores que perpetúan la pobreza.

Igualmente, Espinosa y Arrieta (2010) encuentran movilidad absoluta y relativa en Córdoba (Colombia), en concordancia con los resultados de esta investigación, que señala a la educación secundaria como uno de los niveles con mayor movilidad. En ese sentido, el capital humano es fundamental para el rendimiento económico de una persona y su familia (Calle, 2016). Además, la movilidad social tiende a ser más visible en hombres que en mujeres.

El estudio de Guillermo y Castañeda (2021), centrado en México, analiza los factores macroeconómicos y las características individuales que influyen en la probabilidad de ascenso, descenso o permanencia en los estratos socioeconómicos. Sus hallazgos también son coherentes con los de este estudio al identificar que el sexo, el origen y los niveles educativos de secundaria, preparatoria y profesional son determinantes importantes de la movilidad social, mientras que contar solo con primaria no favorece la movilidad. También concluyen que vivir en un entorno urbano incrementa la probabilidad de movilidad ascendente, lo cual coincide con este análisis. No obstante, los autores señalan que las mujeres presentan mayores posibilidades de movilidad que los hombres, en contraste con los resultados de esta investigación.

Rodrigo y Oyarzo (2021) encuentran que la movilidad social en Chile es más alta entre jóvenes en comparación con las generaciones anteriores, debido a las oportunidades ofrecidas por la educación superior. Este hallazgo se alinea con lo observado en este estudio, en el que se destaca el rol de la educación superior de los padres en la movilidad social de sus hijos. Según Ríos et al. (2023), el nivel de estudios, como factor de movilidad social, otorga a las personas las herramientas necesarias para generar ingresos que aseguren su propio bienestar y el de sus familias.

A pesar de los esfuerzos realizados por el Estado peruano para promover una educación inclusiva y equitativa, las brechas socioeconómicas, geográficas y culturales continúan afectando tanto el acceso como la calidad de la educación en distintas regiones del país, lo cual impacta directamente en la movilidad social. Como señalan Cuenca y Urrutia (2019), las desigualdades en el ámbito educativo en el Perú siguen siendo un problema sin resolver. Aunque se han registrado avances, las disparidades persisten, y en los últimos años se han evidenciado señales de estancamiento.

7. Conclusiones

Esta investigación ofrece información valiosa para la formulación e implementación de políticas públicas orientadas a mejorar la equidad educativa en el Perú, particularmente en zonas rurales y en contextos de vulnerabilidad. Al profundizar en la comprensión de los factores que inciden en la movilidad social, se pueden diseñar intervenciones más eficaces que fomenten la igualdad de oportunidades y contribuyan a reducir las brechas sociales.

Los hallazgos indican que la probabilidad de que los jefes de hogar alcancen niveles educativos superiores aumenta considerablemente con la educación de sus padres, especialmente cuando estos han alcanzado secundaria o educación superior. Tanto la educación del padre como la de la madre tienen un efecto negativo significativo sobre la probabilidad de no alcanzar ningún nivel educativo.

Los hallazgos de esta investigación evidencian una marcada relación intergeneracional en el logro educativo. En particular, se observa que la probabilidad de que los jefes de hogar alcancen niveles educativos superiores aumenta significativamente cuando sus padres han completado al menos la educación secundaria, siendo aún mayor si accedieron a estudios superiores. No obstante, el análisis revela que la educación de la madre tiene un impacto aún más determinante que la del padre, tanto en el aumento del nivel educativo alcanzado por sus hijos como en la reducción de la probabilidad de que estos no accedan a ningún nivel educativo.

Los resultados de la investigación destacan el papel fundamental del capital educativo materno en la movilidad social, lo cual refuerza la necesidad de implementar políticas públicas que promuevan la educación de las mujeres como un medio estratégico para romper los ciclos de desigualdad y fomentar una mayor equidad educativa en el país.

Por otro lado, la probabilidad de que los hijos permanezcan únicamente en el nivel de educación primaria disminuye significativamente cuando los padres, y en particular las madres, han alcanzado al menos la educación secundaria o superior. Este efecto es aún más evidente en el nivel secundario; el logro educativo de las madres, especialmente cuando cuentan con estudios superiores, ejerce una influencia positiva y sustancial en que sus hijos accedan y completen este nivel. Esto refuerza el papel central de las madres como agentes en la movilidad educativa intergeneracional, y subraya la importancia de invertir en su educación como estrategia para romper con los ciclos de baja escolaridad.

Resulta igualmente relevante destacar la estrecha relación entre pobreza, movilidad social y educación. La educación cumple un rol fundamental como mecanismo de

reducción de la pobreza, al ampliar las oportunidades económicas y mejorar las condiciones de vida. Asimismo, constituye un factor determinante para fomentar la movilidad social ascendente y mitigar las desigualdades estructurales que aún persisten en el Perú, al ofrecer herramientas que permiten superar desventajas heredadas. En este sentido, la educación se posiciona como un motor esencial de transformación social y un instrumento poderoso para el cierre de brechas sociales y económicas.

Una educación inclusiva y de calidad proporciona las herramientas fundamentales para superar las barreras socioeconómicas, facilitar el acceso a mejores oportunidades laborales y contribuir activamente a la construcción de una sociedad más justa y equitativa. En este contexto, la inversión en educación se consolida como una de las estrategias más eficaces para reducir las desigualdades y promover la movilidad social. Garantizar que todas las personas, sin importar su origen o condición, tengan acceso a una educación de calidad es esencial para asegurar la igualdad de oportunidades y permitir que cada individuo desarrolle plenamente su potencial.

Referencias

- Aguilar-Cruz, F. y Pérez-Mendoza, J. (2017). Movilidad social en México: La educación como indicador de desarrollo y calidad de vida. *Revista Ciencias Sociales*, 84(17), 664-697. <https://produccioncientificaluz.org/index.php/opcion/article/view/23405>
- Benavides, M. y Etesse, M. (2012). Movilidad educativa intergeneracional, educación superior y movilidad social en el Perú: Evidencias recientes a partir de encuestas de hogares. En *Educación superior, movilidad social e identidad* (pp. 51-92). <https://www.grade.org.pe/publicaciones/1137-movilidad-educativa-intergeneracional-educacion-superior-y-movilidad-social-en-el-peru-evidencias-recientes-a-partir-de-encuestas-a-hogares/>
- Bruno-Seminario, A., Córdova-Chuquihuanga, A. y Santos-Arriola, J. (2020). Las lenguas originarias del Perú: Un análisis de su estado desde la multiculturalidad. *Revista de Ciencias Sociales y Humanas*, 2(3), 92-104. <https://doi.org/10.47606/ACVEN/PH0015>
- Calle, Y. (2016). Transmission of human capital between parents and children in Colombia: A causal mechanism of poverty. *Revista de Economía del Caribe*, (18), 60-91. https://rcientificas.uninorte.edu.co/index.php/economia/article/view/8346/pdf_323
- Cuenca, R. y Urrutia, C. (2019). Explorando las brechas de desigualdad educativa en el Perú. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 24(81), 431-461. https://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1405-66662019000200431
- Daude, C. y Robano, V. (2015). On intergenerational (im)mobility in Latin America. *Latin American Economic Review*, 24(9), 1-29. <https://doi.org/10.1007/s40503-015-0030-x>
- Espinosa, A. y Arrieta, R. (2010). Movilidad social, educación y mercado laboral en el departamento de Córdoba (Colombia). *Revista de Economía del Caribe*, 5, 103-142. <https://rcientificas.uninorte.edu.co/index.php/economia/article/view/1255/795>
- Formichella, M. (2009). Una explicación de las trampas de pobreza: El círculo vicioso entre el nivel de educación y el nivel de ingresos. *Estudios Económicos*, 26(52), 49-80. <https://www.redalyc.org/pdf/5723/572363593003.pdf>

- Guillermo, S. y Castañeda, A. (2021). Efectos de los factores macroeconómicos individuales sobre la movilidad socioeconómica en México: Análisis mediante la estimación de un modelo probit ordenado generalizado. *EconoQuantum*, 18(1), 75-115. <https://doi.org/10.18381/eq.v18i1.7197>
- Huerta, J. (2012). El rol de la educación en la movilidad social de México y Chile. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 17(52), 65-88. https://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1405-66662012000100004
- Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI]. (2024). *Perú: Evolución de la pobreza monetaria*, 2014-2023. <https://www.gob.pe/institucion/inei/informes-publicaciones/5558423-peru-evolucion-de-la-pobreza-monetaria-2014-2023>
- Mendoza-Ponce, F. (2024). La calidad de la educación en el ámbito rural: Una revisión sistemática 2017-2023. *Episteme Koinonia*, 7(7), 150-167. <https://doi.org/10.35381/e.k.v7i1.3727>
- Ministerio de Educación Nacional [Minedu]. (2025, 14 de enero). *Tendencias. Serie desde 2016. Estadística de la calidad educativa*. <https://escale.minedu.gob.pe/ueetendencias2016>
- Programa Nacional de Becas y Crédito Educativo. (2025, mayo 6). *Dashboard de becas y créditos en la educación superior*. <https://www.pronabec.gob.pe/gestion-estadistica-y-encuestas/>
- Ríos, J., Angarita, B., Vargas, L. y Azcárate, J. (2023). Factores de movilidad social en un sector rural de Colombia. *Revista de Ciencias Sociales*, 29(1), 169-185. <https://produccion-cientificaluz.org/index.php/rcs/index>
- Rodrigo, L., & Oyarzo, M. (2021). Social mobility in Chilean youth and their parents: A generational analysis from the perspective of social reproduction. *Latin American Perspectives*, 48(6), 120-142. <https://doi.org/10.1177/0094582X20939103>
- Sandoval, J. y Hernández, G. (2018). Crítica a la teoría del capital humano, educación y desarrollo socioeconómico. *Revista Ensayos Pedagógicos*, 13(2), 137-160. <https://doi.org/10.15359/rep.13-2.7>
- Sarmiento-Quispe, E., Quispe-Huayta, E. y Calli-Vilca, L. (2023). Factores determinantes que influyen en el logro del nivel educativo en las mujeres en el Perú 2022. *Semestre Económico*, 12(2), 5-14. <http://dx.doi.org/10.26867/se.2023.v12i2.149>
- Solon, G. (1992). Intergenerational income mobility in the United States. *The American Economic Review*, 82(3), 393-408. <https://www.jstor.org/stable/2117312>
- Torres, J., Parra, F., & Rubio, J. (2018). Transmisión educativa intergeneracional en el Perú: Un cálculo para las generaciones nacidas entre 1950-1989. *Economía*, 41(81), 101-124. <https://doi.org/10.18800/economia.201801.005>
- Torres, K. (2023). Actitudes hacia la discapacidad en el ámbito educativo: Una revisión sistemática. *Avances en Psicología*, 31(1), 1-13. <https://doi.org/10.33539/avpsicol.2023.v31n1.2879>
- Uribe, C. y Ramírez, J. (2019). Clase media y movilidad social en Colombia. *Revista Colombiana de Sociología*, 42(2), 229-255. <https://doi.org/10.15446/rcs.v42n2.50749>
- Williams, R. (2006). Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables. *The Stata Journal*, 6(1), 58-82. <https://doi.org/10.1177/1536867X060060010>

La inversión pública en educación y su efecto en el desarrollo humano en Ecuador

Public Investment in Education and its Effect on Human Development in Ecuador

ERICKA ALEXANDRA VINCES ARRIETA ¹
CRISTIAN WILFRIDO CAIZA MACÍAS ²
MARÍA GABRIELA SIONG TAY ROMERO ³
JOSÉ LUIS RIVERA VELASCO ⁴
JORGE LUIS BERNAL YAMUCA ⁵

- 1 Economista por la Universidad Técnica Estatal de Quevedo (Ecuador). evincesa@uteq.edu.ec. <https://orcid.org/0009-0001-4853-7240>
- 2 Economista por la Universidad Técnica Estatal de Quevedo (Ecuador). ccaizam@uteq.edu.ec. <https://orcid.org/0009-0005-2349-4925>
- 3 Economista por la Universidad Técnica Estatal de Quevedo (Ecuador). msiongstayr@uteq.edu.ec. <https://orcid.org/0009-0005-7495-4688>
- 4 Magíster en Economía y Dirección de Empresas por la Escuela Superior Politécnica del Litoral, Guayaquil (Ecuador). Magíster en Economía con Mención en Finanzas y Proyectos Corporativo por la Universidad de Guayaquil. Economista y docente-investigador en la Universidad Técnica Estatal de Quevedo (Ecuador). jrivera@uteq.edu.ec. <https://orcid.org/0000-0001-7564-8934>
- 5 Candidato a doctor en Economía por la Universidad de Salamanca (España). Máster en Análisis Económico Aplicado (exbecario SENESCYT, España). Economista (Estados Unidos) e ingeniero en Gestión y Dirección de Empresas Turísticas (Ecuador). Docente e investigador ocasional a tiempo completo en la Universidad Técnica Estatal de Quevedo (Ecuador). jl.bernal@uta.edu.ec. <https://orcid.org/0000-0003-4636-9789>

Resumen

La inversión pública en educación y su impacto en el desarrollo humano en Ecuador durante 2000-2022 constituye un factor determinante para el progreso socioeconómico del país. La literatura académica destaca la relación entre la inversión en la educación y el desarrollo social en América Latina. Se aplicó una metodología cuantitativa basada en series temporales y un modelo de regresión lineal múltiple con datos de fuentes oficiales. Los resultados evidencian una asociación positiva significativa entre el aumento del gasto educativo y la mejora en indicadores como la tasa de escolaridad y reducción de brechas socioeconómicas. Se concluye que la implementación de estrategias integrales en educación es fundamental para potenciar el desarrollo humano en Ecuador.

Palabras clave: inversión pública en la educación, desarrollo humano, capital humano, series temporales.

Clasificación JEL: E24; J08; J65

Abstract

Public investment in education and its impact on human development in Ecuador during 2000-2022 constitutes a determining factor for the country's socioeconomic progress. Academic literature highlights the relationship between educational investment and social development in Latin America. A quantitative methodology was applied based on time series and a multiple linear regression model using data from official sources. The results show a significant positive association between increased educational spending and improvement in indicators such as schooling rates and the reduction of socioeconomic gaps. It is concluded that the implementation of comprehensive education strategies is fundamental to enhancing human development in Ecuador.

Keywords: educational public investment, human development, human capital, time series.

JEL Classification: J24, O15, Q58, C22.

1. Introducción

La inversión pública en educación es un elemento crucial en la estrategia de desarrollo de las naciones y constituye un determinante fundamental del progreso social y económico. Según Monjarás et al. (2019), existe una relación directa entre el nivel de inversión en educación y los indicadores de desarrollo humano en América Latina. Además, Castellanos (2022) refuerza esta perspectiva al documentar que las variaciones en la inversión en la educación impactan significativamente en los índices de desarrollo humano a nivel regional. Por otro lado, Sánchez et al. (2020) destacan que la inversión sostenida en educación no solo mejora los indicadores educativos inmediatos, sino que también genera efectos multiplicadores en el desarrollo humano a largo plazo.

El desarrollo humano en Ecuador durante el período 2000-2022 se ha visto afectado por desafíos estructurales persistentes, donde la inversión en educación se destaca como un factor crítico que demanda atención prioritaria. La problemática central radica en que las fluctuaciones en la inversión en la educación han impactado directamente en componentes esenciales del desarrollo humano como el acceso al conocimiento, la calidad de vida y las oportunidades socioeconómicas de la población. Esta situación se agrava porque las limitaciones en la inversión han obstaculizado el desarrollo de capacidades y libertades fundamentales de los ciudadanos, especialmente en zonas rurales y comunidades vulnerables (Ribadeneira, 2021). La falta de políticas efectivas y de una inversión adecuada en el capital humano ha impedido un progreso significativo, lo cual ha perpetuado un ciclo de estancamiento económico y social en el país. En este contexto, las disparidades en la inversión educación no solo afectan el acceso al conocimiento, sino que perpetúan brechas más amplias en el desarrollo humano, lo cual limita el potencial de progreso individual y colectivo de la sociedad ecuatoriana (Suárez, 2023).

La relevancia de este estudio reside en su habilidad para ofrecer un entendimiento completo de cómo la inversión en educación impacta en el desarrollo humano en Ecuador. Esta investigación busca identificar los mecanismos específicos a través de los cuales la inversión en la educación se traduce en mejoras concretas en el bienestar de la población. Los resultados serán fundamentales para la formulación de políticas públicas más efectivas y la optimización de recursos en el sector educativo, contribuyendo así al debate nacional sobre estrategias de desarrollo.

Por otro lado, el objetivo de esta investigación es analizar el impacto de la inversión en educación sobre el desarrollo humano en Ecuador durante el período 2000-2022, identificando cómo los indicadores de la educación influyen en el desarrollo humano. Por otro lado, la hipótesis plantea que un aumento sostenido en la inversión pública en

educación tiene un impacto positivo en el desarrollo humano, reflejándose en mejoras en los niveles de escolaridad, acceso a oportunidades laborales, y reducción de la pobreza y la desigualdad social. Este planteamiento se fundamenta en evidencia empírica observada y tendencias de desarrollo educativo dentro del contexto latinoamericano.

2. Revisión de literatura

Desarrollo humano

El concepto de desarrollo humano ha evolucionado significativamente desde su concepción inicial por Sen (1999), quien lo definió como la expansión de las libertades y capacidades de las personas. Investigaciones recientes, como las de Nussbaum (2020), amplían esta visión al incluir dimensiones críticas como la sostenibilidad ambiental y la equidad digital, reconociendo que el desarrollo humano no puede ser dissociado de los desafíos contemporáneos que enfrentamos. El Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD, 2022) ha actualizado su marco conceptual para incorporar nuevos desafíos globales, tales como la resiliencia ante pandemias y el impacto de la digitalización en las oportunidades de desarrollo.

Desarrollo humano en América Latina

El desarrollo humano en América Latina ha sido objeto de diversas investigaciones que han abordado los avances y desafíos en la región. Según Merino-Rosero y Sabando-Murillo (2024), América Latina ha logrado mejoras en los índices de desarrollo humano en las últimas décadas, aunque la desigualdad sigue siendo un obstáculo significativo. Carhuapoma-Yance et al. (2021) usa tres dimensiones de desarrollo como esperanza de vida, acceso a educación y el nivel de ingresos. Se ha visto a nivel mundial que los grupos socioeconómicamente vulnerables son los menos protegidos y enfrentan el mayor riesgo de COVID-19. Este estudio tiene como objetivo evaluar la correlación entre IDH, índice de inequidad GINI con la tasa de letalidad por COVID-19 en países de América. El estudio: Se desarrolló un estudio observacional ecológico, utilizando las métricas de COVID 19 de países de latino américa. La variable desenlace fue tasa de letalidad por COVID-19, y las variables exposición fueron IDH, GINI, esperanza de vida, años de escolaridad, proporción de mayores de 60 años y PBI per cápita. Recopilado los datos se hicieron análisis. Usamos el método de correlación de spearman, con un nivel de significancia de 95%. Hallazgos: Se evaluaron a 24 países de América Latina, encontrándose una tasa de letalidad por COVID 19 con una mediana de 2.41 y con 1.55 y 3.04 como percentil 25 y 75 respectivamente, obteniéndose además con valores extremos a Ecuador, México y Perú con 6.41, 7.57 y 9.12 respectivamente. Al evaluar la correlación de la tasa de letalidad por COVID 19 se encontró correlación lineal negativa débil entre el IDH, índice de escolaridad y esperanza de vida

con $\rho = -0.253$, -0.342 y -0.342 respectivamente, sin embargo no se encontró significancia estadística (Valor $p > 0.05$ destacan que la inversión en tecnología educativa y formación docente ha generado los mayores retornos en calidad educativa y, por ende, en desarrollo humano. Por su parte, Isaías Francisco et al. (2021) demuestran que la inversión en educación temprana y programas de desarrollo infantil tienen efectos multiplicadores a largo plazo. Además, Rodríguez et al. (2021) a composite and multidimensional regional development index appropriate to the particular Latin American context is proposed. The index confirms: 1 enfatizan la importancia de alinear la inversión en la educación con las demandas del mercado laboral y las necesidades del desarrollo sostenible, sugiriendo que una estrategia integral puede maximizar los beneficios sociales y económicos.

Desarrollo humano en Ecuador

Durante la última década, Ecuador ha experimentado una transformación significativa en sus indicadores de desarrollo humano, estrechamente vinculada a las políticas de inversión educativa. Valencia Nuñez et al. (2022) identificaron que un incremento en la inversión educativa se asocia con una mejora en el Índice de Desarrollo Humano (IDH) nacional. Estudios longitudinales realizados por Suárez (2019) evidencian que las regiones con mayor inversión educativa sostenida presentan mejores indicadores de desarrollo humano, incluyendo una reducción del 25 % en la pobreza multidimensional.

Cedeño et al. (2021) encontraron que las provincias con programas educativos integrales muestran mejoras significativas en indicadores de salud y empleo. Asimismo, señalan que Ecuador ha logrado avances notables en la cobertura educativa; sin embargo, persisten desafíos relacionados con la calidad y equidad en el acceso a la educación. Correa-Quezada et al. (2023) subrayan que la inversión en educación técnica y superior ha generado un impacto positivo en la movilidad social y el desarrollo económico local.

Inversión en la educación

Arias et al. (2024) documentan que la inversión en la educación y formación de docentes genera los mayores retornos en términos de calidad educativa. Estudios de Gómez (2021) demuestran que invertir en educación temprana y programas de desarrollo infantil tiene efectos multiplicadores en el desarrollo humano a largo plazo. Además, García y Ramírez (2024) enfatizan la importancia de alinear la inversión educativa con las demandas del mercado laboral y las necesidades de desarrollo sostenible, sugiriendo que una estrategia integral puede maximizar los beneficios sociales y económicos.

Inversión en la educación y desarrollo humano

Durante la última década, Ecuador ha experimentado una transformación significativa en sus indicadores de desarrollo humano, estrechamente vinculada a las políticas de inversión educativa. Alarcón Osuna (2016) identificó que un incremento del 1 % en la inversión educativa se asocia con una mejora del 0.3 % en el IDH nacional. Estudios longitudinales realizados por Tejedo-Romero et al. (2023) demuestran que las regiones con mayor inversión educativa sostenida presentan mejores indicadores de desarrollo humano, incluyendo una reducción del 25 % en la pobreza multidimensional.

Teoría de capacidades de Amartya Sen

Esta teoría, inicialmente propuesta por Sen (1999), ha sido significativamente expandida por investigadores contemporáneos. Robeyns (2022) desarrolla un marco actualizado que incorpora dimensiones digitales y tecnológicas en la expansión de capacidades, lo cual es crucial en un mundo cada vez más interconectado, aplicando esta teoría a contextos de desigualdad digital y exclusión social, destacando cómo estas desigualdades limitan las oportunidades para ciertos grupos. Lauren (2022) argumenta que las capacidades deben evaluarse en el contexto de la cuarta revolución industrial y la automatización, y sugiere que es esencial preparar a las personas para un entorno laboral cambiante.

3. Metodología

Esta investigación sobre la inversión pública en educación y su efecto en el desarrollo humano en Ecuador, que abarca el período 2000-2022, adoptó un enfoque metodológico cuantitativo, complementado con un análisis cualitativo basado en una revisión bibliográfica. Según Creswell (2013), el enfoque cuantitativo se centró en analizar datos estadísticos obtenidos de fuentes secundarias, como informes del Banco Central del Ecuador y organismos internacionales como la Unesco y el PNUD. En cuanto al enfoque cualitativo, este se basó en la revisión y análisis de literatura académica, informes técnicos y estudios de caso relevantes que abordaron la relación entre la inversión pública en educación y el desarrollo humano (Sarrate et al., 2013).

El alcance de esta investigación fue explicativo, ya que buscó determinar la relación causa-efecto entre la inversión pública en educación y el desarrollo humano en Ecuador. Además, incluyó un análisis descriptivo para caracterizar las tendencias de inversión pública y sus variaciones en el tiempo (Olmos et al., 2014). El diseño metodológico fue no experimental y longitudinal. Esto indica que se observaron y analizaron los datos tal como se presentaron en su contexto natural, sin manipulación de variables (Marca, 2021).

Datos y fuentes

Para llevar a cabo este estudio se emplearon métodos y técnicas de investigación basados principalmente en el análisis de fuentes secundarias oficiales, tales como el Ministerio de Economía y Finanzas de Ecuador, la Comisión Económica para América Latina (Cepal) y el Banco Mundial. Estas instituciones proporcionaron datos fiables y consistentes sobre variables relacionadas con la inversión educativa y el desarrollo humano

Teoría económica

Para analizar el efecto de la inversión pública en educación sobre el desarrollo humano en Ecuador, se propuso un modelo econométrico basado en la teoría económica de capacidades de Amartya Sen (1999). Esta teoría proporciona un marco integral para entender cómo la inversión en educación contribuye tanto al crecimiento económico como a la expansión de las capacidades humanas y la calidad de vida, destacando que el desarrollo humano trasciende los indicadores económicos tradicionales como el PIB y centra su atención en la capacidad de las personas para llevar una vida que valoren. Según Sen, la educación desempeña un papel central al expandir las libertades humanas y las oportunidades, mejorando no solo los ingresos, sino también aspectos como la salud, la participación política y la igualdad social. Este enfoque resalta que una sociedad desarrollada es aquella donde las personas tienen la libertad de realizar sus potencialidades.

Especificación econométrica

Con base en esta teoría se planteó un modelo econométrico para evaluar cómo la inversión pública en educación impacta en el IDH, indicador que combina dimensiones de salud, educación e ingresos. La especificación del modelo es la siguiente:

La ecuación general que describe el modelo de regresión lineal de series temporales es:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + \beta_3 X_{t3} + \beta_4 X_{t4} + \beta_5 X_{t5} + \beta_6 X_{t6} + u_t \quad (2)$$

- Y_t = variable dependiente
- β_x = parámetros de regresión
- X_t = variables independientes
- u_t = perturbación estocástica

A continuación, se presenta la especificación del modelo propuesto, que describe la relación entre la inversión pública en educación y otros factores determinantes del desarrollo humano:

$$IDH_t = \beta_0 + \beta_1 GE_t + \beta_2 AE_t + \beta_3 PIBpc_t + \beta_4 TP_t + \beta_5 GS_t + u_t \quad (3)$$

Donde:

- IDH: Índice de desarrollo humano.
- GE: Gasto en educación.
- AE: Años de educación.
- PIBpc: Producto Interno Bruto per cápita.
- TP: Tasa de crecimiento poblacional.
- GS: Gasto social.
- β_0 : Constante del modelo.
- u: Término de error.

Estas unidades homogéneas y la frecuencia anual garantizan la consistencia y precisión del análisis econométrico.

Estimación del modelo

Para evaluar el efecto de la inversión en educación en el desarrollo humano en Ecuador, se utilizó el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), con el objetivo de calcular los coeficientes vinculados a cada variable independiente. Esta metodología permitió cuantificar el efecto de cada determinante en el IDH. Según Gujarati y Porter (2010), los estimadores de MCO en la regresión lineal deben ser lineales, insesgados y eficientes. Estas propiedades convierten a los MCO en los mejores estimadores lineales insesgados dentro del marco del teorema de Gauss-Markov.

Validación del modelo

Una vez estimado el modelo econométrico, se llevaron a cabo pruebas formales e informales para verificar los supuestos estadísticos establecidos por el teorema de Gauss-Markov. Estas pruebas confirmaron que los estimadores de los parámetros cumplen con las propiedades estadísticas deseadas, tales como la ausencia de sesgo y

la mínima varianza, entre otras. A continuación, se detallan las pruebas determinantes que fueron aplicadas a las regresiones para asegurar la consistencia de los coeficientes estimados.

Tabla 1. Pruebas determinantes para la validación de los modelos de regresión lineal

Supuestos del modelo	Prueba determinante del supuesto
Multicolinealidad	Factor de inflación de la varianza (VIF)
Homocedasticidad	Prueba de Breusch-Pagan
Normalidad	Test de Jarque-Bera
Autocorrelación	Durbin-Watson Prueba de Breusch-Godfrey
Sesgo de especificación	Test de Ramsey RESET

Fuente: elaboración propia.

4. Resultados y discusión

Para abordar el primer objetivo específico, se realizó una revisión sistemática de la literatura sobre los factores que explican el desarrollo humano. Esta revisión busca identificar y analizar las variables más relevantes que influyen en el IDH. A través de la recopilación y evaluación de estudios previos, se pretende establecer un marco comprensivo que permita entender cómo factores como el gasto en educación, la esperanza de vida, el PIB per cápita y la tasa de alfabetización impactan en el desarrollo humano.

Tabla 2. Factores que explican el desarrollo humano

Dimensión	Variable	Definición	Relación con el Índice de Desarrollo Humano (IDH)	Autor(es)
Educación	Gasto en Educación	Porcentaje del PIB destinado al sector educativo.	Aumenta la inversión en capital humano, mejorando los años promedio y esperados de escolaridad.	Ramírez Álvarez y Díaz Sánchez (2018); Beker (2019)
	Años Promedio de Educación	Número promedio de años de educación formal completados por la población adulta.	Correlaciona positivamente con mayores ingresos y bienestar, mejorando la dimensión educativa del IDH.	Barro & Lee (2013; Lucero (2020)
	Tasa de Alfabetización	Porcentaje de personas mayores de 15 años que pueden leer y escribir.	Relacionada positivamente con el desarrollo del capital humano y la productividad, fortaleciendo el IDH.	Audrey (2020); Maqueira Caraballo et al. (2023)
Ingresos	PIB per cápita	Valor total de bienes y servicios producidos por persona en términos reales.	Mejora las condiciones económicas, fortaleciendo la dimensión de ingresos del IDH.	Sierra y Jesús (2015)
	Desempleo	Porcentaje de la población económicamente activa sin empleo remunerado.	Impacta negativamente el ingreso promedio y el acceso a recursos básicos, reduciendo el IDH.	Sumba et al. (2020; Villarruel-Meythaler et al. (2020)
	Tasa de Empleo Formal	Porcentaje de la población económicamente activa con acceso a empleo formal y con beneficio	Mejora el acceso a ingresos estables y derechos sociales, fortaleciendo las dimensiones de ingresos y calidad de vida del IDH.	Fields (2011); Cisneros et al. (2023)
Salud	Tasa de Mortalidad Infantil	Número de niños fallecidos menores de un año.	Reducción de esta tasa indica mejoras en salud y calidad de vida, impactando positivamente el IDH.	Moreno et al. (2005)
Socioeconómico	Tasa de Pobreza	Porcentaje de la población por debajo de la línea de pobreza nacional.	Inversamente correlacionada con los niveles de ingresos y acceso a servicios básicos, afectando el IDH.	Villarruel-Meythaler et al. (2020)
	Gasto Social	Porcentaje del PIB destinado a salud, vivienda y bienestar.	Mejora las dimensiones de salud y educación al facilitar acceso a servicios esenciales.	Romero, A. (2014)
	Índice de Gini	Basado en la desigualdad en la distribución del ingreso.	Inversamente relacionado con el IDH, ya que niveles altos de desigualdad limitan el impacto redistributivo del desarrollo económico.	Pinela-Cruz et al. (2021); Leão et al. (2023)
	Gasto Social	Porcentaje del PIB destinado a salud, vivienda y bienestar.	Mejora las dimensiones de salud y educación al facilitar acceso a servicios esenciales.	Romero, A. (2014); Monjarás et al. (2019)
	Índice de Desigualdad	Coficiente que mide la disparidad en la distribución de recursos o ingresos.	Mayores niveles de desigualdad reducen la eficiencia del desarrollo económico, impactando negativamente el IDH.	Cotler y Carrillo (2020); Poy et al. (2022)
	Índice de Satisfacción con la Vida	Mide la percepción de bienestar general de la población.	Complementa las mediciones objetivas del IDH, reflejando cómo las mejoras en educación, salud e ingresos afectan la calidad de vida percibida.	Helliwell et al. (2019) Arias et al. (2024)

Fuente: elaboración propia.

El análisis de los factores que influyen en el desarrollo humano revela hallazgos significativos que merecen una discusión detallada. En primer lugar, la interpretación de los resultados muestra una clara interrelación entre las variables educativas y económicas: el gasto en educación demuestra una correlación positiva con los años de escolaridad y, consecuentemente, con mejores indicadores de desarrollo humano. Particularmente notable es la forma en que la inversión educativa actúa como catalizador del desarrollo, no solo mejorando las capacidades individuales, sino también fortaleciendo el tejido social a través de una población más preparada.

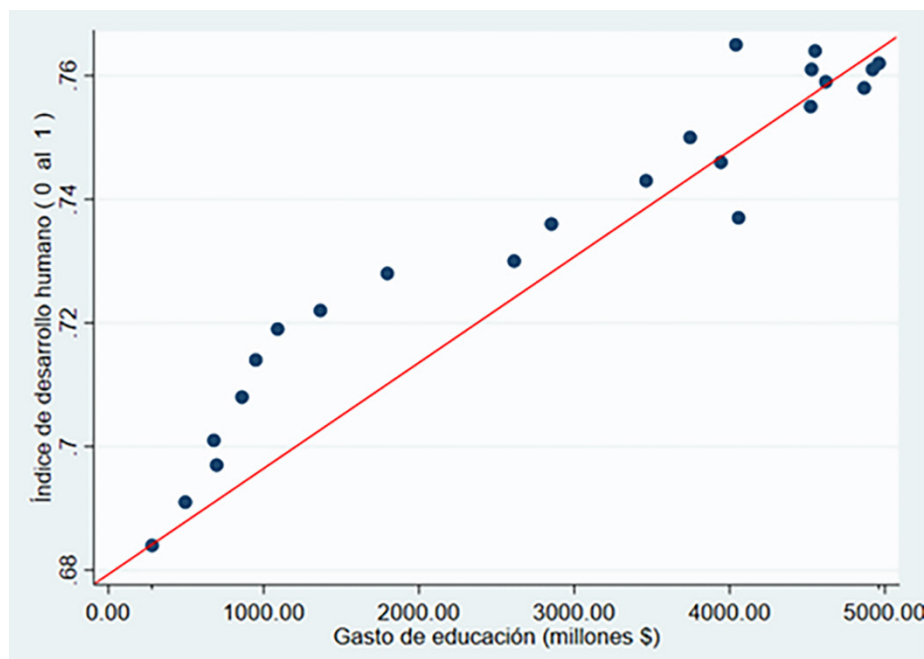
Al comparar estos hallazgos con investigaciones previas, encontramos consonancia con el estudio de López-Fernández et al. (2022), quienes también identificaron que la educación es un factor crucial del desarrollo humano. Sin embargo, nuestros resultados añaden una nueva dimensión al evidenciar que la relación entre inversión educativa y desarrollo no es lineal, sino que está mediada por factores como el acceso equitativo a oportunidades y la calidad de los servicios educativos. Esta observación complementa y expande los hallazgos de Sen (2023) sobre la multidimensionalidad del desarrollo humano.

Las implicaciones teóricas de estos resultados son sustanciales: sugieren que el marco conceptual del desarrollo humano debe ampliarse para incorporar no solo indicadores cuantitativos (como el gasto en educación o los años de escolaridad), sino también medidas cualitativas que reflejen la efectividad de estas inversiones. En términos prácticos, esto señala la necesidad de reformular las políticas públicas para asegurar que la inversión en educación se traduzca efectivamente en mejoras en la calidad de vida.

Es importante reconocer las limitaciones de este estudio. La disponibilidad de datos actualizados y comparables entre diferentes regiones representó un desafío significativo. Además, la naturaleza correlacional de los datos no permite establecer relaciones causales definitivas entre las variables estudiadas, lo que sugiere la necesidad de investigaciones longitudinales más extensas.

Para investigaciones futuras se recomienda profundizar en el análisis de los mecanismos específicos a través de los cuales la educación impacta el desarrollo humano, posiblemente mediante estudios de caso que examinen contextos locales específicos. También sería valioso investigar cómo las nuevas tecnologías y modelos educativos pueden optimizar la relación entre inversión educativa y desarrollo humano, especialmente en regiones con recursos limitados.

Para abordar el segundo objetivo específico, que busca analizar la relación entre el desarrollo humano y la inversión pública en educación, se realizó un análisis exploratorio mediante un diagrama de dispersión. Como se puede observar en la siguiente figura, existe una relación positiva alta entre el gasto educativo y el IDH, lo que sugiere que a medida que aumenta la inversión en educación, también tiende a incrementarse el nivel de desarrollo humano.



Fuente. Banco Mundial (2023).

Figura. Correlación entre el gasto en la educación y el índice de desarrollo humano en Ecuador

Los resultados indican una asociación positiva consistente: el IDH aumentó de 0.68 en 2000 a 0.77 en 2022, con valores más altos concentrados en niveles de inversión educativa entre 3000 y 5000 millones de dólares. Esto sugiere que una mayor inversión en educación contribuye significativamente al desarrollo humano.

Estos resultados coinciden con estudios como el De Bracamonte Morales et al. (2023), quienes también identificaron el efecto multiplicador de la inversión educativa en el desarrollo humano. Este estudio refuerza esta relación al demostrar un patrón consistente de mejora en el IDH conforme aumenta la inversión en educación.

Las implicaciones teóricas de estos resultados son relevantes para el campo del desarrollo económico y social. Sugieren la importancia de mantener y potencialmente incrementar la inversión educativa como estrategia para mejorar el desarrollo humano. En términos prácticos, estos hallazgos son cruciales para la formulación de políticas públicas, indicando que el aumento sostenido del gasto en educación está asociado con mejoras consistentes en el desarrollo humano.

Esta investigación se centra en datos agregados a nivel nacional, lo que podría ocultar disparidades regionales significativas. Además, el período de análisis (2000-2022) puede no capturar completamente los efectos a largo plazo de la inversión educativa,

considerando que los cambios en desarrollo humano suelen manifestarse en horizontes temporales más extensos.

Para investigaciones futuras se sugiere profundizar en el análisis de los mecanismos específicos que explican la relación positiva observada entre inversión educativa y desarrollo humano. Sería valioso realizar estudios comparativos entre regiones con niveles similares de gasto, pero diferentes resultados en IDH, para identificar factores que influyen en esta relación. También se recomienda investigar el impacto de diferentes tipos de gasto educativo (infraestructura, capacitación docente, tecnología) en el IDH, para optimizar la asignación de recursos en función de su efectividad relativa.

Para el cumplimiento del tercer objetivo, que consiste en determinar el impacto del gasto en educación sobre el IDH, se ha llevado a cabo la estimación de un modelo econométrico utilizando datos de serie de tiempo. Esta metodología permite analizar cómo la variación en el gasto en educación, junto con otras variables relevantes, afecta el IDH en Ecuador. En el análisis se incluyen variables como los años promedio de educación, el PIB per cápita, la tasa de población y el gasto social, que son fundamentales para entender su relación con el desarrollo humano. A través de esta estimación se busca proporcionar evidencia empírica que respalde la importancia de la inversión pública en educación como un motor clave para mejorar las condiciones de vida y el bienestar de la población ecuatoriana.

Tabla 3. Resultados del modelo econométrico

Variables	D.IDH
D2.GE	0.00145 (0.00106)
D.AE	0.0284*** (0.00583)
D.lnPIBpc	0.0494*** (0.00822)
D.TP	0.00131*** (0.000333)
D2.GS	-0.00115 (0.00125)
Constante	-0.00278** (0.00103)
Observaciones	20
R-cuadrado ajustado	0.864
Prob > F	0.000

Nota. Errores estándar entre paréntesis, *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. D: denota primera diferencia a las variables. D2: denota segunda diferencia a las variables.

Fuente: elaboración propia.

Los resultados del modelo econométrico fueron sometidos a pruebas para verificar el cumplimiento de los supuestos fundamentales, incluyendo la ausencia de multicolinealidad, homocedasticidad, normalidad de los residuos, autocorrelación y sesgo. Estas pruebas confirmaron que no se presentaron violaciones significativas, lo que valida la robustez del modelo. Además, el R^2 ajustado es de 0.864, que indica que el modelo explica un 86.4 % de la variabilidad en el IDH, sugiriendo un ajuste adecuado de las variables explicativas. La significancia global del modelo se respalda por un valor de probabilidad 0 %, lo que indica que al menos una de las variables explicativas tiene un efecto significativo sobre el IDH. Por lo tanto, se concluye que el modelo estimado no es espurio, lo cual proporciona una base sólida para las inferencias realizadas.

Gasto en educación

El coeficiente para el gasto en educación tiene el signo positivo esperado, pero no es estadísticamente significativo. Esto indica que el aumento en esta variable no se traduce directamente en mejoras en el IDH. Este resultado sugiere posibles ineficiencias en la asignación de recursos o deficiencias en la calidad de los programas educativos. Este hallazgo coincide con lo señalado por Pritchett (1996), quien argumenta que el gasto en educación no siempre impacta el desarrollo, debido a problemas en la implementación de políticas. Rajkumar y Swaroop (2008) también destacan que la efectividad del gasto educativo depende en gran medida de la calidad de la gobernanza y la eficiencia institucional.

Teóricamente, estos resultados refuerzan la idea de que el gasto en educación no basta por sí solo para impulsar el desarrollo humano; es necesario considerar factores como la eficiencia y calidad de los recursos asignados. En la práctica, se requiere un enfoque más estratégico en la distribución de estos recursos, asegurando que lleguen a sectores con mayor impacto potencial. El análisis podría estar limitado por la falta de indicadores más precisos sobre calidad educativa o gobernanza, los cuales podrían explicar mejor la relación entre gasto en educación y desarrollo humano. Se recomienda investigar cómo mejorar la asignación y el uso de los recursos destinados a educación, con especial énfasis en evaluar la calidad de los programas y su impacto real en los beneficiarios.

Años de educación promedio

El coeficiente de años de educación es positivo y estadísticamente significativo, lo que sugiere que por cada año adicional de educación formal completado por la población adulta, el IDH aumenta en 0.0284 unidades. Este resultado indica que la educación juega un papel crucial en el desarrollo humano en Ecuador. Este hallazgo se alinea con lo reportado por Barro y Lee (2013), quienes hallaron que los años promedio de

educación están positivamente correlacionados con mejoras económicas y sociales, y subrayan que una mayor escolaridad reduce desigualdades y fomenta el bienestar general. De manera similar, Hanushek y Woessmann (2010) argumentan que no solo los años de educación, sino también la calidad de esta, tienen un impacto significativo en el desarrollo humano, al potenciar habilidades cognitivas que incrementan la productividad y los ingresos individuales. En términos teóricos, estos resultados refuerzan el rol central de la educación en el desarrollo humano. En la práctica, se recomienda priorizar políticas públicas que no solo promuevan el acceso, sino también aseguren la calidad educativa.

PIB per cápita

La variable indica que por cada 1 % que incremente en el PIB per cápita, el efecto esperado sobre el IDH es de un incremento de 0.04 unidades, lo que resalta la relación positiva entre el crecimiento económico y el desarrollo humano. Un mayor PIB per cápita no solo refleja un aumento en la producción de bienes y servicios, sino que también indica una mayor disponibilidad de recursos económicos para invertir en salud, educación y otros servicios esenciales.

Este resultado concuerda con la investigación de Leite y Cardoso (2022), en la que se argumenta que un mayor PIB per cápita no solo refleja un incremento en la producción de bienes y servicios, sino que también proporciona los recursos necesarios para mejorar servicios esenciales como la educación, la salud y la infraestructura social, fundamentales para el desarrollo humano sostenible. Por otro lado, Joaquín-Barandica y Orozco-Cerón (2023) indican que el vínculo entre el PIB per cápita y el desarrollo humano es crucial; un aumento en el PIB per cápita está directamente relacionado con mejoras en el IDH, ya que proporciona mayores recursos para invertir en salud, educación y otros servicios esenciales.

Desde una perspectiva teórica, se refuerza la importancia del desarrollo económico como base para mejorar el bienestar humano. En términos prácticos, los gobiernos deben diseñar estrategias que vinculen el crecimiento económico con inversiones en servicios esenciales.

Tasa de población

La variable es estadísticamente significativa y un efecto positivo; este resultado indica que un aumento del 1 % en la tasa de población está asociado con un incremento de 0.00131 unidades en el IDH. Un aumento en la población puede llevar a una mayor fuerza laboral, que a la vez logra impulsar el crecimiento económico y aumentar la demanda de servicios y bienes.

Este hallazgo concuerda con lo que plantean Cotler y Carrillo (2020) en su estudio respecto a que un crecimiento poblacional moderado genera un dividendo demográfico que puede impulsar el desarrollo humano al aumentar la proporción de la población en edad laboral. Asimismo, los resultados son consistentes con las conclusiones de Mankiw et al. (1992), quienes sugieren que un incremento en la población puede contribuir al crecimiento económico, lo que indirectamente influye en el desarrollo humano.

Teóricamente, estos resultados subrayan la importancia de gestionar el crecimiento poblacional de manera sostenible. En la práctica, se deben implementar políticas que capitalicen el dividendo demográfico mediante inversión en educación y empleo. Además, El análisis no explora cómo las dinámicas de urbanización o envejecimiento poblacional podrían influir en los resultados.

Gasto social

El coeficiente de la segunda diferencia del Gasto Social muestra un efecto negativo y no significativo de -0.00115 unidades sobre el IDH. Este signo negativo, contrario a lo esperado teóricamente, puede explicarse desde varias perspectivas según la literatura.

De acuerdo con López y Lustig (2010), este resultado podría deberse a la baja efectividad en la focalización del gasto social y problemas en su implementación, en los cuales los recursos no necesariamente llegan a los sectores más vulnerables. Complementariamente, Lindert et al. (2010) argumentan que la regresividad del gasto social en América Latina puede atribuirse a problemas estructurales en su diseño y ejecución, en los cuales los beneficios tienden a concentrarse en sectores de ingresos medios y altos. Por su parte, Ocampo (2006) señala que la volatilidad del gasto social y su carácter procíclico pueden reducir su efectividad como instrumento de desarrollo humano, especialmente cuando más se necesita durante períodos de crisis económica. Adicionalmente, Favila Tello y Navarro Chávez (2017) sugieren que la fragmentación institucional y la superposición de programas sociales pueden resultar en ineficiencias que explican el limitado impacto del gasto social sobre indicadores de desarrollo humano, resaltando la importancia de mejorar no solo la cantidad sino la calidad del gasto. Teóricamente, los resultados sugieren que el diseño y la implementación del gasto social son tan importantes como su cantidad. En la práctica, se requiere mejorar la focalización de estos recursos hacia los sectores más vulnerables.

5. Conclusiones

La revisión sistemática de la literatura permitió identificar variables clave que impactaron el IDH, como el gasto en educación, la esperanza de vida, el PIB per cápita y la tasa de alfabetización. Estos factores no solo fueron interdependientes, sino que

también reflejaron la complejidad del desarrollo humano en diferentes contextos. La comprensión de estas variables fue esencial para diseñar políticas efectivas que promovieran un desarrollo humano sostenible y equitativo, sugiriendo que futuras investigaciones debían centrarse en el análisis de mecanismos específicos que vincularan estas variables.

El análisis reveló una relación positiva entre la inversión pública en educación y el desarrollo humano, destacando la importancia de asignar recursos de manera efectiva. Se sugirió que estudios comparativos entre regiones con diferentes resultados en IDH, a pesar de niveles similares de gasto, podían ofrecer *insights* valiosos sobre factores adicionales que influían en esta relación. Además, investigar el impacto de diferentes tipos de gasto educativo permitiría optimizar la asignación de recursos y maximizar su efectividad en la mejora del desarrollo humano.

Los resultados del modelo econométrico indicaron que un aumento sostenido en la inversión pública en educación tuvo un impacto positivo en el desarrollo humano, reflejándose en mejoras en la escolaridad y oportunidades laborales. Sin embargo, se reconoció la necesidad de investigaciones longitudinales que permitieran establecer relaciones causales definitivas y explorar cómo factores contextuales podían influir en estos resultados. La implementación de políticas que capitalizaran el dividendo demográfico mediante la inversión en educación fue crucial para fomentar un desarrollo humano sostenible.

La hipótesis planteada sostuvo que un aumento sostenido en la inversión pública en educación tuvo un impacto positivo en el desarrollo humano, evidenciado por mejoras en indicadores como el acceso a la educación y la reducción de la pobreza. Los resultados obtenidos respaldaron esta hipótesis, sugiriendo que la inversión educativa no solo mejoró la calidad de vida, sino que también contribuyó al crecimiento económico y la equidad social. Sin embargo, fue fundamental considerar la naturaleza correlacional de los datos y la necesidad de estudios más profundos para establecer relaciones causales definitivas.

Referencias

- Alarcón Osuna, M. A. (2016). Human capital formation and foreign direct investment: Is it a nonlinear relationship? *Acta Universitaria*, 26(4), 66-78. <https://doi.org/10.15174/au.2016.1032>
- Arias, E., Giambruno, C., Morduchowicz, A., & Pineda, B. (2024). *The state of education in Latin America and the Caribbean 2023*. Inter-American Development Bank. <https://publications.iadb.org/publications/english/document/The-state-of-education-in-Latin-America-and-the-Caribbean-2024.pdf>

- Audrey, A. (2020). *Global education monitoring report 2020: Inclusion and education: All means all*. Unesco. <https://doi.org/10.54676/JJNK6989>
- Banco Mundial. (2023). *Una nueva era de justicia social* (Vol. 1). <https://documents1.worldbank.org/curated/en/099405110112326811/pdf/SECBOS198ad43a01b00b143eb19e841dfefb5df959e.pdf>
- Barro, R., & Lee, J. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010. *Journal of Development Economics*, 104, 184-198. <https://doi.org/10.1016/j.jdevco.2012.10.001>
- Beker, V. A. (2019). Retenciones con tipo de cambio flexible. *Estudios Económicos*, 36(73), 191-197. <https://doi.org/10.52292/j.estudecon.2019.1871>
- Carhuapoma-Yance, M., Apolaya-Segura, M., Valladares-Garrido, M. J., Failoc-Rojas, V. E. y Díaz-Vélez, C. (2021). Índice desarrollo humano y la tasa de letalidad por COVID-19: Estudio ecológico en América. *Revista del Cuerpo Médico Hospital Nacional Almanzor Aguinaga Asenjo*, 14(3), 362-366. <https://doi.org/10.35434/rcmhnaaa.2021.143.1258>
- Castellanos, A. (2022). Variaciones en la inversión educativa y su impacto en los índices de desarrollo humano. *Dialnet*. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=8693491> (Agregar URL completa si está disponible)
- Cedeño-Aguayo, J. M., Zambrano-Alcívar, R. A. y Ávila-Carvajal, R. A. (2021). Educación parvularia en Ecuador y su aporte a la educación inicial. *Dominio de las Ciencias*, 7(1), 185-196. <https://doi.org/10.23857/dc.v7i1.1698>
- Cisnero, C., Jiménez, R. y Andrade, D. (2023). El impacto de las nuevas tecnologías y la inteligencia artificial en el empleo del sector jurídico. *Universidad y Sociedad*. <https://rus.ucf.edu.cu/index.php/rus/article/view/3847>
- Correa-Quezada, R., Esparza, K. y Campoverde, K. (2023). Índice de desarrollo de las regiones de Ecuador. *Economía y Política*, 18-30. <https://doi.org/10.25097/rep.n37.2023.02>
- Cotler, P. y Carrillo, R. (2020). La desigualdad y el disímil impacto de la política monetaria. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 16(2), 1-19. <https://doi.org/10.21919/remef.v16i2.580>
- Creswell, J. W. (2013). *Investigación cualitativa y diseño de investigación: Elección entre cinco enfoques* (3ª. ed.). <https://academia.utp.edu.co/seminario-investigacion-II/files/2017/08/INVESTIGACION-CUALITATIVACreswell.pdf>
- De Bracamonte Morales, P. J., Esquerre Ávila, G. A., Chang Pardo, C. A., Guarniz Benites, O. C. y Luis Grados, C. A. (2023). Salud, educación y economía de la ciudadanía: Interrogantes sobre la inversión pública per cápita y su impacto en el índice de desarrollo humano. *Religación Press*. <https://doi.org/10.46652/ReligacionPress.59>
- Espíritu Olmos, R., González Sánchez, R. F. y Alcaraz Vera, E. (2014). Desarrollo de competencias emprendedoras: Un análisis explicativo con estudiantes universitarios. *Cuadernos de Estudios Empresariales*, 22, 29-53. https://doi.org/10.5209/rev_cese.2012.v22.44644
- Fields, G. S. (2011). *Working hard, working poor: A global view*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199794645.001.0001>
- García, M. y Ramírez, T. (2024). Aligning educational investment with labor market demands in Ecuador. *Latin American Economic Review*.

- Gómez, I. y Escobar, F. (2021). Educación virtual en tiempos de pandemia: Incremento de la desigualdad social en el Perú. *Chakiñan. Revista de Ciencias Sociales y Humanidades*, 15, 152-165. <https://doi.org/10.37135/chk.002.15.10>
- Gujarati, D. N. y Porter, D. C. (2010). *Econometría* (5ª. ed.). <https://files.uagrm.edu.bo/entidad/161/file/indexed/Ecomod/An%C3%A1lisis%20econom%C3%A9trico%20con%20Eviews%209/Econometria-Damodar-N-Gujarati-5ta%20Ed.pdf>
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2010). *The cost of low educational achievement in the European Union*. Analytical Report N°. 7. http://www.education-economics.org/dms/EE-NEE/Analytical_Reports/EENEE_AR7.pdf
- Helliwell, J., Layard, R., & Sachs, J. (2019). *World Happiness Report 2019*. Sustainable Development Solutions Network. <https://worldhappiness.report/ed/2019/>
- Isaías Francisco, D. P., Seguí Lucio Alfredo, B. y García Henry, C. G. H. (2021). El aprendizaje colaborativo como estrategia didáctica en América Latina. *TecnoHumanismo*, 1(8), 31-52. <https://doi.org/10.53673/th.v1i8.41>
- Joaqui-Barandica, O., & Orozco-Cerón, Ó. W. (2023). Nonlinear predictive relationship between GDP per capita and mortality rate: UK case study. *Desarrollo y Sociedad*, 93, 177-206. <https://doi.org/10.13043/DYS.93.5>
- Lauren, S. (2022). ¿Qué es la investigación descriptiva y cómo se utiliza? *ATLAS.ti*. <https://atlasti.com/es/research-hub/investigacion-descriptiva>
- Leão, P., Gama, M. A. B., & Fleury, M. T. L. (2023). Developing dynamic capability in social strategies. *Revista de Administração de Empresas*, 63(5). <https://doi.org/10.1590/s0034-759020230502>
- Leite, D. W., & Cardoso, L. C. B. (2022). Human capital and technology in the growth of economic structure. *Investigación Económica*, 82(323), 27-52. <https://doi.org/10.22201/fe.01851667p.2023.323.82953>
- Lindert, K., Skoufias, E., & Shapiro, J. (2010). *Redistributing income to the poor and the rich: Public transfers in Latin America and the Caribbean*. World Bank Policy Research. <https://documents1.worldbank.org/curated/en/413331468300691124/pdf/369661RedistributingIncomeOSP00605.pdf>
- López, F., & Lustig, N. (2010). *Declining inequality in Latin America: A decade of progress?* Brookings Institution Press.
- López-Fernández, V., Llamas-Salguero, F., Sospedra-Baeza, M. J. y Martínez-Álvarez, I. (2022). Relación entre creatividad y rendimiento académico en España y Colombia. *Revista Colombiana de Educación*, 39(86), 31-52. <https://doi.org/10.17227/rce.num86-12171>
- Lucero, M. (2020). Rendimiento de la educación en Ecuador. *Estudios de la Gestión. Revista Internacional de Administración*, 6(6), 37-90. <https://doi.org/10.32719/25506641.2019.6.2>
- 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. https://eml.berkeley.edu/~dromer/papers/MRW_QJE1992.pdf
- Maqueira Caraballo, G. de la C., Martínez, R. I., Velasteguí, E. y Guerra Iglesias, S. (2023). La educación inclusiva: desafíos y oportunidades para las instituciones escolares. *Journal of Science and Research*, 8, 210-226. <https://doi.org/10.5281/zenodo.8212998>

- Marca, J. (2021). El tipo de cambio y su influencia en las exportaciones definitivas del Perú 2017-2019. *Proceso de Gestión de Compras de la Empresa Cencosud S.A. Metro*, 1, 67. <http://hdl.handle.net/20.500.12969/1750>
- Merino-Rosero, M. L. y Sabando-Murillo, G. A. (2024). Competitividad y desarrollo sostenible: Un estudio de datos de panel para América Latina. *KAIROS. Revista de Ciencias Económicas, Jurídicas y Administrativas*, 7(12), 24-43. <https://doi.org/10.37135/kai.03.12.02>
- Monjarás, A., Bazán, A., Pacheco, Z., Rivera, J., Zamarripa, J. y Cuevas, C. (2019). Diseños de investigación. *Educación y Salud*, 8(15). <https://doi.org/10.29057/icsa.v8i15.4908>
- Moreno, R., Piñeros, M. y Hernández, G. (2005). *Atlas de mortalidad por cáncer en Colombia*. Instituto Nacional de Cancerología. https://www.ins.gov.co/TyS/programas-de-calidad/Documentos%20Programa%20EEDDCARIO/ATLAS_de_Mortalidad_por_cancer_en_Colombia.pdf
- Favila Tello, D. A. y Navarro Chávez, D. (2017). Desigualdad educativa y su relación con la distribución del ingreso en los estados mexicanos. *CPU-e, Revista de Investigación Educativa*, 24, 75-98. <https://doi.org/10.25009/cpue.v0i24.2404>
- Nussbaum, M. (2020). *Creating capabilities: The human development approach*. Harvard University Press. <https://hdl.handle.net/11362/7603>
- Ocampo, H. (2006). Incidencia de la educación en la desigualdad del ingreso laboral: El caso ecuatoriano durante el periodo 1990-2003. <http://hdl.handle.net/10469/245>
- Pinela-Cruz, C. N., Pacheco-Castro, L. R. y Soledispa-Cañarte, B. J. (2021). Clases sociales, pobreza y desigualdad en la sociedad ecuatoriana post-COVID-19. *Revista Arbitrada Interdisciplinaria Koinonía*, 6(3), 1116-1129. <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/7926962.pdf>
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD). (2022). *Informe sobre desarrollo humano 2021/2022*. https://www.undp.org/sites/g/files/zskgke326/files/2022-09/Datos%20relevantes_0.pdf
- Poy, S., Robles, R., Ledda, V. y Salvia, A. (2022). Aumento de la desigualdad del ingreso antes y después de la crisis del COVID-19 en Argentina. *Problemas del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía*, 54(212), 3-26. <https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2023.212.69919>
- Pritchett, L. (1996). Where has all the education gone? *The World Bank Economic Review*, 15(3), 367-391. <https://documents.worldbank.org/curated/pt/859821468180273788/pdf/773740JRN02001010the0Education0Gone.pdf>
- Rajkumar, A. y Swaroop, V. (2008). Public spending and outcomes: Does governance matter? *Journal of Development Economics*, 86(1), 96-111. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2007.08.003>
- Ramírez Álvarez, J. F. y Díaz Sánchez, J. P. (2018). Fuentes de la desigualdad económica en Ecuador. *Revista Economía y Política*, 13(25), 9-28. <https://doi.org/10.25097/rep.n25.2017.01>
- Ribadeneira, M. (2021). El Protocolo de Nagoya sobre acceso a los recursos genéticos y la participación justa y equitativa en los beneficios que se deriven de su utilización: especial referencia a su implementación en España. *Revista Electrónica de Estudios Internacionales*, 11(42). <https://doi.org/10.17103/reei.42.04>

- Robeyns, I. (2022). The capability approach: A theoretical framework for understanding human development in the digital age. *Journal of Human Development and Capabilities*, 6(1). https://biblioteca.hegoa.ehu.eus/downloads/15356/%2Fsystem%2Fpdf%2F830%2FThe_Capability_Approach._A_Theoretical_Survey.pdf
- Rodríguez Miranda, A., Vial Cossani, C., & Parrao, A. A. (2021). Composite and multidimensional index of regional development: A proposal for Latin America. *Revista Iberoamericana de Estudios Municipales*, 1-34. <https://doi.org/10.32457/riem.v23i1.580>
- Romero A., I. S. (2014). La distribución del ingreso y las teorías macroeconómicas del crecimiento. *Negotium*, 10, 56-78. <https://www.redalyc.org/pdf/782/78232555005.pdf>
- Sánchez-Vélez, V., Arteaga-Pita, I. y Gómez-García, S. (2020). Análisis sobre seguridad ciudadana y desarrollo local en Ecuador. *Polo del Conocimiento*, 5(12), 759-773. <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/8042571.pdf>
- Sarrate, M. L., García, J. L. y Pérez, G. (2013). Impacto de la educación en el emprendimiento. *Pedagogía Social. Revista Interuniversitaria*, 22, 75-89. <https://doi.org/10.7179/PSRI>
- Sen, A. (1999). *Development as freedom* (ilustrada). Oxford University Press. <https://books.google.com.ec/books?id=NQs75PEa618C>
- Sen, A. (2023). On the foundations of welfare economics: Utility, capability, and practical reason. En *Ethics, rationality, and economic behaviour* (pp. 50-65). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oso/9780198289814.003.0005>
- Sierra, P. y Jesús, A. de. (2015). Uso de variables de actividad económica en la estimación del PIB per cápita microterritorial. *Cuadernos de Economía*, 34(65), 349-376. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v34n65.45936>
- Suárez, E. (2019). Índice de desarrollo humano: una mirada desde Ecuador. *Revista PUCE*. <https://doi.org/10.26807/revpuce.v0i108.214>
- Suárez, T. (2023). Disparidades regionales en infraestructura educativa y calidad de enseñanza en Ecuador. *Evaluación Educativa*. <http://www.doi.org/10.55867/libroqual23.01>
- Sumba, R. Y., Saltos, G. R., Rodríguez, C. A. y Tumbaco, Z. L. (2020). El desempleo en el Ecuador: causas y consecuencias [Unemployment in Ecuador: causes and consequences]. *Polo del Conocimiento*, 5(10), 774-797. <https://doi.org/10.23857/pc.v5i10.1851>
- Tejedo-Romero, F., Tejada Ponce, Á., Ramírez Corcoles, Y., & Pérez, M. (2023). Board leadership structure and human capital disclosure: Role of independent directors. *European Research on Management and Business Economics*, 29(3). <https://doi.org/10.1016/J.IE-DEEN.2023.100224>
- Valencia Núñez, E. R., Valle Álvarez, A. T., Cruz Lascano, M. E. y Haro Sarango, A. F. (2022). Evaluación de la sostenibilidad financiera en el Crédito de Desarrollo Humano Asociativo en la provincia de Tungurahua, Ecuador. *Lecturas de Economía*, 97, 325-368. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n97a346723>
- Villarruel-Meythaler, R. E., Echeverría-Villafuerte, D. H., Bedoya-Ramos, M. A. y Moreta-Saraguro, E. S. (2020). Crecimiento económico, concentración del ingreso y reducción de la pobreza: Evidencia en Ecuador de la hipótesis de Bourguignon. *Killkana Social*, 4(3), 7-16. <https://doi.org/10.26871/killkanasocial.v4i3.624>